



HAL
open science

Impact des plateformes multifonctionnelles sur l'activité économique des femmes et l'éducation des enfants au Mali

Catherine Araujo Bonjean, Martine Audibert, Moussa Keita

► To cite this version:

Catherine Araujo Bonjean, Martine Audibert, Moussa Keita. Impact des plateformes multifonctionnelles sur l'activité économique des femmes et l'éducation des enfants au Mali. 2015. halshs-01153959

HAL Id: halshs-01153959

<https://shs.hal.science/halshs-01153959>

Preprint submitted on 20 May 2015

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'ETUDES
ET DE RECHERCHES
SUR LE DEVELOPPEMENT
INTERNATIONAL

SERIE ETUDES ET DOCUMENTS

Impact des plateformes multifonctionnelles sur l'activité économique des femmes et l'éducation des enfants au Mali

Catherine ARAUJO BONJEAN

Martine AUDIBERT

Moussa Keita

Etudes et Documents n° 12

Mai 2015

To cite this document:

Araujo Bonjean C., Audibert M., Keita M. (2015) "Impact des plateformes multifonctionnelles sur l'activité économique des femmes et l'éducation des enfants au Mali", *Etudes et Documents*, n°12, CERDI. http://cerdi.org/production/show/id/1688/type_production_id/1

CERDI
65 BD. F. MITTERRAND
63000 CLERMONT FERRAND – FRANCE
TEL. + 33 4 73 17 74 00
FAX + 33 4 73 17 74 28
www.cerdi.org

The authors

Catherine Araujo Bonjean

CNRS Researcher

Clermont Université, Université d'Auvergne, CNRS, UMR 6587, CERDI, F-63009 Clermont Fd

Email : C.Araujo-Bonjean@udamail.fr

Martine Audibert

Director of Research at CNRS

Clermont Université, Université d'Auvergne, CNRS, UMR 6587, CERDI, F-63009 Clermont Fd

Email : Martine.Audibert@udamail.fr

Moussa Keita

Research Assistant

Clermont Université, Université d'Auvergne, CNRS, UMR 6587, CERDI, F-63009 Clermont Fd

Email : keitam09@ymail.com

Corresponding author: Catherine Araujo Bonjean



This work was supported by the LABEX IDGM+ (ANR-10-LABX-14-01) within the program “Investissements d’Avenir” operated by the French National Research Agency (ANR)

Etudes et Documents are available online at: <http://www.cerdi.org/ed>

Director of Publication: Vianney Dequiedt

Editor: Catherine Araujo Bonjean

Publisher: Chantal Brige-Ukpong

ISSN: 2114 - 7957

Disclaimer:

Etudes et Documents is a working papers series. Working Papers are not refereed, they constitute research in progress. Responsibility for the contents and opinions expressed in the working papers rests solely with the authors. Comments and suggestions are welcome and should be addressed to the authors.

Abstract

Initié au Mali dans les années 1990 avec le soutien du PNUD, le programme plateformes multifonctionnelles (PTFM) vise à lutter contre la pauvreté en développant l'offre énergétique en milieu rural. L'énergie fournie par un moteur diesel sert essentiellement à transformer les produits agricoles, activité traditionnellement réservée aux femmes. L'objectif de ce travail est d'évaluer l'impact des PTFM sur l'activité économique des femmes et l'éducation des enfants à l'aide de méthodes quasi-expérimentales. L'analyse est conduite sur un panel de 201 villages et 2412 ménages obtenu à partir d'une enquête à deux passages effectués en 2009 et en 2011. Deux méthodes sont mises en œuvre pour estimer l'impact des PTFM : la méthode des entrées échelonnées et la méthode de la double différence avec ou sans appariement. Deux types d'effets sont identifiés : l'effet de la présence du programme et l'effet lié à la participation au programme. Les estimations ne rejettent pas l'hypothèse d'un impact positif des PTFM sur l'activité économique des femmes et sur la scolarisation des enfants au Mali.

Key words: plateforme, activités génératrices de revenu, éducation, analyse d'impact, Mali

JEL codes: O22, I25, J22

Acknowledgment

Ce travail s'inscrit dans le prolongement d'une étude réalisée par le CERDI, l'IHEID et l'IER et financée par le PNUD : Audibert M. et C. Araujo Bonjean (sous la direction de) « Evaluation de l'Impact du Programme de Plateformes Multifonctionnelles pour la lutte contre la pauvreté au Mali », Rapport final, novembre 2012. Les auteurs remercient l'ensemble des personnes rencontrées lors de la mission préparatoire de février 2009 et durant les phases d'enquête, au PNUD, à l'UCN, au CNESOLER, à l'AMADER, à la CPS, à la DNSI, au Ministère de l'Emploi, à Mali Bio-carburant, au Cabinet d'études BASIC et aux femmes des Groupements féminins de gestion des villages de Dara et Doumba.

1. Introduction

La répartition des tâches selon le genre est, en Afrique, bien codée. Les hommes doivent assurer la survie de leur famille en fournissant les produits de base de l'alimentation (mil, riz, igname, manioc, etc. selon les régions) et en acquérant si possible un revenu monétaire (production de cultures de rente, artisanat, commerce). Les femmes cultivent des légumes sur de petites parcelles qui entrent dans la composition des sauces (gombos, arachides, tomates...). Elles assurent également les tâches ménagères classiques telles que la préparation des repas, la lessive, chercher l'eau et s'occuper des jeunes enfants. Lorsque la base de l'alimentation est le mil ou le riz, il est nécessaire de décortiquer ces céréales et pour le mil, de le piler avant de commencer la préparation du repas. Le temps consacré à ces activités est long. A cela, s'ajoute le temps consacré au ramassage du bois nécessaire pour la cuisson des aliments et à la cueillette et transformation de certains fruits. Au Mali, l'exploitation du karité, domaine réservé des femmes, constitue une source potentielle de revenus. Or les noix de karité doivent être broyées avant de pouvoir en faire du beurre alimentaire ou une crème de beauté.

L'implantation des plateformes multifonctionnelles (PTFM) a été considérée comme une solution adéquate pour répondre à la problématique de la lourdeur et de la pénibilité des tâches domestiques et des activités de transformation agroalimentaire réalisées par les femmes en zone rurale. La plateforme multifonctionnelle est constituée d'un moteur diesel, pouvant aussi fonctionner à l'huile de jatropha, entraînant un moulin, une décortiqueuse et un alternateur susceptible de faire fonctionner un chargeur de batteries. Dans certains cas, rares, la plateforme est utilisée pour fournir de l'électricité à tout ou partie du village. De conception simple, l'installation et la maintenance des PTFM peuvent être assurées par la main d'œuvre locale.

L'utilisation de la plateforme doit avant tout permettre aux femmes de réduire le temps consacré à la mouture des céréales destinées à la consommation du ménage et la pénibilité de ce travail. Elle doit aussi permettre d'accroître la productivité du travail des femmes dans les activités de transformation agroalimentaire qui constituent leurs principales sources de revenu. Le temps libéré peut permettre aux femmes de développer de nouvelles activités - activités génératrices de revenu (AGR) ou activités sociales - et de se consacrer davantage à l'éducation et au soin des enfants. De manière générale, il est attendu une amélioration du bien-être des femmes ainsi que des jeunes filles, généralement associées aux travaux domestiques. Pour ces dernières, le recours à la PTFM devrait avoir un effet positif sur leur scolarisation.

Les effets économiques du programme PTFM qui a plus de 20 ans d'existence au Mali, n'ont jamais été l'objet d'une évaluation rigoureuse. Aussi, l'objectif de cette étude est d'utiliser les techniques de l'évaluation d'impact pour mesurer et analyser les effets du programme sur un certain nombre d'indicateurs d'activité et de niveau de vie (Keita, 2014). On présente ici les résultats concernant l'impact des PTFM sur l'activité économique des femmes et l'éducation des enfants.

L'article est organisé en six parties. Dans la partie suivante, nous donnons un aperçu général du programme PTFM au Mali. La troisième partie présente la méthode de recueil des données et les caractéristiques de l'échantillon. La quatrième partie est consacrée à la stratégie d'identification de l'impact des PTFM. Les résultats sont présentés dans la cinquième partie. La dernière partie conclut.

2. Le programme PTFM au Mali

Le PNUD, en partenariat avec les autorités nationales, soutient la mise en place de Plateformes Multifonctionnelles dans plusieurs pays d'Afrique de l'Ouest. La coordination des programmes nationaux est assurée par le PREP (Programme Régional Energie Pauvreté). Ces programmes s'inscrivent dans une démarche de « *Community Driven Development* » qui accorde une place centrale à l'appropriation des plateformes par les communautés.

Lancé en 1993 avec le soutien de l'ONUDI et du FIDA, le programme a connu une phase d'expérimentation jusqu'en 1998, période au cours de laquelle une cinquantaine de villages ont été dotés d'une plateforme. Après cette phase pilote, plus de 500 PTFM ont été installées entre 1999 et 2004, essentiellement dans les régions de Sikasso, Ségou et Mopti. Le rythme des installations ralentit entre 2005 et 2008 pour reprendre à partir de 2008, grâce à un financement de la Fondation Gates et du Fonds d'Appui à la Formation et à l'Apprentissage (FAFPA). Au total, 1000 PTFM ont été installées depuis le début du programme jusqu'à la fin 2011, dont environ 250 entre 2009 et 2011.

Depuis 2004, le programme est coordonné par l'Unité de Coordination Nationale (UCN), Responsable technique du programme, l'UCN est aussi responsable de son suivi et de son évaluation. Pour accéder au programme, le village, à travers un groupement féminin, dépose une demande auprès de l'UCN. Lorsque les prérequis (capacité de mobilisation de la population, forte cohésion sociale, absence d'équipement similaire, existence d'un marché pour les services énergétiques) sont satisfaits, une étude de faisabilité participative (EFP) est réalisée par un bureau d'études indépendant, sur la base de focus groupes et d'assemblées villageoises. L'EFP a pour objectif de cerner les potentialités du village en termes de mobilisation et de capacité de gestion. L'existence ou la constitution d'un groupement de femmes est une des conditions nécessaires dans le processus d'attribution du programme.

Dès lors que les conditions sont réunies, le village et le programme signent un plan d'actions qui engage les contractants. Le village apporte sa quote-part (200.000 FCFA) et construit le local qui abritera la PTFM (environ 300.000 FCFA). Les plateformes sont installées en priorité dans les villages qui ont mobilisé leur quote-part et construit rapidement le local de la PTFM.

3. Méthodologie de l'enquête et situation de référence

Afin de recueillir les données nécessaires à l'évaluation de l'impact des PTFM, une enquête à deux passages (2009 et 2011) a été menée. Compte-tenu de la spécificité du programme malien, l'enquête a été construite de façon à identifier trois groupes de villages (A, B et C) qui sont à la base de la stratégie d'identification.

3.1. Détermination de la taille de l'échantillon

La plateforme est attribuée au village qui est donc le bénéficiaire du programme. Toutefois, les indicateurs d'impact sont mesurés au niveau des ménages et des individus, ici les femmes et les enfants. L'échantillon est donc un échantillon stratifié : la première strate correspond aux villages et la seconde aux ménages.

La détermination de la taille et de la répartition de l'échantillon, du nombre de villages et de ménages à tirer, a été faite suite à une analyse de sensibilité de la puissance de l'échantillon¹. Les calculs de l'Impact Minimum Détectable (IMD), de puissance et de taille de l'échantillon impliquent de connaître l'écart-type de la variable de résultat. Les données utilisées pour les calculs de l'IMD sont issues de la base de données de l'Enquête Démographie Santé (EDS) de 2006 du Mali.

Plusieurs critères ont été utilisés pour sélectionner les indicateurs de résultat dans le calcul de l'IMD. Le premier critère consiste à retenir des indicateurs sur lesquels un impact significatif du programme est attendu, en l'occurrence, des indicateurs de genre, éducation, activités génératrices de revenu (AGR), santé et niveau de vie. Le second critère est la disponibilité des données dans les bases existantes.

La puissance de l'échantillon est donnée par :

$$P = Pr \left(\frac{\bar{Y}_T - \bar{Y}_C}{\sigma_Y \sqrt{\frac{1}{n_T} + \frac{1}{n_C}}} \geq 1.646 \mid \text{IMD} \right) \quad (1)$$

où \bar{Y}_T et \bar{Y}_C représentent, la moyenne de l'indicateur de résultat, respectivement dans le groupe des villages bénéficiant du programme (les traités) et dans le groupe des villages non bénéficiaires (les contrôles). σ_Y est l'écart-type de l'indicateur de résultat. n_T et n_C représentent respectivement le nombre de ménages traités et contrôles. $n_T + n_C$ représentent la taille de l'échantillon nécessaire pour obtenir un Impact Minimum Détectable (IMD).

Généralement la puissance est fixée à un seuil de 80%, l'IMD dépend alors de la taille de l'échantillon et de sa structure. Par exemple, avec un échantillon stratifié comme c'est le cas dans cette étude, l'IMD est donné par l'expression suivante :

$$\text{IMD} = 2.487 \sigma_Y \sqrt{(1 - R_{T \rightarrow Y}^2) \left[\frac{1}{N} (1 - \rho) \left(\frac{1}{N n_T} + \frac{1}{N n_C} \right) + \rho \left(\frac{1}{N} + \frac{1}{N} \right) \right]} \quad (2)$$

$R_{T \rightarrow Y}^2$ est le R^2 obtenu par régression de l'indicateur de résultat sur une variable muette prenant la valeur 1 pour les villages traités et 0 pour les villages contrôles. ρ est le coefficient de

¹ La puissance statistique d'un échantillon représente la probabilité que celui-ci soit capable de détecter un impact significatif attribuable au programme.

corrélation intra-classe. N est le nombre total de villages à enquêter (traités et contrôles). n_T et n_C représentent respectivement le nombre de ménages traités et contrôlés.

Le tableau 1 donne les impacts minimum détectables pour un R^2 fixé par hypothèse à 0,2 et une corrélation intra classe de 0,15.

Tableau 1. Calcul des impacts minimum détectables

Indicateur	IMD
Z-score taille pour âge HAZ	0,248
Taux de scolarisation des filles (5-15ans)	0,078
Part des femmes auto-employées	0,061

Sources : Calculs des auteurs sur les données EDSM-IV, 2006

Une analyse de sensibilité par rapport à la taille de l'échantillon a conduit à retenir un échantillon de 200 villages et 12 ménages par village, soit au total 2400 ménages.

3.2. Sélection des villages et des ménages

Le tirage des villages à enquêter a été réalisé à partir d'une liste, fournie par les responsables du programme, comprenant l'ensemble des villages bénéficiaires du programme depuis 2000 et des futurs bénéficiaires du programme, soit au total 636 villages. La sélection des villages est effectuée de sorte à constituer 3 groupes, A, B, et C.

Le groupe A comprend des villages traités avant 2009. Ils sont tirés parmi les villages ayant obtenu une PTFM entre 2000 et 2008 incluses. Les villages du groupe B (traités entre 2009 et 2011) sont choisis parmi les villages dont la PTFM était en cours d'installation en 2009 ou prévue après le premier passage de l'enquête et avant le second. Les villages du groupe C sont tirés parmi ceux qui ont déposé une requête pour l'obtention d'une PTFM, mais qui ne devaient l'obtenir qu'après le second passage d'enquête. Le tirage des villages des groupes A et B est effectué de façon aléatoire et proportionnelle à la taille des régions et aux dates d'entrée des villages dans le programme.

Le tableau 2 donne la répartition du nombre de villages enquêtés par région entre les trois groupes de villages, selon la date d'installation. Cette répartition diffère légèrement de celle prévue initialement qui était d'avoir un groupe de 100 villages traités avant 2009, un groupe de 50 villages traités entre 2009 et 2011 et un groupe de 50 villages non traités en 2011. Les raisons de cet écart tiennent aux erreurs dans la liste de tirage sur la date d'installation de certaines PTFM ainsi qu'à des décalages dans l'ordre d'installation des PTFM par rapport à ce qui pouvait être anticipé début 2009. Pour réduire un biais potentiel, lié au fait que 19 villages se sont avérés avoir bénéficié d'une PTFM avant 2000, c'est-à-dire pendant la phase pilote du programme, ces villages ont été exclus des analyses.

Au final, le groupe A, constitué des villages qui avaient une PTFM lors du premier passage en 2009, comprend 99 villages. Le groupe B regroupe 45 villages qui n'avaient pas de PTFM au premier passage mais qui en ont obtenu une avant le second passage. Le groupe C regroupe 38 villages qui n'avaient pas encore obtenu de PTFM lors du second passage d'enquête en 2011.

Tableau 2. Répartition des villages de l'échantillon selon leur date d'entrée dans le programme

		Kayes	Koulikoro	Mopti	Ségou	Sikasso	Total
Phase pilote	1994	0	0	0	1	0	1
	1998	0	0	2	1	4	7
	1999	0	0	3	0	8	11
Total villages équipés avant 2000		0	0	5	2	12	19
Groupe A	2000	1	0	3	6	6	16
	2001	1	2	4	7	12	26
	2002	0	2	4	2	4	12
	2003	1	3	3	5	4	16
	2004	1	0	1	1	6	9
	2005	1	1	1	0	2	5
	2006	2	0	0	2	2	6
	2007	0	2	0	1	0	3
	2008	4	0	1	0	1	6
Total villages équipés de 2000 à 2008		11	10	17	24	37	99
Groupe B	2009	8	9	3	5	7	32
	2010	4	2	3	0	0	9
	2011	1	2	0	0	1	4
Total villages équipés de 2009 à 2011		13	13	6	5	8	45
Groupe C							
Total villages restés non-traités		5	6	7	14	6	38
Total villages		29	29	35	45	63	201

Le choix des ménages à enquêter a été fait de manière aléatoire en tenant compte de l'éloignement au centre du village, de sorte que leur nombre soit équitablement réparti entre les différentes zones du village. Les enquêteurs ont suivi la méthode des itinéraires avec un pas systématique égal à $\frac{N}{n}$. N est le nombre total de ménages entre le centre du village et la limite du village en suivant l'itinéraire choisi aléatoirement. n est le nombre de ménages qui doit être enquêté.

3.3. Caractéristiques de l'échantillon en 2009

Le tableau 3 présente les principales caractéristiques socio-économiques des villages et des ménages lors du premier passage de l'enquête en 2009. Un test de différence de moyenne est présenté dans les colonnes 4, 5 et 6. L'objectif est de rechercher si les différents groupes présentent des caractéristiques différentes ou pas.

Tableau 3. Caractéristiques des villages et des ménages de l'échantillon en 2009 (1^{er} passage)

	<u>Groupe A</u> Traité avant 2009	<u>Groupe B</u> Traité entre 2009 et 2011	<u>Groupe C</u> Non encore Traité	Pvalue ttest A et B	Pvalue ttest B et C	Pvalue ttest A et C
Caractéristiques des villages						
Nombre d'habitants (x1000)	1,73	2,10	1,26	0,250	0,005	0,053
Présence de centre téléphonique(%)	26,78	19,76	16,21	0,132	0,553	0,195
Accès à l'électricité Réseau EDM(%)	8,92	7,84	2,63	0,820	0,296	0,200
Présence de réseau de distribution d'eau(%)	18,75	11,76	15,78	0,268	0,587	0,683
Présence de coopérative agricole (%)	63,15	55,62	51,70	0,113	0,251	0,479
Présence de banque de céréale (%)	28,57	29,41	36,84	0,913	0,465	0,342
Présence de moulins privés (%)	31,57	25,49	50,89	0,532	0,002	0,039
Nombre moyen de boutiques	6,11	7,53	4,12	0,552	0,201	0,360
Présence de marché(%)	36,93	31,37	28,94	0,494	0,808	0,375
Distance moyenne au marché (km)	10,50	8,64	11,061	0,401	0,330	0,837
Distance moyenne au centre de santé (km)	6,13	7,05	8,37	0,569	0,503	0,412
Distance moyenne à la route bitumée (km)	32,87	32,49	33,54	0,956	0,913	0,936
Distance moyenne au chef-lieu de Région (km)	156,27	144,84	166,27	0,569	0,444	0,606
Caractéristiques des ménages						
<i>Composition</i>						
Taille moyenne ménage	7,26	6,93	7,25	0,135	0,109	0,969
% de femmes chef de ménage	1,41	2,61	2,63	0,063	0,981	0,083
% de chefs de ménage alphabétisés	33,18	28,50	28,09	0,540	0,885	0,545
% de chefs de ménage polygames	32,52	31,71	30,24	0,723	0,614	0,373
<i>Equipements</i>						
Indice de richesse biens et actifs durables	0,043	-0,059	-0,049	0,146	0,908	0,246
<i>Qualité de logement</i>						
% logements en matériaux durs (ciment, béton, etc.)	1,47	2,01	2,45	0,162	0,552	0,176
% de logements avec toits en matériaux modernes	21,91	28,33	24,23	0,130	0,271	0,210
% de logements avec sol en matériaux modernes	8,75	8,42	11,15	0,761	0,264	0,157

Ecart-types clustérisés au niveau village ; différences significatives en gras.

Source : enquête 2009.

Les résultats montrent que les trois groupes de villages sont assez proches. Les groupes B et C ne diffèrent que par le nombre moyen d'habitants par village et la présence de moulins privés. La proportion de villages du groupe C ayant au moins un moulin privé est égale à 50,8 % contre 25,4% dans le groupe B. Ceci peut indiquer que les PTFM sont d'abord implantées dans les zones ayant un faible accès aux services mécaniques privés (ce qui est effectivement un critère dans le déploiement du programme). Concernant les caractéristiques des ménages, le groupe A diffère des groupes B et C sur le pourcentage de femmes chef de ménage, mais la différence est faible (1,4% pour le groupe A contre 2,6% dans les deux autres groupes).

4. Stratégie d'identification de l'impact des PTFM

Les conditions d'une étude expérimentale excluant tout biais de sélection ne sont pas toujours remplies sur le terrain. C'est le cas pour cette étude de l'impact des PTFM qui intervient alors que le programme fonctionne depuis plusieurs années et que les conditions de participation au programme, autrement dit d'attribution d'une PTFM, obéissent à un certain nombre de règles pré-

établies Il faut donc recourir à des méthodes dites quasi expérimentales. Parmi celles-ci on retient deux méthodes : la méthode des entrées échelonnées et celle de la double différence (DD).

4.1. La méthode des entrées échelonnées

L'approche des entrées échelonnées (*pipeline approach*) consiste à estimer l'impact du programme en prenant le groupe contrôle parmi les futurs bénéficiaires du programme (Galasso et Ravallion, 2004; White *et al.*, 2006 ; Khandker *et al.*, 2010). Cette méthode repose sur l'hypothèse selon laquelle la situation actuelle des futurs bénéficiaires du programme est un bon contrefactuel pour ceux qui sont actuellement traités.

Cette méthode est mise en œuvre à partir des données du premier passage de l'enquête en 2009. Les villages ayant obtenu une PTFM entre 2000 et 2008 (groupe A) sont comparés aux villages ayant obtenu une PTFM entre 2009 et 2011 (groupe B). Le groupe A est le groupe traité, le groupe B est le groupe contrôle. Les villages du groupe B se trouvant dans le pipeline, ils sont supposés être statistiquement identiques à ceux déjà traités (groupe A).

L'impact du programme est obtenu à partir de l'estimation du modèle donné par :

$$Y_{iv} = \beta_0 + \beta_1(T_v) + \gamma X_{iv} + \varepsilon_{iv} \quad (1)$$

Y_{iv} est l'indicateur de résultat (scolarisation, AGR) pour l'individu i du village v .

T_v est une variable binaire qui prend la valeur 1 lorsque l'individu i appartient au groupe A (traité) et la valeur 0 lorsque l'individu i appartient au groupe B (contrôle). β_1 capte l'impact du programme. X_{iv} représente les caractéristiques (individuelles, ménages et villages) associées à l'individu i . L'influence de ces caractéristiques est captée par γ . ε_{iv} représente le terme d'erreur.

Le principal avantage de la méthode des entrées échelonnées est de permettre de mesurer l'impact des anciennes PTFM installées depuis plusieurs années. La principale limite de cette méthode est de reposer sur l'hypothèse d'absence de biais de sélection lié à la date d'entrée dans le programme. Autrement dit, la date d'entrée est supposée aléatoire et non dépendante d'une variable observée ou inobservée, corrélée avec le résultat. On suppose ainsi que la date d'entrée dans le programme est indépendante du degré de motivation des villageois et donc que les villages qui accèdent plus tard au programme ont les mêmes caractéristiques que les premiers entrés.

4.2. L'estimateur de la double différence (DD)

La méthode de la DD consiste à comparer la situation des groupes traité et contrôle, avant et après le traitement. Elle repose sur l'hypothèse selon laquelle l'évolution de la situation du groupe contrôle entre deux périodes t_0 et t_1 constitue un bon contrefactuel pour le groupe qui a été traité sur la même période. Elle suppose de disposer d'au moins deux périodes d'observation, avant et après le traitement.

L'évolution de la situation des villages qui ont reçu une PTFM entre 2009 et 2011 (groupe B) est comparée à celle des villages toujours sans PTFM en 2011, date du second passage de l'enquête

(groupe C). Dans cette analyse, le groupe B devient le groupe traité, le groupe C est le groupe contrôle.

L'impact du programme est estimé en utilisant la spécification suivante :

$$Y_{ivt} = \beta_0 + \beta_1(T_v) + \vartheta t + \delta(T_v * t) + \gamma X_{ivt} + \varepsilon_{ivt} \quad (2)$$

Y_{ivt} est l'indicateur de résultat de l'individu i à la période t . T_v est la variable indiquant le statut de traitement, prenant la valeur 1 lorsque l'individu i appartient au groupe B et la valeur 0 lorsque l'individu i appartient au groupe C. t est une muette temporelle, égale à 0 pour l'année 2009 et 1 pour l'année 2011. X_{iv} représente les caractéristiques (individuelles, ménages et villages) associées à l'individu i . δ capte l'impact du programme. ε_{ivt} est le terme d'erreur.

Contrairement à l'approche des entrées échelonnées qui utilise uniquement les données recueillies au premier passage, la méthode d'estimation de la double différence exploite la dimension temporelle de la base de données en combinant les observations provenant des deux passages de l'enquête. Elle a pour avantage de lever l'hypothèse d'équivalence statistique des villages traités et non traités à l'année initiale. Mais sa validité repose sur l'hypothèse du *parallel trend* selon laquelle les villages traités et non traités évoluent de façon parallèle avant la mise en place du programme. Ne disposant que d'une année d'observation avant la date de traitement, nous ne pouvons tester cette hypothèse.

4.3. L'estimateur de la double différence avec appariement

La méthode d'estimation par appariement sur les caractéristiques observables permet de réduire le biais de sélection si le biais induit par la sélection sur les inobservables va dans le même sens que celui induit par la sélection sur les observables. Dans cette hypothèse, des individus proches du point de vue de leurs caractéristiques observables évoluent de façon parallèle.

La méthode d'appariement consiste à associer à chaque individu traité un individu non traité semblable du point de vue de ses caractéristiques résumées dans le score de propension. Le score de propension, p_i , est la probabilité pour un individu de recevoir le traitement conditionnellement à ses caractéristiques à la période initiale (X), qu'il soit bénéficiaire ou non. Ce score permet d'équilibrer la distribution des caractéristiques observables des individus dans les groupes de traitement et de contrôle, autrement dit, de rendre ces deux groupes semblables du point de vue de la distribution des variables agissant sur la probabilité d'accès au traitement (Fougère 2010, Rosenbaum and Rubin, 1983).

Il existe plusieurs méthodes d'appariement. Dans la méthode avec fonction à noyau (kernel Matching) de Heckman, Ichimura, Todd (1998) chaque individu non traité participe au contrefactuel avec une pondération décroissante selon sa distance à l'individu traité considéré. Nous utilisons cette méthode avec des pondérations données par une fonction à noyau Epanechnikov. Nous estimons les scores de propension à partir d'un modèle Logit. L'analyse est ensuite restreinte à la région de support commun des distributions des scores de propension des groupes d'individus traités et non traités.

Pour déterminer le support commun, nous utilisons la méthode de Dehejia et Wabba (1999) qui consiste à éliminer du groupe de contrôle tous les individus dont le score de propension est inférieur au minimum des scores de propension dans le groupe de traitement. De la même manière sont exclus du groupe des traités tous les individus dont le score de propension est supérieur au maximum du score des individus non traités. Pour tester la condition d'équivalence des villages traités et non traités sur le support commun, on effectue le test d'équilibrage (*balancing test*) donné par Smith et Todd (2005). Le test consiste à régresser chaque variable d'appariement sur une forme polynomiale du score de propension et de la muette de traitement. L'équation de test se présente sous la forme :

$$X_{vk} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{p}_v + \alpha_2 \hat{p}_v^2 + \alpha_3 T_v + \alpha_4 (T_v * \hat{p}_v) + \alpha_5 (T_v * \hat{p}_v^2) + u_{vk} \quad (3)$$

où X_{vk} est la k ème variable explicative pour le village v . \hat{p}_v est le score de propension dénotant la probabilité pour le village v d'obtenir le programme conditionnellement à ses caractéristiques. T_v est la variable de traitement qui prend 1 pour les villages traités et 0 sinon. L'hypothèse nulle du test est que tous les coefficients impliquant T_v sont conjointement nuls ($H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$).

4.4 Effets estimés du traitement

L'installation d'une PTFM dans un village n'implique pas que tous les villageois l'utilisent (participent au programme). Ceci amène à distinguer trois groupes de ménages et deux types d'effets.

Le premier groupe de ménages est constitué des ménages assignés au programme, c'est-à-dire issus des villages bénéficiaires du programme, qui utilisent la PTFM. Le second groupe est constitué des ménages assignés au programme, qui n'utilisent pas la PTFM. Le troisième groupe comprend les ménages non assignés au programme (issus des villages qui ne bénéficient pas du programme), qui par conséquent n'utilisent pas la PTFM. On suppose que ces derniers ne se rendent pas dans les villages bénéficiaires pour utiliser les PTFM.

Le premier effet mesuré est l'intention de traiter, notée ITT, qui désigne l'impact moyen observé du programme, que les assignés participent ou pas au programme. En présence de *non compliers*², l'ITT sous-estime l'impact du programme. L'ITT est mesurée par le coefficient β_1 de l'équation (1) et le coefficient δ de l'équation (2) (Angrist et Imbens, 1994; Angrist, Imbens et Rubin, 1996, White et al. 2005).

Le second est l'effet moyen du traitement sur les traités qui mesure l'impact du programme en tenant compte de la participation au programme : les résultats obtenus par les ménages participants sont comparés aux résultats obtenus par les ménages non participants et non assignés.

² Les *non compliers* sont des individus qui ne se conforment pas à leur statut d'assignation. Ici, ce sont les assignés qui n'utilisent pas la PTFM.

Les équations estimées deviennent, selon la méthode des entrées échelonnées :

$$Y_{iv} = \beta_0 + \beta_1 D_{iv} + \gamma X_{iv} + \varepsilon_{iv} \quad (4)$$

selon la méthode de la DD :

$$Y_{ivt} = \beta_0 + \beta_1 D_{iv} + \vartheta t + \delta(D_{iv} * t) + \gamma X_{ivt} + \varepsilon_{ivt} \quad (5)$$

Avec : $D_{iv} = 1$ si l'individu i habite un village assigné au programme et participe au programme ; $D_{iv} = 0$, si l'individu i habite un village assigné au programme et ne participe pas au programme ou s'il habite un village non assigné ; t est une muette temporelle.

Un ménage est considéré comme participant au programme ($D_{iv} = 1$) s'il réalise au moins une opération à la PTFM. Les opérations considérées sont : la mouture, le broyage, le décortilage des céréales ou autre transformation agroalimentaire.

Comme la participation au programme est clairement endogène, dépendant de facteurs spécifiques au ménage essentiellement inobservables, les équations (4) et (5) sont estimées par la méthode des variables instrumentales avec :

$$D_{iv} = \varphi(X_{iv}, Z_{iv}, \varepsilon_{iv}) \quad (6)$$

Où Z_{iv} représente les variables instrumentales et X_{iv} les variables exogènes du modèle.

β_1 (équation 4) et δ (équation 5) mesurent donc l'effet local moyen du traitement sur les traités (LATE).

La procédure d'instrumentation doit vérifier cinq hypothèses fondamentales (Angrist et Imbens, 1994 ; Angrist, Imbens et Rubin, 1996). La première est l'hypothèse SUTVA (*Stable Unit Treatment Value Assumption*). Selon cette hypothèse, le résultat potentiel de chaque individu n'est pas corrélé au statut de traitement des autres individus. La deuxième est l'hypothèse d'exclusion qui implique que l'effet de l'instrument sur le résultat passe uniquement par la variable D . La troisième hypothèse est la non-nullité de l'effet de l'instrument sur D . La quatrième est l'hypothèse de monotonie qui implique que l'instrument affecte la participation d'une façon monotone. Enfin la cinquième hypothèse est celle de l'assignation aléatoire. Cette hypothèse implique que l'assignation des individus par rapport à l'instrument soit distribuée de manière aléatoire. La principale difficulté se trouve dans le choix d'un instrument capable de satisfaire ces différentes conditions.

L'instrument potentiellement capable de satisfaire ces conditions dans notre étude est la distance (d_{iv}) entre le ménage et la PTFM du village. Cette distance ne pouvant être mesurée dans les villages non assignés, il faut choisir une forme fonctionnelle discriminante de la participation. Pour cela, nous choisissons l'inverse de la distance comme instrument (Z):

$$Z_{iv} = \frac{1}{d_{iv}} \quad (7)$$

Les propriétés mathématiques de cette fonction permettent de considérer $Z_{iv} = 0$ pour tous les ménages des villages non bénéficiaires³. Ce qui permet à la fois de créer une continuité et une monotonie en satisfaisant les conditions d'exclusion. L'équation d'instrumentation est la suivante :

$$D_{iv}^* = \kappa_0 + \kappa_1 Z_{iv} + \kappa_2 X_{iv} + u_i \quad \text{avec} \quad \begin{cases} D_{iv} = 1 \text{ si } D_{iv}^* > 0 \\ D_{iv} = 0 \text{ si } D_{iv}^* \leq 0 \end{cases} \quad (8)$$

D_{iv} représente le statut de participation au programme. $D_{iv} = 1$ si le ménage participe, 0 sinon. D_{iv}^* est la variable latente de la participation et X_{iv} les autres exogènes. Z_{iv} est l'instrument.

5. Résultats des estimations

Parmi les effets attendus des PTFM, nous nous intéressons à l'activité économique des femmes et à l'éducation des enfants en âge scolaire. Les résultats sont présentés de façon synthétique dans le tableau 5. Après avoir présenté les variables de résultat, la discussion tourne principalement autour de la significativité du coefficient associé aux différentes variables de traitement retenues.

5.1. Indicateurs de résultat

Activités génératrices de revenus (AGR)

L'augmentation de la productivité du travail consacré à la transformation des produits agricoles peut permettre aux femmes d'allouer plus de temps à des activités économiques génératrices de revenu (AGR). On examine l'impact des PTFM sur la probabilité d'exercer une activité génératrice de revenus (*exerce_AGR*) et le nombre d'heures consacrées à cette activité (*temps_AGR*).

La probabilité d'exercer une activité génératrice de revenus est une variable binaire égale à 1 si la femme déclare exercer indépendamment de son mari au moins une activité génératrice de revenus ; égale à 0 sinon. Le temps consacré aux AGR est une variable continue mesurant le nombre d'heures consacrées par la femme aux AGR au cours d'une journée.

Education des enfants en âge scolaire

Un des effets potentiels du programme est l'amélioration de la scolarisation des enfants du fait d'un effet-revenu et surtout d'un effet-temps. L'utilisation de la plateforme, en réduisant le temps consacré par les enfants et notamment les filles, à la transformation des produits agricoles, devrait avoir un impact positif sur leur niveau d'éducation et leur performance scolaire.

³ $\lim_{d_{iv} \rightarrow \infty} Z_{iv} = \lim_{d_{iv} \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{d_{iv}} \right) = 0$.

L'impact du programme est examiné à travers trois indicateurs d'éducation. Le premier (Scolarise) est la probabilité pour un enfant de la tranche d'âge 6-12 ans⁴ d'être scolarisé. C'est une variable binaire prenant la valeur 1 si l'enfant est, ou a été, scolarisé et 0 s'il n'a jamais été scolarisé. Le second indicateur (temps_scolaire) représente le temps d'apprentissage journalier de l'enfant. C'est le nombre d'heures consacrées dans une journée aux activités scolaires (école, révision, devoirs, etc.). Le troisième indicateur est l'indicateur composite de progression scolaire SAGE⁵. Une valeur de l'indicateur < 100 dénote une distorsion ou une progression anormale de l'enfant. Cette distorsion peut être liée soit à une entrée tardive à l'école, soit à des redoublements successifs.

Lorsque la variable de résultat est une variable binaire (probabilité d'exercer une AGR et probabilité de scolarisation), l'équation est estimée à partir d'un modèle probit. Les tableaux de résultats reportent les effets marginaux et les tests de significativité sur les coefficients estimés. Les écarts-types des coefficients des variables interactives dans les modèles probit sont calculés par la méthode de Ai et Norton (2003).

5.2. Impact des PTFM installées avant 2009 (méthode des entrées échelonnées)

Les estimations de l'Intention de traiter (ITT) effectuées pour les différents indicateurs de résultat se basent sur l'équation (1). Les estimations de l'effet local moyen du traitement (LATE) sont réalisées à partir de l'équation (4). Le LATE est déterminé en deux étapes. Dans la première étape, la probabilité de participation est estimée. A cet égard, Todd et al. (2006) proposent d'estimer d'abord la probabilité de participation en considérant uniquement les participants et les non participants dans les villages traités. Comme les ménages des villages contrôles sont par nature non participants, il faudrait leur associer des valeurs hypothétiques de probabilité de participation qui traduiraient leur probabilité potentielle de participation si le programme avait été implanté dans leur village. Pour cela, il faut, dans une première étape estimer la probabilité de participation en considérant seulement les participants et les non participants dans les villages traités, puis dans une seconde étape, utiliser les paramètres de cette estimation pour prédire les probabilités conditionnelles de participation des non-traités. C'est cette probabilité conditionnelle (et non la prédiction linéaire) qui est ensuite introduite dans les différentes équations de résultat.

Pour les variables « temps consacré aux AGR » et « temps consacré à l'apprentissage », les équations sont estimées par les MCO en utilisant la procédure de Heckman (1979). Cette procédure permet de corriger un éventuel biais de sélection dû au fait que ces variables de résultat ne sont observées que pour les femmes exerçant une AGR ou pour les enfants scolarisés. Cette procédure consiste à estimer le ratio de Mills à partir de l'équation de probabilité d'exercer une AGR/d'être scolarisé, en excluant la variable de traitement, puis à introduire le ratio de Mills

⁴ En pratique, nous retenons dans nos régressions tous les enfants scolarisés y compris ceux ayant moins de 6 ans et actuellement enrôlé dans le cycle primaire.

⁵ *Schooling-for-Age* calculé à travers la formule suivante : $SAGE = \left(\frac{Niveau}{Age-AE} \right) \times 100$ Où *Niveau* est le nombre de classes validées par l'enfant depuis son entrée à l'école, *Age* est l'âge actuel de l'enfant et *AE* l'âge d'entrée normale à l'école (qui est de 7 ans au Mali). Voir Psacharopoulos et Yang (1991).

dans l'équation initiale. Pour le rythme de progression scolaire (SAGE), les équations sont estimées par les MCO en ne prenant que les enfants exerçant une activité/scolarisés.

Impact des PTFM sur les Activités Génératrices de Revenus

Les principaux résultats sont synthétisés dans le haut du tableau 4. Les tableaux détaillés des estimations en entrées échelonnées sont présentés en Annexe (tableaux A.1 à A.4). Les résultats des équations d'instrumentation apparaissent au tableau A.5.

Les estimations révèlent un impact significativement positif des PTFM sur l'activité économique des femmes (tableau 4). L'estimation de l'ITT montre un effet positif et significatif sur la probabilité d'exercer une AGR (p-value=0,015) et un impact positif et significatif sur le temps consacré aux AGR (p-value=0,098). Ces deux résultats sont confirmés par l'estimation du LATE (impact positif à 10% sur la probabilité d'exercer une AGR et sur le temps consacré aux AGR par les femmes utilisant les PTFM).

Tableau 4. Impact des PTFM. Synthèse des résultats

Approche	Groupes	Effet	Echantillon	Activité économique des femmes		Education des enfants		
				Exerce une AGR	Temps AGR	Scolarisé	Temps scolaire	SAGE
ENTRÉES ÉCHELONNÉES	A vs B	ITT	TRANSVERSAL	0.189** (0.015)	0.098* (0.098)	0.130* (0.085)	0.415** (0.031)	-0.006 (0.778)
		LATE	TRANSVERSAL	0.584* (0.084)	0.431* (0.059)	0.793* (0.052)	0.561*** (0.006)	0.0496 (0.909)
DOUBLE DIFFERENCE	B vs C	ITT	NON CYLINDRE	-0.087 (0.467)	0.102* (0.098)	0.091** (0.043)	-0.736 (0.193)	0.272 (0.475)
			CYLINDRE	-0.0029 (0.515)	0.0392* (0.090)	0.0184 (0.635)		
		LATE	MATCHING	-0.424 (0.191)	0.317 (0.103)	0.626 (0.168)	0.177** (0.035)	0.093 (0.171)
			NON CYLINDRE	0.041** (0.042)	0.131* (0.052)	0.148* (0.064)	0.942* (0.051)	-0.044 (0.778)
			CYLINDRE	0.330 (0.270)	0.046** (0.028)	0.330 (0.270)	0.046** (0.028)	-0.032 (0.835)
			MATCHING	0.113* (0.054)	0.900*** (0.005)	0.701 (0.171)	0.072*** (2.1e-05)	0.003 (0.928)

Source : nos résultats

Impact des PTFM sur la scolarisation des enfants

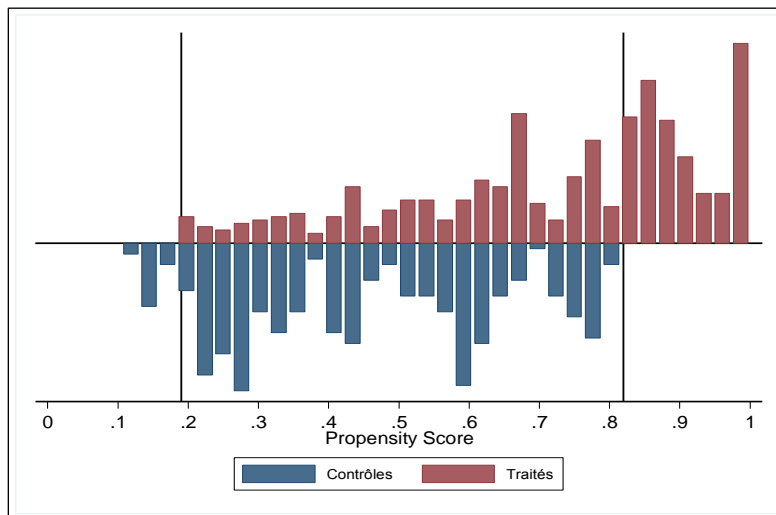
Les différentes estimations montrent un impact positif et significatif du programme sur la probabilité de scolarisation et sur le temps d'apprentissage scolaire (tableau 5). Cette significativité se maintient pour l'effet-présence du programme (ITT) et pour l'effet-participation au programme (LATE). Par contre, aucun effet des PTFM n'est observé sur le rythme de progression scolaire.

5.3. Impact des PTFM installées entre 2009 et 2011 (méthode de la double différence)

L'estimation de l'ITT et du LATE en double différence vise à tester la robustesse des effets identifiés en entrées échelonnées. Deux types d'estimations en double différence ont été effectuées: la DD classique et la DD avec appariement.

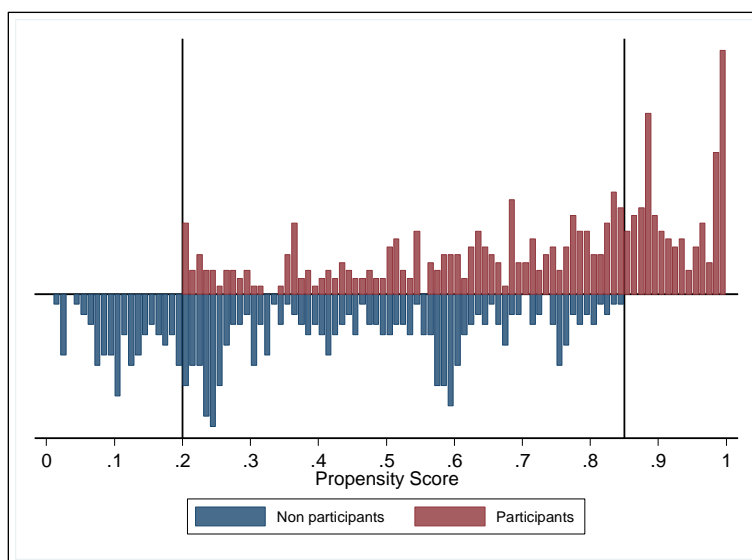
Le graphique 1 montre la répartition des scores de propension estimés au niveau village, dans le groupe de traitement et dans le groupe de contrôle et présente la région de support commun. Les résultats du test d'équivalence sont présentés en annexe dans le tableau A.6. Sur les 83 villages des groupes B et C (45 traités et 38 contrôles), 10 villages sortent du support commun (7 traités et 3 contrôles). Ils sont exclus de la DD avec appariement.

Graphique 1. Distribution des scores de propension au niveau village et région de support commun pour le calcul de l'ITT



Le graphique 2 illustre la distribution des scores de propension estimés sur les ménages participants et les non participants. Les résultats du test d'équivalence sont présentés en annexe (tableau A.7).

Graphique 2. Distribution des scores de propension au niveau ménage et région de support commun pour le calcul du LATE



Sur les 996 ménages de l'échantillon en DD, 169 sont exclus dont 111 dans les villages traités et 58 dans les villages contrôles. Sur ces 169 ménages, 120 proviennent directement des 10 villages précédemment éliminés pour l'estimation de l'ITT. Les autres ménages exclus sont 19 ménages participants et 30 ménages non participants (dont 8 ménages des villages traités et 22 ménages des villages contrôles).

Impact des PTFM sur les Activités Génératrices de Revenus

Lorsqu'on s'intéresse à l'impact global des PTFM dans les villages bénéficiaires, quel que soit le taux d'utilisation (ITT), le coefficient de la variable de traitement n'est pas significativement différent de zéro. Ce coefficient devient positif et significatif lorsqu'on s'intéresse à l'impact sur les traités (LATE). Autrement dit, au niveau du village on n'observe pas d'impact des PTFM sur la probabilité pour les femmes d'exercer une AGR et ce quelle que soit la méthode utilisée (avec ou sans appariement). En revanche, l'impact des PTFM apparaît positif et significatif pour les femmes qui les utilisent comparées à celles qui ne les utilisent pas ou qui n'en sont pas bénéficiaires.

Les PTFM ont un impact positif et significatif sur le temps consacré aux AGR, que cet impact soit mesuré par l'ITT ou par le LATE. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par la méthode des entrées échelonnées. A l'exception de l'ITT obtenu par appariement, toutes les estimations montrent un impact positif du programme sur le temps d'activité économique des femmes. Cet effet apparaît donc robuste.

Impact des PTFM sur la scolarité des enfants

Un problème de non cylindrage de l'échantillon se pose pour estimer l'impact des PTFM sur l'éducation des enfants par la DD. Certains enfants en âge d'être scolarisés en 2009 (qui ont 11 et

12 ans), sont sortis de l'échantillon en 2011 car trop âgés. Inversement les enfants trop jeunes (qui ont 4 et 5 ans) pour être scolarisés en 2009, sont entrés dans l'échantillon en 2011.

Nous avons choisi de conduire les estimations sur l'échantillon non cylindré et sur l'échantillon cylindré, c'est-à-dire restreint aux enfants répondant au critère de l'âge en 2009 et en 2011. L'échantillon non cylindré comprend tous les enfants qui ont 4-12 ans en 2009. Parmi ces enfants, ceux qui ont 4-5 ans en 2009 ne sont observés qu'une fois, en 2011. Les enfants qui ont 11-12 ans en 2009 ne sont observés qu'une fois, en 2009. L'analyse sur l'échantillon cylindré correspond à une analyse de cohortes dans le temps.

Dans l'estimation sur échantillon non cylindré, ce qui est recherché, c'est la différence entre la différence des deux moyennes observées sur le groupe traité et la différence des deux moyennes observées sur le groupe contrôle. Une homogénéité des classes d'âge entre les deux périodes est donc nécessaire pour garantir la représentativité des moyennes calculées.

Les estimations montrent que l'impact des PTFM sur la probabilité de scolarisation des enfants, mesuré par l'ITT et le LATE, est positif et significatif, respectivement à 5 et 10%, mais cela uniquement sur l'échantillon non cylindré (tableau 4). En revanche, pour le temps d'apprentissage scolaire, l'ITT est positif et significatif en échantillon cylindré et en appariement tandis que le LATE est positif et significatif pour tous les échantillons (cylindré, non cylindré, avec appariement). Aucun impact significatif n'est trouvé sur le rythme de progression scolaire. A l'exception des estimations sur la probabilité de scolarisation en échantillon cylindré et appariement, les résultats de double différence sur les indicateurs scolaires vont globalement dans le même sens que ceux obtenus en entrées échelonnées.

5.4. Hétérogénéité de l'impact du traitement selon le genre

Nous avons cherché à tester la possibilité d'un impact différent du programme sur la scolarisation des filles et des garçons. Etant donné que les filles sont plus impliquées que les garçons dans la mouture des céréales, l'impact du programme sur la scolarisation devrait être plus marqué pour les filles que pour les garçons. Les modèles de traitement ont donc été ré-estimés sur les sous-échantillons filles et garçons. Les résultats de ces estimations, en entrées échelonnées et en double différence, sont présentés en Annexe dans les tableaux A.12 à tableau A.19.

Selon ces estimations, l'ITT estimé par la méthode des entrées échelonnées est positif et significatif pour la probabilité de scolarisation et le temps consacré à l'éducation des filles. L'ITT estimé par la DD est positif et significatif pour la probabilité de scolarisation des filles. Pour les garçons, l'ITT est toujours non significativement différent de zéro (en EE ou en DD).

En revanche, les estimations du LATE montrent un impact positif des PTFM sur la probabilité de scolarisation et le temps scolaire des filles et des garçons, qu'il soit estimé par la méthode des EE ou de la DD. Cet effet positif sur les garçons est moins attendu dans la mesure où les garçons ne participent pas aux travaux de décorticage ou de mouture. Cependant, l'effet tend à être moins élevé que pour les filles.

6. Discussion des résultats et conclusion

Les résultats des estimations ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'un impact positif des PTFM sur l'activité économique des femmes et la scolarisation des enfants au Mali. La probabilité pour les femmes d'exercer une AGR et le temps consacré par les femmes aux AGR sont plus élevés dans les villages bénéficiaires d'une PTFM. Il en est de même pour la probabilité de scolarisation des enfants de 7 à 12 ans et le temps consacré aux activités scolaires par ces enfants.

La validité de ces résultats qui reposent sur l'utilisation de méthodes d'évaluation quasi-expérimentales, dépend de façon critique de la nature du biais de sélection dans le choix des villages traités et des procédures de correction utilisées.

Nous avons d'abord fait l'hypothèse que le biais de sélection entre les villages traités avant 2009 et les villages traités après 2009 était négligeable, autrement dit que l'ordre d'entrée dans le programme n'influence pas les résultats. Sous cette hypothèse, l'attribution d'une PTFM a un effet positif sur la probabilité des femmes d'un village bénéficiaire d'exercer une AGR, sur le temps consacré à ces AGR, sur la probabilité de scolarisation des enfants et le temps passé à l'école. L'impact des PTFM sur ces variables de résultat est encore plus fort si l'on considère l'effet local du traitement sur les ménages qui recourent effectivement aux services offerts par la PTFM.

On retrouve en partie ces résultats pour les PTFM installées entre 2009 et 2011. L'estimateur de la double différence fait apparaître un impact positif de l'attribution d'une PTFM sur le temps consacré par les femmes aux AGR ainsi que sur le temps consacré par les enfants à l'école. Ces résultats reposent sur l'hypothèse, moins restrictive que la précédente, selon laquelle les villages traités et témoins évoluaient parallèlement avant l'installation des PTFM. Le calcul de l'effet des PTFM pour les ménages utilisateurs corrobore cet effet positif des PTFM.

Ces résultats tendent à montrer que la possibilité pour les femmes de développer des activités économiques, dépend de façon cruciale de l'allègement de leurs tâches domestiques. Ces activités économiques sont de nature très variée, il s'agit généralement du commerce de petit bétail ou de produits agricoles transformés (boissons, beurre de karité) ou non (noix de karité, légumes). Ce résultat en termes d'impact des PTFM sur les AGR est important car a priori indéterminé. En effet, compte tenu des multiples contraintes auxquelles les femmes doivent faire face pour développer des AGR en milieu rural (accès au marché, au crédit etc) on pouvait penser qu'un relâchement de leur contrainte de temps n'aurait pas d'effet significatif.

Tableau 6. Test de comparaison de moyennes : ANOVA

Temps Travaux ménagers (en heures/jour)	Moyenne	Ecart-type	Nbre obs
Femmes réalisant la mouture manuelle	8.8	2.5	13
Femmes réalisant la mouture à la PTFM	7.6	2.6	12
Femmes réalisant la mouture aux moulins privés	6.5	1.5	8
Ensemble	7.93	2.5	40
<i>Test d'égalité des moyennes (ANOVA)</i>	$F= 2.37$	$Prob> F=0.11$	--
<i>Test d'égalité des variances(Bartlett)</i>	$Chi2(2)= 2.40$	$Prob>chi2= 0.30$	--
Temps Activités Génératrices de revenus (en heures/jour)			
Femmes réalisant la mouture manuelle	2.2	2.02	13
Femmes réalisant la mouture à la PTFM	3.5	3.4	12
Femmes réalisant la mouture aux moulins privés	3.08	2.4	8
Ensemble	2.6	2.5	40
<i>Test d'égalité des moyennes (ANOVA)</i>	$F= 0.72$	$Prob> F=0.49$	--
<i>Test d'égalité des variances(Bartlett)</i>	$Chi2(2) = 3.32$	$Prob>chi2= 0.18$	--
Temps loisir, bien-être, temps social (en heures/jour)			
Femmes réalisant la mouture manuelle	4.2	2.7	13
Femmes réalisant la mouture à la PTFM	5.1	3.5	12
Femmes réalisant la mouture aux moulins privés	6.4	3.1	8
Ensemble	5.4	3.2	40
<i>Test d'égalité des moyennes (ANOVA)</i>	$F= 1.26$	$Prob> F=0.29$	--
<i>Test d'égalité des variances(Bartlett)</i>	$Chi2(2) = 0.68$	$Prob>chi2= 0.71$	--
Temps besoins physiologiques: repos, repas, sommeil (en heures/jour)			
Femmes réalisant la mouture manuelle	8.6	1.6	13
Femmes réalisant la mouture à la PTFM	7.6	1.8	12
Femmes réalisant la mouture aux moulins privés	7.8	2.3	8
Ensemble	7.98	1.9	40
<i>Test d'égalité des moyennes (ANOVA)</i>	$F= 0.95$	$Prob> F=0.39$	--
<i>Test d'égalité des variances(Bartlett)</i>	$Chi2(2)= 1.08$	$Prob>chi2= 0.58$	--

Une étude approfondie de l'emploi du temps des femmes, conduite au cours de l'enquête de 2011, sur 40 femmes choisies au hasard dans 40 villages différents, amène toutefois à prendre ces conclusions avec prudence. Selon ces données, les femmes réalisant la mouture des céréales à la PTFM consacrent plus de temps aux AGR et ont un temps de repos réduit (tableau 6). Le temps gagné chaque jour sur le repos (en moyenne 1h) et les travaux domestiques⁶ (environ 1h30) est utilisé pour des AGR⁷ et des loisirs ou des activités sociales⁸ (voir tableau en annexe). Il apparaît aussi que les femmes qui recourent à des moulins privés pour réaliser la mouture des céréales économisent une heure de plus que celles qui recourent à la PTFM. Ce gain de temps

⁶ Activités non rémunérées réalisées dans le cadre familial n'entraînant aucun gain financier. Elles incluent la transformation manuelle des céréales pour les repas, la préparation des repas, la collecte d'eau, de bois, le ménage, la lessive et la vaisselle etc.

⁷ Regroupent toutes les activités procurant à l'individu un revenu direct ou indirect. Il s'agit essentiellement du travail dans la ferme, dans le champ personnel, le maraîchage, le ramassage de karité, toute activité de transformation agroalimentaire mécanique, l'artisanat, le commerce, etc.

⁸ Comprend toute activité de création de bien-être autre que celle relevant de la production : activités de loisir, activités sociales et culturelles, alphabétisation, soins aux enfants, relations de voisinage, entraide, bénévolat et les trajets associés à ces activités.

supplémentaire est alloué aux loisirs et activités sociales plutôt qu'aux AGR ce qui pourrait signifier que les possibilités d'expansion des AGR sont limitées. Ces résultats n'ont pu être confirmés sur l'ensemble de l'échantillon, peut-être en raison des erreurs de mesure de la variable temps, estimée par les femmes interrogées.

Références

- Ai Agénor and Norton Edward C, 2003. «Interaction terms in logit and probit models», *Economics Letters*, 80(1): 123-129.
- Angrist Joshua D. and Rubin Donald B., 1996. «Identification of Casual Effects Using Instrumental Variables», *Journal of the American Statistical Association*, 91(43): 444-455
- Angrist Joshua D. and Imbens Guido W, 1994. «Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects», *Econometrica*, 62(2): 467-475
- Dehejia Rajeev H. et Wabba Sadek, 1999. «Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs», *Journal of the American Statistical Association*, 94: 1053-1062.
- Galasso Emanuela et Ravallion Martin, 2004. «Social Protection in a Crisis: Argentina's Plan Jefes y Jefas», *World Bank Economic Review*, 18(3): 367-400.
- Heckman James, 1979. « Sample selection Bias as a Specification Error», *Econometrica*, 47(1): 153-161.
- Heckman James, Ichimura Hidehiko et Todd Petra E, 1997. «Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme». *The Review of Economic Studies*, 64(4): 605-654.
- Heckman James, Ichimura Hidehiko et Todd Petra E., 1998, « Matching as an Econometric Evaluation Estimator» *The Review of Economic Studies*, 65(2): 261-29.
- Heckman James, Tobias Justin L. et Vytlačil Edward, 2003, «Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent-Variable Framework», *The Review of Economics and Statistics*, 85(3): 748-755.
- Psacharopoulos George et Yang Hongyu, 1991, « Educational attainment among Venezuelan youth: an analysis of its determinants ». *International Journal of Educational Development* 11: 289-294.
- Rosenbaum Paul R. et Rubin Donald B., 1983, «The central role of the propensity score in observational studies for causal effects», *Biometrika*, 70: 41-55.
- Smith Jeffrey et Todd Petra, 2005, «Rejoinder», *Journal of Econometrics*, 125, 365-375.
- Todd, E.P., Gallardo-Garcia, J., Behrman R.J., and S.W. Parker (2006), «Oportunidades: Impact on Children and Youth Education in Urban Areas after One-year of Program Participation», in *External Evaluation of the Impact of Oportunidades Program 2004: Education*, Henandez-Prado, B. and M. Henandez-Avila, Eds., Chapter 3, Vol. 1.

Annexes

Tableau A.1. Impact des PTFM sur les AGR des femmes
ITT - Méthode des Entrées Echelonnées

Dépendante	Exerce une AGR Probit ^a	Temps AGR MCO
PTFM	0.189** (0.015)	0.098* (0.098)
Age de la femme	0.008** (0.031)	0.016 (0.740)
Femme alphabétisée	-0.0801 (0.394)	0.439* (0.073)
Chef ménage alphabétisé	0.099 (0.168)	-1.654 (0.690)
Age du chef de ménage	-0.008** (0.019)	0.047 (0.783)
Taille du ménage	0.174 (0.121)	0.157** (0.034)
Nbre d'enfants de la femme	0.128*** (0.000)	-0.571 (0.724)
Présence de moulins privés	0.137* (0.060)	0.529*** (0.001)
Distance au marché	-0.010*** (0.001)	0.004 (0.936)
Nbre d'habitants dans le village	9.3e-05*** (6.5e-08)	0.0004* (0.074)
Constante	0.462*** (0.001)	12.11** (0.021)
Ratio de Mills	-----	0.055** (0.017)
Muettes régions	oui	oui
Muettes groupe ethnique	oui	oui
Muettes religions	oui	oui
Observations	1621	1621
R-squared/Pseudo R-squared	0.099	0.154

^a : effet marginaux

PTFM = 1 si le ménage appartient à un village du groupe A ; = 0 si le ménage appartient à un village du groupe B. Données enquête 2009.

Tableau A.2. Impact des PTFM sur l'éducation des enfants
ITT - Méthode des Entrées Echelonnées

Dépendante	Scolarisé Probit ^a	Temps scolaire MCO	SAGE MCO
PTFM	0.130*	0.415**	-0.006
	(0.085)	(0.031)	(0.778)
Age de l'enfant	0.068***	-0.023	-0.013***
	(0.000)	(0.576)	(0.001)
Sexe (1=masculin)	0.314***	0.348*	0.002
	(0.000)	(0.089)	(0.988)
Rang de naissance parmi enfants du ménage	-0.004	-0.119	-0.020*
	(0.852)	(0.517)	(0.073)
Rang de naissance	-0.038	0.138	-0.001
	(0.138)	(0.320)	(0.885)
Education du chef de ménage	0.275***	0.147	0.003
	(3.8e-08)	(0.502)	(0.945)
Age du chef de ménage	-0.005*	0.015**	0.005
	(0.084)	(0.040)	(0.668)
Education de la mère	0.220***	-0.083	0.0131*
	(0.001)	(0.772)	(0.061)
Age de la mère	0.015***	-0.008	0.009**
	(2.6e-05)	(0.642)	(0.048)
Taille du ménage	-0.011	0.049	0.048
	(0.267)	(0.382)	(0.190)
Distance de l'école primaire	-0.018*	-0.100**	-0.010**
	(0.086)	(0.021)	(0.014)
Distance du collège	0.003	0.026	0.042
	(0.286)	(0.147)	(0.869)
Distance du lycée	-8.3e-04	-0.014***	-0.003
	(0.920)	(0.001)	(0.412)
Présence de moulins privés	0.031*	0.041***	0.0604
	(0.076)	(0.003)	(0.166)
Nbre d'habitants dans le village	2.2e-05*	0.047	-0.036
	(0.085)	(0.437)	(0.456)
Constante	0.770***	6.585***	0.745***
	(4.6e-06)	(1.9e-06)	(3.1e-06)
Ratio de Mills	---	-3.54***	---
		(9.4e-07)	
Muettes régions	oui	oui	oui
Muettes groupe ethnique	oui	oui	oui
Muettes religions	oui	oui	oui
Observations	4395	1675	2461
R-squared/Pseudo R-squared	0.102	0.181	0.162

^a : effet marginaux

P. value entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1. Ecart-types calculés en clusters village
PTFM = 1 si le ménage appartient à un village du groupe A ; = 0 si le ménage appartient à un village du
groupe B. Données enquête 2009.

Tableau A.3. Impact des PTFM sur les AGR des femmes
LATE - Méthode des Entrées Echelonnées.

Dépendante	Exerce une AGR Probit ^a	Temps AGR MCO
Participe	0.584* (0.084)	0.431* (0.059)
Variables de contrôle	oui	oui
Observations	1621	1621
R-squared/Pseudo R-squared	0.093	0.161

^a : effet marginaux

P. value entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Ecart-types calculés en clusters villages

Participe = 1 si le ménage utilise la PTFM ; = 0 sinon

Echantillon restreint aux villages des groupes A et B. Données enquête 2009

Tableau A.4. Impact des PTFM sur l'éducation des enfants
LATE - Méthode des Entrées Echelonnées

dépendante	Scolarisé Probit ^a	Temps scolaire MCO	SAGE MCO
Participe	0.793* (0.052)	0.561*** (0.006)	0.0496 (0.909)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	4395	1675	2461
R-squared/Pseudo R-squared	0.116	0.173	0.165

^a : effet marginaux

P. value entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1. Ecart-types calculés en clusters villages

Participe = 1 si le ménage utilise la PTFM ; = 0 sinon

Echantillon restreint aux villages des groupes A et B. Données enquête 2009.

Tableau A.5. Logit. Equation d'instrumentation et propensity scores village et ménage

	Entrées Echelonnées		Double Différence	
	PTFM	Participe	PTFM	Participe
Inverse distance PTFM	---	1.411***	---	1.528***
	---	(2.2e-05)	---	(0.001)
Taille du ménage	---	0.013**	---	0.019**
	---	(0.030)	---	(0.023)
Chef ménage alphabétisé	---	-0.023	---	0.177*
	---	(0.766)	---	(0.096)
Age du chef ménage	---	-0.025**	---	-0.027**
	---	(0.029)	---	(0.045)
Ménage polygame	---	0.094**	---	0.156*
	---	(0.031)	---	(0.087)
CSP Employé	---	-6.31***	---	5.39***
	---	(0.004)	---	(0.001)
CSP Agriculteur-éleveur	---	0.027*	---	1.020**
	---	(0.095)	---	(0.042)
CSP profession libérale	---	-0.192	---	-1.112**
	---	(0.681)	---	(0.029)
CSP fonctionnaire	---	0.167**	---	0.838
	---	(0.044)	---	(0.150)
Muette musulman	---	0.325	---	-0.274
	---	(0.106)	---	(0.198)
Muette chrétien	---	0.702**	---	1.029**
	---	(0.035)	---	(0.037)
Muette Bambara & Malinké	---	-0.058	---	0.0844
	---	(0.947)	---	(0.946)
Muette peulh	---	0.484***	---	-0.045
	---	(9.7e-05)	---	(0.825)
Age du chef de village	-0.012*	-0.019*	-0.0144**	-0.011***
	(0.072)	(0.067)	(0.033)	(0.001)
Chef de village alphabétisé	-0.214*	0.202**	-0.064*	0.026
	(0.054)	(0.046)	(0.068)	(0.819)
Lien avec responsable politique	0.605*	0.347***	0.224**	0.238*
	(0.081)	(0.000)	(0.012)	(0.061)
Distance au marche	-0.077*	-0.091***	-0.029	0.905*
	(0.073)	(0.005)	(0.105)	(0.089)
Distance à route bitumée	-0.001	-0.002**	-0.123**	0.532
	(0.580)	(0.018)	(0.012)	(0.701)
Nbre habitants au village	7.3e-05**	2.3e-05**	0.590**	0.148***
	(0.021)	(0.042)	(0.014)	(0.001)
Nombre boutiques au village	0.005	-0.002	-0.014	-0.038
	(0.732)	(0.659)	(0.802)	(0.537)
Présence de moulins privés	-0.761***	-0.563***	-0.419	-0.520***
	(0.063)	(0.004)	(0.302)	(5.7e-05)
Muette région 2	0.287	0.026	-0.414	0.394**
	(0.583)	(0.872)	(0.478)	(0.016)
Muette région 3	1.623***	0.296*	-1.311*	-0.685***
	(0.003)	(0.068)	(0.087)	(0.001)
Muette région 4	1.751***	0.450***	-1.583**	-1.139***
	(0.001)	(0.007)	(0.017)	(1.7e-07)
Muette région 5	1.866***	1.192***	-0.441	0.254
	(0.000)	(0.001)	(0.467)	(0.148)
Constante	0.223	5.421***	-0.256*	-5.711***
	(0.796)	(0.000)	(0.083)	(0.000)
Observations	144	1727	83	996
Pseudo R ²	0.230	0.196	0.223	0.220

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1

Tableau A.6. Appariement villages : Test d'équivalence sur le support commun

	Coefficients équation (3)						R ²	Wald Test	
	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5		H ₀ : $\alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$	Pvalues
age_chef_villa	5.546	3.721	-0.696	-1.586	7.219	-7.003	0.179	F(3,83)=0.378	0.769
alphabet_chef_vill	0.901	-2.812	2.586	-0.414	1.537	-1.381	0.088	F(3,83)=0.279	0.841
lien_responsable	-0.203	1.754	-1.304	0.579	-2.199	1.902	0.08	F(3,83)=0.436	0.728
distance_marche	0.004	0.029	-0.038	0.007	-0.041	0.043	0.038	F(3,83)=0.352	0.788
dist_route_bitum	5.838	-6.137	0.471	-7.375	21.661	-11.58	0.053	F(3,83)=1.384	0.254
nbre_habitants	0.277	4.122	-3.34	2.987	-15.059	15.566	0.459	F(3,83)=3.288	0.025
nombr_boutiq	0.057	14.649	-12.313	18.222	-91.432	91.524	0.208	F(3,83)=1.357	0.262
prencence_moulin_privé	0.392	1.005	-0.585	-0.127	0.249	-0.125	0.061	F(3,83)=0.062	0.98

Tableau A.7. Appariement ménages : test d'équivalence sur le support commun

	Coefficients équation (3)						R ²	Wald Test	
	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5		H ₀ : $\alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$	Pvalues
tail_men	0.776	-0.652	1.514	-0.056	0.546	-1.387	0.005	F(3,951)=1.169	0.895
alphabet_chef_menage	0.208	0.467	-0.018	0.059	-0.593	0.312	0.011	F(3,951)=2.065	0.977
Age_chef_menage	5.175	-1.600	0.657	-0.072	0.976	-0.552	0.012	F(3,951)=0.719	0.353
polygame_menage	0.193	0.796	-0.493	0.122	-0.598	0.219	0.013	F(3,951)=1.33	0.255
CSP_statut_employe	0.201	0.750	-1.356	0.391	-1.913	2.269	0.029	F(3,951)=6.316	0.062
CSP_agri_eleveur	0.955	-0.431	0.258	-0.023	-0.092	0.089	0.037	F(3,951)=0.575	0.779
CSP_profession_lib	0.016	0.816	-1.615	0.012	-0.202	1.134	0.036	F(3,951)=0.387	0.149
CSP_fonctionnaire	-0.004	0.267	-0.478	0.046	-0.359	0.574	0.004	F(3,951)=3.149	0.045
dummy_musulman	0.680	2.380	-4.248	0.308	-2.431	4.149	0.083	F(3,951)=1.664	0.819
dummy_chretien	0.179	-1.425	2.427	-0.143	1.299	-2.305	0.090	F(3,951)=1.874	0.659
dummy_bambara_malinke	0.279	0.158	1.363	0.077	0.360	-1.471	0.073	F(3,951)=1.493	0.963
dummy_peulh	0.232	-0.721	1.074	-0.244	1.121	-1.497	0.038	F(3,951)=0.072	0.800
age_chef_villa	6.630	-2.031	13.719	-0.276	6.274	-16.616	0.129	F(3,951)=1.275	0.586
alphabet_chef_vill	0.561	-2.797	5.071	-0.277	2.621	-4.914	0.040	F(3,951)=2.27	0.594
lien_responsable	-0.166	4.115	-6.098	0.350	-2.907	4.722	0.135	F(3,951)=1.52	0.226
distance_marche	0.002	0.064	-0.112	-0.002	-0.040	0.092	0.072	F(3,951)=1.67	0.528
dist_route_bitum	4.494	-7.765	5.757	-2.323	12.276	-9.219	0.015	F(3,951)=1.078	0.173
nbre_habitants	1.141	1.719	-3.998	0.737	-0.682	2.911	0.093	F(3,951)=8.658	0.051
nombr_boutiq	1.889	9.314	-5.599	2.805	-12.894	18.114	0.053	F(3,951)=1.135	0.681
prencence_moulin_privé	0.587	-0.097	2.228	0.132	0.948	-3.505	0.078	F(3,951)=1.165	0.525

Tableau A.8. Impact des PTFM sur les AGR des femmes
ITT - Modèle de Double Différence

	Exerce une AGR Probit ^a	Temps AGR MCO
PTFM *période	-0.087 (0.467)	0.102* (0.098)
PTFM	-0.692* (0.093)	0.481** (0.048)
période	0.333 (0.105)	0.531*** (2.2e-09)
Variables de contrôle	oui	oui
Observations	1581	1581
	Appariement des villages	
	Estimations non paramétriques	
PTFM *période	-0.424 (0.191)	0.317 (0.103)
Observations	1390	1390

^a : effet marginaux

PTFM = 1 si le ménage appartient à un village du groupe B ; = 0 si le ménage appartient à un village du groupe C.

Tableau A.9. Impact des PTFM sur l'éducation des enfants
ITT - Modèle de Double Différence

	scolarisé Probit ^a	Temps scolaire MCO	SAGE MCO
Echantillon non cylindré			
PTFM *période	0.091** (0.043)	-0.736 (0.193)	0.272 (0.475)
PTFM	0.123* (0.076)	0.248** (0.028)	-0.114 (0.968)
période	0.028** (0.004)	-0.673 (0.121)	0.281* (0.060)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	5165	1932	2831
Echantillon cylindré			
PTFM *période	-0.0029 (0.515)	0.0392* (0.090)	0.0184 (0.635)
PTFM	0.162*** (0.003)	0.253 (0.373)	0.0379 (0.896)
période	0.192*** (0.000)	3.933*** (0.000)	0.0308 (0.327)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	4814	1794	2642
Appariement des villages			
Estimations non paramétriques			
PTFM *période	0.626 (0.168)	0.177** (0.035)	0.093 (0.171)
Observations	4434	1690	2494

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village dans les estimations paramétriques et bootstrappés dans les estimations non paramétriques

^a : effet marginaux

PTFM = 1 si le ménage appartient à un village du groupe B ; = 0 si le ménage appartient à un village du groupe C.

Tableau A.10. Impact des PTFM sur les AGR des femmes
LATE - Modèle de Double Différence

	Exerce une AGR Probit ^a	Temps AGR MCO
participe*période	0.041** (0.042)	0.131* (0.052)
participe	0.049* (0.065)	0.833** (0.041)
période	0.265 (0.195)	0.698*** (0.000)
Variables de contrôle	oui	oui
Observations	1581	1581
Appariement des ménages		
Estimations non paramétriques		
participe*période	0.113* (0.054)	0.900*** (0.005)
Observations	1312	1312

^a : effet marginaux

Participe = 1 si le ménage utilise la PTFM ; = 0 sinon

Echantillon restreint aux villages des groupes B et C.

Tableau A.11. Impact des PTFM sur l'éducation des enfants
LATE - Modèle de Double Différence

	scolarisé Probit ^a	Temps scolaire MCO	SAGE MCO
Echantillon non cylindré			
participe*période	0.148* (0.064)	0.942* (0.051)	-0.044 (0.778)
participe	0.016 (0.578)	0.415** (0.016)	-0.078 (0.651)
période	0.262** (0.016)	0.572 (0.164)	0.062** (0.045)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	5165	1932	2831
Echantillon cylindré			
participe*période	0.187 (0.931)	0.046** (0.028)	-0.032 (0.835)
participe	0.016* (0.056)	0.906** (0.033)	-0.103 (0.531)
période	0.190 (0.403)	0.821*** (0.001)	0.0534 (0.403)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	3696	1472	2154
Appariement des ménages			
Estimations non paramétriques			
participe*période	0.701 (0.171)	0.072*** (2.1e-05)	0.003 (0.928)
Observations	3404	1348	2012

^a : effet marginaux

P. value entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1. Ecart-types calculés en clusters village dans les estimations paramétriques et bootstrappés dans les estimations non paramétriques

Participe = 1 si le ménage utilise la PTFM ; = 0 sinon.

Echantillon restreint aux villages des groupes B et C.

Tableau A.12. Impact des PTFM sur l'éducation des enfants

ITT - Méthode des Entrées Echelonnées. Sous- échantillons filles-garçons			
	Scolarisé Probit ^a	Temps scolaire MCO	SAGE MCO
Filles			
PTFM	0.179** (0.019)	0.878*** (0.003)	-0.020 (0.609)
Variables de contrôles	oui	oui	oui
Observations	2077	792	1298
R-squared/Pseudo R-squared	0.113	0.168	0.147
Garçons			
PTFM	0.194 (0.176)	0.631 (0.238)	0.007 (0.785)
Variables de contrôles	oui	oui	oui
Observations	2318	883	1163
R-squared/Pseudo R-squared	0.129	0.151	0.135

^a : effet marginaux

Pvalue entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1. Ecart-types calculés en clusters village
PTFM = 1 si le ménage appartient à un village du groupe A ; = 0 si le ménage appartient à un village
du groupe B. Données enquête 2009.

Tableau A.13. Impact des PTFM sur l'éducation des enfants
LATE - Méthode des Entrées Echelonnées. Sous- échantillons filles-garçons

	Scolarisé Probit ^a	Temps scolaire MCO	SAGE MCO
Filles			
Participe	0.608** (0.032)	0.836*** (0.006)	0.228 (0.198)
Variables de contrôles	oui	oui	oui
Observations	2077	792	1298
R-squared/Pseudo R-squared	0.084	0.147	0.169
Garçons			
Participe	0.472* (0.065)	0.901** (0.018)	0.0269* (0.056)
Variables de contrôles	oui	oui	oui
Observations	2318	883	1163
R-squared/Pseudo R-squared	0.093	0.182	0.115

^a : effet marginaux

Pvalue entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village
Participe = 1 si le ménage utilise la PTFM ; = 0 sinon
Echantillon restreint aux villages des groupes A et B. Données enquête 2009.

Tableau A. 14. Impact des PTFM sur l'éducation des enfants
ITT - Modèle de Double Différence - panel non cylindré
Sous- échantillons filles - garçons

	Scolarisé Probit ^a	Temps scolaire MCO	SAGE MCO
Filles			
PTFM *période	0.288** (0.042)	-0.022 (0.177)	-0.064 (0.103)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	2431	909	1332
R-squared/Pseudo R-squared	---	0.194	0.110
Garçons			
PTFM *période	0.117* (0.073)	0.005 (0.146)	-0.003 (0.678)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	2734	1023	1499
R-squared/Pseudo R-squared	---	0.175	0.143

^a : effet marginaux

P. value entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village
PTFM = 1 si le ménage appartient à un village du groupe B ; = 0 si le ménage appartient à un village du groupe C.

Tableau A.15. Impact des PTFM sur l'éducation des enfants
ATT - Modèle de Double Différence - panel non cylindré
Sous- échantillons filles - garçons

	Scolarisé Probit ^a	Temps scolaire MCO	SAGE MCO
Filles			
participe *période	0.319*** (5.7e-05)	0.413* (0.052)	-0.044 (0.860)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	2431	909	1332
R-squared/Pseudo R-squared	---	0.126	0.085
Garçons			
participe*période	0.025* (0.094)	0.665** (0.030)	-0.027 (0.892)
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Observations	2734	1023	1499
R-squared/Pseudo R-squared	---	0.104	0.072

^a : effet marginaux

P. value entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1. Ecart-types calculés en clusters village
Participe = 1 si le ménage utilise la PTFM ; = 0 sinon. Echantillon restreint aux villages des groupes B et C.

Carte A.1. Localisation des villages enquêtés

