Inégalités Foncières, Disparités de Genre en Matière de Propriété Foncière et Pauvreté dans les Zones Rurales du Zimbabwe

Carren Pindiriri
et
Benson Zwizwai

Documents de travail GIZ-002

AFRICAN ECONOMIC RESEARCH CONSORTIUM
CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE ÉCONOMIQUE EN AFRIQUE

Apporter de la rigueur et des éléments de preuve à l'élaboration des politiques économiques en Afrique

Inégalités Foncières, Disparités de Genre en Matière de Propriété Foncière et Pauvreté dans les Zones Rurales du Zimbabwe

Par

Carren Pindiriri
Département d'Économie,
Université du Zimbabwe

et

Benson Zwizwai
Département d'Économie,
Université du Zimbabwe

CREA Document de Travail GIZ-002
Consortium pour la Recherche Economique en Afrique, Nairobi
juin 2023

CETTE ÉTUDE DE RECHERCHE a été rendue possible grâce à une subvention du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique. Toutefois, les conclusions, opinions et recommandations sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement les points de vue du Consortium, de ses membres individuels ou du Secrétariat du CREA.

Publié par : Le Consortium pour la Recherche Economique en Afrique
B.P. 62882 - City Square
Nairobi 00200, Kenya

© 2023, Consortium pour la Recherche Economique en Afrique.

Table des matières

Liste des tableaux
Liste des figures
Liste des abréviations et acronymes
Résumé
Remerciements

1. Introduction 1

2. Cadre théorique et revue de la littérature 4

3. Données et stratégie empirique 8

4. Résultats et discussion 15

5. Conclusion implications de politique 31

Remarques 33

Références 34

Annexe A : Distribution de certaines variables dans les ménages dirigés par des femmes 38
Annexe B : Régression sur la consommation réelle par habitant 41
Annexe C : Régression sur le revenu mensuel 42
Annexe D : Tests d'hétéroscédasticité pré-robustes pour les régressions du tableau 8 43

Liste des tableaux

1. Différences moyennes entre les ménages dirigés par des hommes et ceux dirigés par des femmes 16
2. Nombre de ménages possédant des terres par rapport au sexe du chef de ménage 16
3. Proportion de ménages pauvres par rapport au sexe du chef de ménage 17
4. Estimateurs de largeur de bande pour les deux variables de résultat 19
5. Effet de traitement moyen local (LATE) et dérivée de l'effet de traitement (TED) 19
6. Estimateurs de l'effet LATE à partir de différents points de coupure placés plus bas avec le revenu comme résultat 22
7. Statistiques descriptives 26
8. Résultats des régressions 29

Liste des figures

1. Liens entre la terre, les inégalités entre les sexes et la pauvreté 5
2. Inégalités dans la taille des terres arables dans les provinces du Zimbabwe 18
3. Graphiques de discontinuité de la régression 20
4. Discontinuité RDD avec différents points de coupure 23
5. Proportion des ménages pauvres par district 27
6. Diagrammes de dispersion de la pauvreté en fonction du sexe et des inégalités foncières 28

Résumé

Le Zimbabwe a redistribué de vastes quantités de terres arables aux sans-terre, aux femmes et aux agriculteurs communautaires pauvres afin de réduire les inégalités foncières, mais la pauvreté et les disparités de genre en matière de propriété foncière sont toujours visibles. Cet article explore la relation entre la pauvreté, les disparités de genre et les inégalités foncières en utilisant une combinaison de statistiques descriptives, la discontinuité de la régression et une régression simple. Les résultats révèlent un écart entre les sexes en matière de propriété foncière et une plus grande inégalité foncière au sein même de ménages dirigés par des femmes. Cependant, dans ces derniers la proportion de pauvres est plus faible et la consommation par habitant est plus élevée que dans les ménages dirigés par des hommes. Les résultats révèlent en outre que le transfert de terres arables aux femmes ne réduira la pauvreté et ne pourra promouvoir l'égalité entre elles en matière de propriété foncière que s'il cible les femmes sans terre et celles qui se trouvent au bas de l'échelle de distribution des terres. Sur le plan spatial, la pauvreté peut être réduite en augmentant la proportion des femmes possédant des terres arables dans les districts du pays. La principale implication de politique est qu'il y aura des retombées positives substantielles de la lutte contre les inégalités de genre en matière de propriété foncière quand la politique de redistribution des terres ciblera les femmes situées tout au bas de l'échelle de la distribution des terres.

Remerciements

Nous sommes reconnaissants envers le Consortium pour la recherche économique en Afrique (CRÉA) pour son soutien indéfectible, notamment en matière de coordination, de financement et de leadership. Nous remercions la Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit (GIZ) d'avoir accordé une subvention au CRÉA, laquelle nous a permis d'entreprendre une recherche rigoureuse sur les inégalités foncières, les disparité genre en matière de propriété foncière et la pauvreté dans les zones rurales du Zimbabwe. Les résultats de notre recherche vont éclairer l'élaboration des politiques publiques, la conception des programmes et contribueront à réduire les inégalités entre hommes et femmes.

Mots clés : *Politique agricole ; répartition des terres ; écart entre les sexes ; pauvreté ; pays en développement*

Classification JEL : *D63 ; J16 ; O55 ; Q15*

1. Introduction

L'accès aux terres arables est considéré comme un moyen crucial de réduire la pauvreté et la faim dans les pays pauvres (Erickson et Vollrath, 2016 ; Birdsall et Londoño, 1997). Bien que les inégalités foncières aient été identifiées comme l'une des principales causes de l'inégalité des revenus, et donc de la pauvreté dans de nombreux pays pauvres (Deininger et al., 2018 ; Cipollina et al., 2018 ; Barrett et al., 2006 ; Carter, 2003 ; Baulch et Hoddinott, 2000 ; Besley et Burgess, 2000), le débat sur la relation entre les inégalités foncières et la pauvreté n'a pas encore été tranché. Par exemple, Cipollina et al. (2018) ont démontré que les inégalités foncières peuvent avoir un impact négatif sur la croissance économique et augmenter la pauvreté à long terme en raison des contraintes de crédit. En revanche, ces mêmes auteurs ont trouvé une association positive, bien que faible, entre les inégalités foncières et la croissance économique à court terme. D'autres chercheurs affirment que l'agriculture commerciale contribue à l'équité, à l'efficacité, à la croissance agricole et à la réduction de la pauvreté rurale (Etuk et Ayuk, 2021 ; Mao, 1971). Adhikari et Bjørndal (2014) eux affirment que la redistribution des terres gaspille les ressources, ne rend pas tout le monde plus riche et n'éradique pas la pauvreté, laquelle ne peut être éradiquée que par le développement économique. Selon ces derniers auteurs, les inégalités foncières n'ont pas d'importance pour la production, la croissance et la réduction de la pauvreté.

Alors que Griffin et al. (2002) plaident en faveur d'une redistribution des terres plutôt que de réformes foncières, des pays comme le Zimbabwe ont continué à mettre en œuvre de telles réformes. Les niveaux de pauvreté et les disparités de genre en matière de propriété foncière restent désagréablement élevés (ZIMSTAT, 2017) malgré plusieurs réformes foncières. Aucune étude n'a été menée sur l'impact de la redistribution des terres sur les inégalités foncières et les disparités de genre au Zimbabwe. Bien qu'il existe une abondante littérature sur ces disparités, sur les inégalités foncières et sur la pauvreté (Fonjong, 2016 ; Doss et al., 2015 ; Holden et al., 2013 ; Behrman et al., 2012 ; FAO, 2011 ; Agarwal, 2003), les résultats peu concluants rapportés dans cette littérature appellent à des recherches plus approfondies dans ce domaine, comme le souligne à juste titre Carter (2003). Par exemple, bon nombre de ces études ont examiné l'ampleur des inégalités foncières entre les femmes et les hommes dans les pays pauvres mais sans se pencher sur la manière dont ces inégalités se traduisent par la pauvreté rurale. Dans de nombreux pays africains comme le Zimbabwe les femmes jouent un rôle essentiel

dans la production agricole. Malgré la reconnaissance du rôle stratégique des femmes rurales dans la réduction de la pauvreté, de la faim et de la malnutrition et du fait que leurs droits en matière de terres agricoles sont réduits (voir FAO, 2011 et Allendorf, 2007), peu de travaux ont été réalisés pour examiner l'impact de l'amélioration de l'accès des femmes rurales à la terre sur la réduction de la pauvreté. Doss et al. (2015) font remarquer que le manque de clarté sur comment mesurer et interpréter les statistiques concernant les hommes et les femmes par rapport à la propriété foncière est la principale cause de l'incapacité des gouvernements à formuler des réponses de politiques adéquates pour combattre les inégalités auxquelles sont confrontées les femmes. C'est dans ce contexte que ce notre étude s'est penchée sur l'impact de des disparités de genre en matière de propriété foncière et des inégalités foncières sur la pauvreté rurale. Dans de nombreux pays africains la pauvreté se concentre dans les zones rurales où la plupart des femmes sont privées de leurs droits fonciers (FAO, 2011). Il est donc important d'examiner l'interaction entre les inégalités de genre en matière de propriété foncière et la pauvreté.

Il est bien reconnu que réduire les inégalités à la fois dans les sphères économique et sociale par une croissance inclusive fait partie intégrante du processus d'amélioration du bien-être des sociétés. C'est pourquoi cela est une obligation dans le programme de développement 2030 du Zimbabwe qui consiste à réduire la pauvreté et à réaliser une croissance inclusive. Les études sur le genre et la macroéconomie soutiennent que promouvoir l'égalité dans la sphère économique, par exemple à travers l'égalité dans les moyens de production tels que la terre, favorisera non seulement l'égalité des sexes mais aussi, et de manière significative, la croissance inclusive et la réduction de la pauvreté (Terkoğlu et al., 2017 ; Rosche, 2016 ; Razavi, 2016). De la même manière, réduire les inégalités dans la sphère sociale, telles que les inégalités entre les sexes et la pauvreté chez les femmes, peut donner aux femmes les moyens d'acquérir des ressources économiques, réduisant ainsi les inégalités dans la sphère économique en même temps (Terkoğlu et al., 2017). La complémentarité et les interactions complexes des Objectifs de développement durable (ODD) sur les inégalités entre les sexes, les inégalités économiques, la pauvreté et la croissance inclusive nécessitent une étude approfondie afin d'informer les pays des implications de la lutte contre les inégalités sur la réalisation de l'ODD 1 sur l'élimination de la pauvreté, et des ODD 5, 8 et 10 respectivement sur l'égalité des sexes, la croissance inclusive, et le travail décent et la réduction des inégalités. Il est important de comprendre l'état actuel des inégalités foncières et leur impact sur la pauvreté afin d'éclairer le processus de réalisation des ODD dans les pays en développement. C'est dans ce cadre que notre recherche visait à apporter des réponses aux questions suivantes :

1. Quels sont les niveaux de propriété foncière et les disparités de genre dans les régions rurales du Zimbabwe ?

2. Est-ce que le fait d'augmenter des terres arables pour les ménages dirigés par des femmes améliore la consommation et le revenu des ménages et réduit la pauvreté ?

3. Quelle serait l'ampleur de la réduction de la pauvreté si les politiques de redistribution des terres réduisaient le niveau des inégalités en matière de propriété foncière au sein des régions (inégalités régionales et disparités de genre en matière de propriété foncière) ?

L'importance de la redistribution des terres en tant que stratégie de réduction de la pauvreté et de développement socio-économique est amplement discutée dans Keswell et Carter (2014), Deininger et al. (2009), Griffin et al. (2002) et Binswanger et al. (1995). Jayne et al. (2003) soulignent également que des discussions réalistes sur les stratégies de réduction de la pauvreté en Afrique doivent se baser sur des modèles de distribution des terres. De nombreuses études sur les inégalités foncières en Afrique se sont plutôt concentrées sur la manière dont les inégalités foncières influencent la croissance économique (voir Cipollina et al., 2018 et Besley et Burgess, 2000). La présente étude ajoute une dimension sexospécifique à l'analyse de la manière dont la propriété foncière est liée à la pauvreté parmi les ménages ruraux. À l'appui de l'Agenda 2030, qui identifie une transformation radicale de l'élaboration des politiques comme la solution à la réalisation des ODD, notre étude, contrairement aux études précédentes, applique la théorie de la transformation radicale à la politique foncière. Elle évalue les avantages en termes de réduction de la pauvreté d'une politique radicale de redistribution des terres qui transfère une partie des terres arables des hommes vers les femmes et d'un groupe plus restreint de grands propriétaires fonciers vers un groupe plus important de petits propriétaires fonciers.

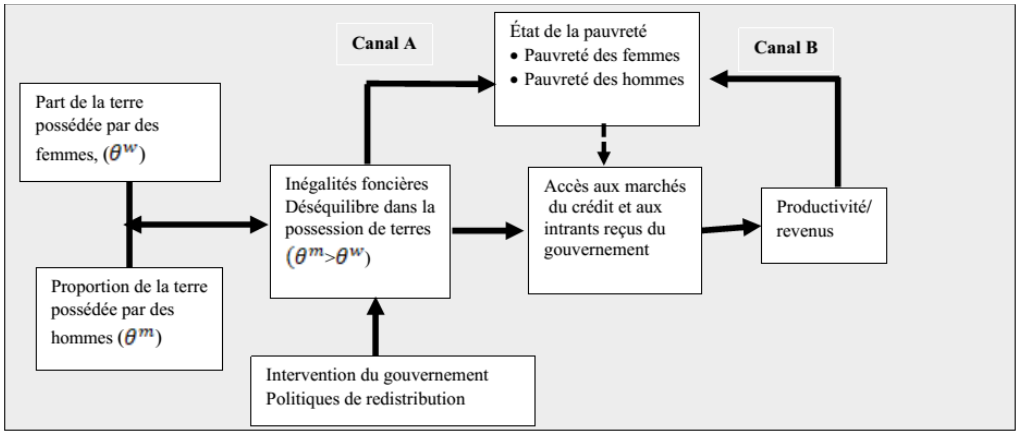
2. Cadre théorique et revue de la littérature

En théorie, la pauvreté est liée à l'accès à la terre tel qu'évalué par marchés du crédit et en tant que richesse pour les ménages ruraux. Puisque les marchés de facteurs ruraux sont compétitifs, les prix élevés des terres excluent les pauvres du marché. Par conséquent, les populations vulnérables telles que les femmes auront un accès limité à la terre (Adhikari et Bjørndal, 2014). Les imperfections du marché sont cependant courantes dans les pays en développement où elles aggravent la situation des pauvres. Les modèles de production des ménages avec des marchés imparfaits formalisent le rôle des imperfections du marché foncier en introduisant des marchés du crédit (voir Carter et Olinto, 2003 ; Carter et Mesbah, 1993 et Eswaran et Kotwal, 1986). Finan et al. (2005) ont démontré la relation non linéaire entre les rendements marginaux de la terre et la taille de l'exploitation et la façon dont ce schéma donne lieu à une association puissante entre la pauvreté et la distribution des terres en cas d'imperfections du marché foncier. La taille des terres détenues détermine la disponibilité du crédit pour les agriculteurs. Ainsi la productivité, le revenu et la consommation sont associés aux propriétés foncières. L'implication de cette théorie sur le plan des relations hommes-femmes est que les politiques qui améliorent l'accès des femmes aux terres arables ont un impact positif sur leur accès au crédit et ainsi augmentent leur productivité et leurs revenus tout en réduisant la pauvreté. Dans les pays en développement comme le Zimbabwe, certains agriculteurs potentiels (femmes et hommes) sont exclus des programmes concernant les intrants agricoles tels que l'agriculture contractuelle en raison de leur accès limité à la terre. Ces agriculteurs risquent de devenir pauvres en raison de leur accès limité aux intrants fournis par les marchés du crédit tout simplement parce qu'ils ne possèdent pas de terres.

L'une des principales faiblesses de la théorie économique traditionnelle dominante qui met l'accent sur l'efficacité est son incapacité à promouvoir l'équité dans la distribution des ressources. Toutefois, l'Agenda mondial 2030 pour la croissance durable place la croissance inclusive, captée dans l'expression « ne laisser personne de côté », au centre du processus de développement mondial. Cela exige des gouvernements qu'ils s'attaquent aux inégalités dans les sphères aussi bien économique que sociale. Les marchés ne doivent pas être laissés seuls pour conduire à une croissance inclusive. La théorie du changement, ou la transformation radicale de la théorie économique traditionnelle, devient prioritaire s'agissant d'atteindre les objectifs de développement mondiaux. La présence d'une défaillance du marché dans

l'attribution des terres exige des gouvernements qu'ils interviennent pour garantir des résultats optimaux, c'est-à-dire une croissance inclusive. La théorie du changement considère un gouvernement comme une agence de transformation dont l'objectif est de redistribuer les ressources afin de promouvoir une croissance inclusive et d'atteindre l'égalité dans les sphères économiques, sociales et environnementales. Cette même théorie commence lorsqu'un gouvernement se rend compte qu'il existe un déséquilibre entre les hommes et les femmes en matière de propriété foncière À partir de là, une politique (une intervention) peut être mise en œuvre pour corriger les déséquilibres afin de promouvoir une croissance inclusive et de réduire la pauvreté (voir figure 1). Les précédentes réformes foncières au Zimbabwe, telles que la Politique de redistribution rapide des terres (*Fast Track Land Redistribution, FTLR*) qui réservait un quota de 20 % aux femmes bénéficiaires, n'ont pas réussi à corriger les disparités foncières entre les hommes et les femmes (Tekwa et Adesina, 2018).

Figure 1 : Liens entre la terre, les inégalités entre les sexes et la pauvreté



Source: Schéma dressé par les auteurs sur base de la revue de la littérature

Il y a déséquilibre dans le domaine de la propriété foncière lorsque les femmes y sont désavantagées, c'est-à-dire lorsqu'elles possèdent en moyenne moins de terres que les hommes. Lorsqu'un gouvernement identifie et corrige les déséquilibres fonciers entre les hommes et les femmes, il existe deux canaux par lesquels cette intervention aura un impact sur la réduction de la pauvreté. Premièrement, la terre fait partie des biens d'un ménage et est directement associée à sa richesse et à sa pauvreté, comme dans le canal A de la figure 1 (voir Ali et al., 2014 et Carter, 2003). C'est pourquoi donner plus de terres aux femmes signifie accroitre leur richesse ou leur actif physique. Deuxièmement, augmenter la propriété foncière des femmes améliore leur accès au crédit sur des marchés du crédit qui fonctionnent bien (Holden et al., 2013) et, dans le cas spécifique du Zimbabwe, cela favorise leur accès aux programmes et services de soutien à l'agriculture, ce qui en retour accroit la productivité de leur terre et de leurs revenus. Tout cela a un impact positif sur la réduction de la pauvreté des ménages ruraux. La terre est un bien de grande valeur utilisé comme garantie lors

d'un emprunt (Akinyemi et Mushunje, 2019 ; Carter et Olinto, 2003). Ainsi, lorsque les femmes sont désavantagées par rapport aux hommes en termes de propriété foncière, ce déséquilibre va sans doute se refléter sur les marchés du crédit où ceux qui ont des garanties sont plus avantagés. Même en l'absence de marchés du crédit compétitifs, les femmes du Zimbabwe seront privées des opportunités d'intrants gratuits offerts par le gouvernement à ceux qui possèdent des terres. Dans la théorie du changement, un gouvernement intervient pour éliminer l'écart entre les hommes et les femmes en matière de propriété foncière. Il est donc essentiel d'établir si l'élimination de cet écart se traduira par une réduction de la pauvreté des ménages et du bien-être des femmes. La causalité inverse, où la pauvreté influence la propriété foncière, pose un problème d'endogénéité. Mais cela ne vaut que dans le cas où il existe des marchés fonciers compétitifs.

Il existe une abondante littérature empirique sur la relation entre la distribution des biens en milieu rural, la croissance économique et la pauvreté (Cipollina et al., 2018 ; Brockington et al., 2018 ; Holden et al., 2013 ; Barrett et al., 2006 ; Carter, 2003 ; Ravallion et Datt, 2002 ; Baulch et Hoddinott, 2000 ; Besley et Burgess, 2000 ; Deininger et Squire, 1998). En utilisant une méta-analyse (MA) et en se focalisant sur les inégalités foncières plutôt que sur les inégalités des revenus, Cipollina et al. (2018) ont établi que l'impact négatif des inégalités foncières sur la croissance n'était qu'un phénomène à long terme, puisque sur le court terme l'association des deux phénomènes était soit assez faible soit positive. Ces auteurs font remarquer que l'avantage de se focaliser sur les inégalités foncières est que cela permet de contribuer au débat sur le rôle des structures agraires et de la petite agriculture dans le développement. Parmi les autres études s'étant focalisées sur la relation entre les inégalités foncières et la croissance on peut citer Adamopoulos (2008), Ravallion et Datt (2002), Besley et Burgess (2000) et Deininger et Squire (1998).

De nombreuses études ont établi un lien positif entre les inégalités foncières et la pauvreté et recommandent des réformes foncières pour améliorer l'accès à la terre pour les pauvres des zones rurales (Keswell et Carter, 2014 ; Deininger et al., 2009 ; Carter, 2003 ; Jayne et al., 2003 ; Deininger, 2003 ; Ravallion et Datt, 2002 ; Baulch et Hoddinott, 2000). Bien que l'importance de l'accès à la terre dans la réduction de la pauvreté ait été amplement discutée dans la littérature, les conclusions continuent de varier d'un chercheur à l'autre. Par exemple, Griffin et al. (2002) affirment que les réformes foncières peuvent ne pas avoir d'impact significatif sur la production et la pauvreté des ménages ruraux, alors que d'autres chercheurs ont établi le contraire (voir Bezabih et al., 2016 ; Fonjong, 2016 ; Fisher et Naidoo, 2016 ; Doss et al., 2015 ; Behrman et al., 2012 ; FAO, 2011 ; et Agarwal, 2003). Fonjong (2016) affirme que dans les cas où de vastes acquisitions des terres sont effectuées pour l'agriculture de plantation, l'accès des femmes à la terre sera limité, ce qui les rendra plus vulnérables à la pauvreté et aux mauvaises conditions de travail. D'une manière générale, il existe des écoles de pensée contradictoires : d'une part, celle qui considère que les inégalités foncières dans l'agriculture commerciale à grande échelle contribuent à l'équité, à l'efficacité, à la croissance agricole et à la réduction de la pauvreté rurale (Etuk et Ayuk,

2021 ; Okun, 1975 ; Mao, 1971 ; Boulding, 1968) et, d'autre part, celle qui considère que les politiques de distribution des terres menées pour réduire les inégalités foncières ont un impact direct sur les revenus des pauvres bénéficiant de ces transferts (voir Deininger et al., 2018 ; Jayne et al., 2003 ; Deininger, 2003 ; Ravallion et Datt, 2002 ; et Baulch et Hoddinott, 2000).

Les études sur les inégalités de genre en matière de propriété et de contrôle fonciers ont généralement fini par évaluer l'ampleur d ces inégalités et la violation des droits des femmes en matière de propriété foncière (Fonjong, 2016 ; Doss et al., 2015 ; Behrman et al., 2012 ; FAO, 2011 ; Agarwal, 2003). Fisher et Naidoo (2016) ont analysé des données provenant de différentes régions du monde et basées sur des enquêtes démographiques et de santé et ont établi que les ménages dirigés par des hommes disposaient en moyenne de 13 % de richesse basée sur des avoirs et de 303 % de terres agricoles en plus que les ménages dirigés par des femmes. Ils n'ont pas trouvé une corrélation entre les inégalités entre les sexes en matière de propriété foncière et la pauvreté, le développement et l'inégalité des revenus. Bien que les femmes rurales jouent un rôle crucial dans la production alimentaire des ménages, la propriété foncière dans l'Afrique rurale est fortement un privilège des hommes (FAO, 2017). La question qui se pose est donc de savoir si transférer des terres des hommes vers les femmes aura un impact sur les dépenses des ménages et leurs niveaux de pauvreté.

3. Données et stratégie empirique

Les données utilisées dans cette étude proviennent de celles collectées au niveau des ménages par *ZIMSTAT* en collaboration avec la Banque mondiale en 2017. Elles concernent spécifiquement les modules de la pauvreté, des avoirs et de la production agricole dans le cadre de l'Enquête sur la pauvreté, les revenus, la consommation et les dépenses (*Poverty, Income, Consumption and Expenditure Survey, PICES*) menée en 2017. *La PICES* est une enquête périodique auprès des ménages ; elle est menée par ZIMSTAT, qui recueille des données sur la pauvreté, la consommation, les revenus, les dépenses et d'autres caractéristiques démographiques des enquêtés. En 2017, l'enquête a été étendue à l'agriculture (production, intrants, appui en matière d'intrants, cultures, taille de l'exploitation, superficie plantée et autres caractéristiques agricoles). Le cadre d'échantillonnage de l'enquête *PICES* 2017 était basé sur le cadre complet des zones d'énumération (ZE) du recensement du Zimbabwe de 2012. Un plan d'échantillonnage en grappes à deux degrés a été utilisé pour l'enquête : d'abord les ZE ont été sélectionnées au premier degré d'échantillonnage et ensuite les ménages ont été sélectionnés à partir d'une nouvelle liste de ZE au second degré. Le premier niveau de stratification correspondait aux 93 districts administratifs du Zimbabwe, qui sont les domaines géographiques d'analyse définis pour l'enquête *PICES*. Les zones rurales et urbaines sont des domaines au niveau national. Les ZE ont également été stratifiées en zones urbaines ou rurales. Un échantillon de 26 298 ménages ruraux issus de 60 districts administratifs ruraux a été pris en compte dans le cadre de cette étude car l'agriculture est principalement pratiquée dans les zones rurales du pays. Au niveau national, un échantillon de 2 232 ZE avec 31 248 ménages a été sélectionné, dont plus de 50 % provenaient de districts ruraux. Les modules sur la pauvreté et les avoirs sont basés sur l'ensemble de l'échantillon de l'enquête *PICES*.

Contrairement aux modules tels que le module sur la pauvreté et celui sur les avoirs, le module sur la productivité agricole (*Agricultural Productivity Module, APM*) est un sous-échantillon de l'enquête *PICES* ne comprenant que 2 528 ménages de petits exploitants ruraux sélectionnés de manière aléatoire en 2017. Au total, 2 338 ménages ont été interrogés avec succès, soit un taux de réponse de 92,5 %. Toutefois, seuls 2 259 ménages ont effectivement donné des réponses sur la propriété foncière. L'enquête a couvert quatre secteurs de petites exploitations agricoles, à savoir les terres communautaires (*communal lands, CL*), les petites exploitations commerciales (*small-scale commercial farms, SSCF*), les anciennes zones de peuplement (*old resettlement areas, ORA*) et les petites exploitations créées dans le cadre de la réforme

foncière accélérée, en l'occurrence les exploitations A1 (*A1 farms*). Les données du module *APM* ont été collectées en deux phases, à savoir après la plantation et après la récolte, phases coïncidant avec les principales périodes de la campagne agricole dans le pays. La collecte des données post-plantation a été réalisée entre avril et juin 2017, tandis que celle des données post-récolte a eu lieu entre septembre et novembre 2017. La taille de toutes les parcelles agricoles a été mesurée à l'aide du Système de positionnement global (*GPS*). Les trois modules (pauvreté, avoirs et *APM*) fournissent des informations adéquates pour étudier les associations possibles entre les inégalités foncières, l'inégalité entre les sexes et la pauvreté.

Les inégalités foncières et les inégalités foncières des revenus ne peuvent être mesurées que pour un groupe de ménages. L'utilisation des provinces réduit considérablement le nombre d'observations dans l'ensemble des données de l'enquête *PICES* puisqu'il n'y a que 8 provinces rurales dans le pays. Cela dit, il y a suffisamment d'observations si l'agrégation se termine au niveau du district. Il existe des variations entre les districts au Zimbabwe, ce qui fait qu'un district peut donc être utilisé comme unité d'échantillonnage. C'est pour cela que dans cette étude nous avons calcul les inégalités au niveau du district. Outre les données agrégées au niveau du district, des données désagrégées au niveau des ménages ont également été utilisées pour les deux premières questions.

En ce qui concerne la stratégie empirique, les statistiques descriptives ont permis de répondre à la première question de recherche sur le niveau des inégalités. Les inégalités foncières, les inégalités de revenus et les disparités de genre en matière de propriété foncière ont été mesurées pour chaque district rural. Les coefficients de Gini pour les inégalités relatives à la taille des terres et des revenus ont été calculés pour chaque district. Des statistiques descriptives complètes ont été utilisées pour évaluer la distribution spatiale de la structure de la propriété foncière, des disparités de genre et de la pauvreté dans tous les districts ruraux du Zimbabwe. Des tests d'hypothèse ont également été effectués pour évaluer les différences de propriété foncière moyenne et de pauvreté en fonction des sexes et entre les districts. Plus précisément, un test de différence des moyennes a été calculé.

Pour la deuxième question concernant l'impact du transfert de terres aux femmes sur le revenu, la consommation et la pauvreté des ménages, un plan expérimental de discontinuité de la régression *(regression discontinuity design, RDD*) a été utilisé. Alors que l'inférence causale dans les modèles non expérimentaux nécessite une hypothèse forte selon laquelle aucun facteur non observé ne peut pas brouille la relation entre l'affectation du traitement et son résultat, le *RDD* ne nécessite pas cette hypothèse pour l'inférence causale (Bor et al., 2014). Le *RDD* est fait un plan de recherche quasi-expérimental qui peut être mise en œuvre lorsque l'exposition d'intérêt est attribuée par la valeur d'une variable aléatoire mesurée en continu et quand cette variable se situe au-dessus (ou au-dessous) d'un certain point de coupure. Dans cette étude, la variable d'intérêt est la taille de l'exploitation des ménages agricoles dirigés par des femmes. L'objectif de notre étude était d'établir l'impact sur le revenu et la consommation des ménages de l'octroi de terres supplémentaires

aux ménages agricoles dirigés par des femmes dont la taille des exploitations était inférieure à un certain seuil de détention de terres. Bien que le plan expérimental *RDD* soit généralement appliqué à l'évaluation ex post d'une intervention, l'une des innovations de cette étude a été de l'appliquer à l'évaluation ex ante d'une politique. Il a été utilisé pour examiner l'effet potentiel d'une intervention gouvernementale qui augmenterait la possession moyenne de terres détenues par des femmes.

Étant donné que l'objectif de cette étude était d'établir l'impact de la réduction de l'écart entre les hommes et les femmes en matière de propriété foncière sur certaines variables de résultat, le seuil (ou la limite) de la taille des terres a été dérivé de l'écart entre les hommes et les femmes en en matière de taille des terres. Il existe fondamentalement trois types de propriété foncière en fonction du sexe dans les zones rurales du Zimbabwe : (i) la terre est possédée par des hommes, (ii) la terre est possédée par des femmes, et (iii) la terre est possédée conjointement par des hommes et par des femmes. Dans le cas de la propriété conjointe, qui est courante chez les couples mariés, la propriété est généralement considérée comme appartenant à l'homme chef de famille. Par conséquent, lors de la détermination de l'écart entre les sexes en matière de propriété foncière, la terre a généralement été considérée comme étant détenue par l'homme, car la culture du pays définit les chefs de famille comme étant les propriétaires. Si la taille moyenne des terres détenues par les ménages dirigés par des hommes est $\bar{L}_m$ et que celle détenue par les ménages dirigés par des femmes est $\bar{L}_w$, alors l'écart moyen entre les hommes et les femmes en matière de propriété foncière sera calculé comme suit :

$$\bar{L}_m - \bar{L}_w = \bar{G} > 0 \tag{1}$$

La taille des terres peut également être mesurée en termes de taille de terre par habitant. L'écart est supérieur à zéro parce que les ménages dirigés par des hommes possèdent des terres en moyenne plus grandes que ceux dirigés par des femmes au Zimbabwe. Cet écart positif existe également au niveau mondial : les femmes possèdent moins de terres que les hommes (Doss et al., 2015). Une politique de redistribution des terres équitable entre les hommes et les femmes transférera de la part des femmes une proportion représentative $\bar{G}$ d'un total n_m de ménages dirigés par des hommes à un total n_w de ménages dirigés par des femmes. Par conséquent, dans des conditions d'égalité, chaque ménage dirigé par une femme doit posséder une quantité de terre calculée suivant l'équation suivante :

$$\bar{L}_w + \frac{n_w}{n_m + n_w}\bar{G} \tag{2}$$

où n_w et n_m sont respectivement la taille d'échantillon des ménages dirigés par des femmes et celle de l'échantillon des ménages dirigés par des hommes, tandis que $\frac{n_w}{n_m + n_w}$ est la proportion des ménages dirigés par des femmes dans l'échantillon combiné.

Une politique radicale de redistribution des terres visant à réduire les inégalités de genre en matière de propriété foncière doit transférer des terres aux ménages dirigés par des femmes dont la taille des terres est inférieure à la quantité indiquée dans l'équation 2. Celle-ci définit en effet la taille de l'exploitation moyenne par femme chef de famille dans des conditions d'égalité entre les hommes et les femmes. Une transformation radicale de la propriété foncière visant à atteindre l'égalité entre les sexes tentera de relever la propriété foncière moyenne existante des ménages dirigés par des femmes ($\bar{L}_w$) vers la quantité présentée dans l'équation 2. Le but de cette étude était donc d'étudier le revenu des ménages, la consommation et les implications, en termes de pauvreté, d'une augmentation de la propriété foncière des ménages dirigés par des femmes à partir des tailles existantes. C'est pourquoi nous avons pris $\bar{L}_w$ pour seuil de la variable de fonctionnement (taille des terres). Les ménages dirigés par des femmes dont la taille des terres était supérieure à $\bar{L}_w$ ont été considérés comme le groupe traité, car ils représentent une situation qui peut découler d'une politique délibérément conçue pour accroître la taille des terres détenues par les femmes. Une valeur de 1 leur a donc été attribuée, tandis que ceux dont la taille des terres était inférieure ou égale à $\bar{L}_w$ ont été considérés comme le groupe non-traité et se sont vu attribuer une valeur de zéro. La principale caractéristique de notre modèle est que la probabilité d'être traité conditionnellement à la taille des terres, c'est-à-dire L_{wi} , saute de manière discontinue au point de coupure, entraînant une variation dans l'affectation du traitement qui est supposée ne pas être liée à des facteurs de confusion potentiels (Calonico et al., 2014).

La variable « taille des terres » utilisée pour déterminer le traitement est sujette à une variabilité aléatoire due à la nature de la procédure d'échantillonnage utilisée par le ZIMSTAT et aux erreurs de mesure. Par conséquent, les ménages dirigés par des femmes qui se situent immédiatement au-dessus et au-dessous du point de coupure doivent être les mêmes, en principe, pour toutes les caractéristiques observées et non observées avant le traitement, caractéristiques telles que l'éducation, l'âge et la taille du ménage, exactement comme dans un essai contrôlé randomisé (Calonico et al., 2014 ; Wooldridge, 2009). Un test de robustesse suivant le plan expérimental *RDD* consiste à vérifier cette affirmation. L'effet causal peut être estimé en comparant tout simplement les résultats des ménages dirigés par des femmes qui se situent immédiatement au-dessus du point de coupure et ceux qui se situent immédiatement au-dessous de lui. Toutefois, il est important de noter que les estimations de l'effet causal doivent être complétées par des statistiques descriptives car ces estimations peuvent être loin d'être exactes (Lawry et al., 2017).

Comme l'ont fait Imbens et Lemieux (2008) et Wooldridge (2002), nous avons utilisé un cadre de résultats potentiels couramment utilisé dans la littérature sur l'évaluation d'impact. Notre étude définit le traitement (T) comme suit:

$$T_i = \begin{cases} 1 \; if \; L_{wi} > \bar{L}_w \\ 0 \; if \; L_{wi} \leq \bar{L}_w \end{cases} \tag{3}$$

En laissant Y être la variable de résultat représentant la consommation, le revenu et la pauvreté, nous avons un échantillon aléatoire de l'enquête PICES $[Y_i(0), Y_i(1), L_{wi}]$ pour $i = 1, \cdots, n$, échantillon tiré d'une population $[Y(0), Y(1), L_w]$, où $Y(0)$ et $Y(1)$ sont les résultats potentiels avec une taille de terre inférieure ou égale au seuil pour le cas de $Y(0)$ et supérieure au seuil pour celui de $Y(1)$. Nous avons mesuré la pauvreté sur base de la consommation et du revenu. Par conséquent, seuls deux résultats ont été évalués. Le résultat observé, à savoir Y_i, est exprimé comme suit :

$$Y_i = \begin{cases} Y_i(0) & if\ T_i = 0 \\ Y_i(1) & if\ T_i = 1 \end{cases} \tag{4}$$

Pour mesurer l'impact de l'amélioration de l'égalité des sexes en matière de propriété foncière sur les variables de résultats, nous avons besoin du résultat potentiel du ménage dirigé par une femme sans terre arable supplémentaire (résultat observé) et du résultat potentiel du même ménage dirigé par une femme s'il recevait une terre supplémentaire (résultat contrefactuel). L'inférence est donc contrefactuelle, c'est-à-dire qu'il s'agit d'un résultat qui se serait produit si ce ménage dirigé par une femme avait reçu une terre supplémentaire. En d'autres termes, l'impact de l'augmentation des terres détenues par les ménages dirigés par des femmes sur le revenu, la consommation et la pauvreté du même ménage ne peut pas être mesuré, et c'est ce que l'on appelle le problème des données manquantes (Dimara et Skuras, 2003). Toutefois, l'effet causal individuel peut être étendu pour mesurer l'effet causal de tous les ménages dirigés par des femmes, ce qui donnerait ce qu'on appelle l'effet de traitement moyen (*average treatment effect, ATE*). À partir de l'échantillon, nous pouvons identifier l'effet de traitement moyen (β) au point de coupure, effet qui est estimé de manière non paramétrique dans des conditions de continuité légères (Hahn et al., 2001), comme suit :

$$\beta = E[Y_i(1) - Y_i(0) | L_{wi} = \bar{L}_w] = \lim_{l \downarrow \bar{L}_w} E[Y_i | L_{wi} = l] - \lim_{l \uparrow \bar{L}_w} E[Y_i | L_{wi} = l] \tag{5}$$

Le paramètre β est calculé à partir de fonctions polynomiales non paramétriques à noyau de part et d'autre du point de coupure. β mesure l'impact d'une augmentation marginale de la superficie moyenne des terres détenues par les ménages dirigés par des femmes sur les variables de résultats. Une des approches pour estimer β consisterait à comparer les moyennes dans une fourchette L_{wi} de valeurs supérieures et inférieures au seuil. Cependant, ces moyennes seraient des estimations biaisées des vraies moyennes à la limite, qui est $L_{wi} \rightarrow \bar{L}_w$, si $E[Y_i | L_{wi}]$ n'est pas nul de part et d'autre du seuil. Nous avons estimé un modèle de régression polynomiale linéaire locale pour atténuer les biais inhérents au β obtenu de la comparaison des moyennes du groupe traité et du groupe

non traité. Nous avons a estimé le polynôme linéaire ci-dessous avec deux parties, avec une régression pour le groupe traité et une autre pour le groupe non traité :

$$Y_i = \pi_- + \gamma_-(L_{wi} - \bar{L}_w) + \varepsilon_{-,i} \quad for\ L_{wi}^{min} \leq L_{wi} \leq \bar{L}_w \qquad | \quad Y_i = \pi_+ + \gamma_+(L_{wi} - \bar{L}_w) + \varepsilon_{+,i} \quad for\ \bar{L}_w < L_{wi} \leq L_{wi}^{max} \tag{6}$$

où min et max sont respectivement les valeurs minimales et maximales. π_-et π_+ sont les ordonnées respectivement de la régression du groupe contrôle et de celle du groupe traité, tandis que γ_-et γ_+ sont les paramètres de pente de la régression du groupe contrôle et de celle du groupe traité. $\varepsilon_{-,i}$ et $\varepsilon_{+,i}$ sont respectivement les termes d'erreur des régressions de contrôle et de traitement, lesquelles régressions sont supposées être non corrélées avec $L_{wi} - \bar{L}_w$. La largeur de bande optimale, à savoir L_{wi}^{min} et L_{wi}^{max}, a été sélectionnée à l'aide du plug-in optimal développé par Imbens et Kalyanaraman (2012) et affiné plus tard par Calonico et al. (2014). L'effet de traitement moyen non biaisé estimé au seuil, également connu sous le nom d'effet de traitement moyen local (*local average treatment effect, LATE*), est donc donné par la formule suivante:

$$\hat{\beta} = \hat{\pi}_+ - \hat{\pi}_- \tag{7}$$

Étant donné que la probabilité d'être traité en fonction de la taille de la terre, à savoir L_{wi}, saute de manière discontinue au point de coupure et que la nature de la variable de fonctionnement conduit à des valeurs déviantes, nous avons utilisé un modèle basé sur une *RD* nette. La stabilité du modèle a donc été testée en utilisant la dérivée de l'effet de traitement (*treatment effect derivative, TED*) au lieu de la discontinuité de la probabilité des valeurs non déviantes (*compliers' probability discontinuity, CPD*), qui est plus appropriée pour les modèles basés sur une RD floue. La commande *TED* permet d'estimer l'effet *LATE* et la dérivée *TED* dans les modèles basés sur une *RD* nette et la discontinuité *CPD* dans les modèles basés sur une *RD* floue. Si la valeur de la dérivée *TED* est significativement différente de zéro, alors l'estimation de l'effet *LATE* sera considérée comme instable (Cerulli et al., 2016).

Nous avons répondu à la troisième question au moyen d'une technique de régression simple. Nous avons en fait suivi la méthodologie déjà utilisée par Adhikari et Bjørndal (2014) et Jayne et al. (2003). Après avoir généré des variables au niveau du district à partir des données de l'enquête *PICES*, nous avons régressé les mesures de la pauvreté au niveau du district (inégalité des revenus, inégalité des avoirs, effectifs) sur les inégalités foncières, les disparités de genre en matière de propriété foncière et sur d'autres variables de contrôle. Nous avons estimé un modèle simple de moindres carrés ordinaires (MCO) avec des erreurs-types robustes. Le modèle estimé est le suivant :

$$pov_i = \beta_0 + \beta_1 LEQ_i + \beta_2 WOM_i + \boldsymbol{X\varphi} + \varepsilon_i \tag{8}$$

où pov_i est la mesure de la pauvreté au niveau du district, LEQ_i est la mesure des inégalités foncières au niveau du district, WOM_i est la part des femmes possédant des terres agricoles dans le district i, $\boldsymbol{X}$ est un vecteur de variables de contrôle qui comprennent, entre autres, le pourcentage de chefs de ménage ayant terminé l'enseignement secondaire et l'enseignement supérieur dans un district, la taille moyenne des ménages dans un district, le pourcentage de ménages réinstallés, et la taille moyenne des exploitations agricoles dans un district. β et $\boldsymbol{\varphi}$ sont les vecteurs estimés des paramètres. ε est le terme d'erreur supposé être indépendant et identiquement distribué avec une moyenne de zéro et une variance constante. Des erreurs types robustes et groupées ont été utilisées pour corriger les problèmes liés à la nature des données (groupage des districts).

Nous avons utilisé trois mesures pour la variable dépendante (pov), à savoir pov_lower, pov_upper et $pov\_extreme$. Trois seuils de pauvreté, le seuil inférieur équivalant à 45,61 dollars, le seuil supérieur équivalant à 66,13 dollars et le seuil extrême équivalant à 29,76 dollars, ont été utilisés par l'équipe *ZIMSTAT* lors de l'enquête *PICES* de 2017 pour estimer les trois mesures de la pauvreté. Nous avons estimé la proportion de pauvres dans chaque district pour chaque mesure de la pauvreté à se basant sur les données l'enquête *PICES* recueillies auprès des ménages. De même, nous avons estimé les variables indépendantes pour chaque district à l'aide des données sur les ménages. Les inégalités de la propriété foncière (LEQ) ont été estimées pour chaque district à l'aide de la commande *STATA* qui produit un coefficient de Gini pour chaque district. La proportion des femmes possédant des terres (WOM) a également été calculée pour chaque district. Les autres variables utilisées dans notre étude sont la proportion des chefs de ménage ayant achevé l'enseignement secondaire (Sec_edu), celle des chefs de ménage ayant achevé l'enseignement supérieur ($Tert\_edu$), celle des agriculteurs réinstallés dans les zones de peuplement ($Reset$), la taille moyenne des exploitations agricoles dans un district ($farm\_size$), et la taille moyenne des ménages ($hhsize$) dans chaque district. Les terres ont été mesurées en acres, la taille des ménages en nombre, l'inégalité des terres en coefficient de Gini et le reste en termes de proportions. Dans cette étude, la taille de l'exploitation fait référence à la taille de l'ensemble de l'exploitation détenue, tandis qu'une parcelle est une unité géographique spécifique divisée en plusieurs sous parcelles. Ainsi, au sein d'une même exploitation il peut y avoir plusieurs parcelles et plusieurs sous parcelles au sein d'une même parcelle.

Dans un système de marché où la terre est achetée sur le marché, l'inégalité foncière peut être endogène dans le modèle de pauvreté. Cependant, au Zimbabwe, les terres rurales ne sont pas achetées sur le marché mais sont plutôt léguées par le biais de l'héritage ou attribuées par les chefs de communauté. Il n'y a donc pas lieu de s'inquiéter de l'endogénéité de la variable relative à l'inégalité foncière. Nous faisons remarquer que bien que l'emploi ait été établi comme un déterminant clé de la pauvreté par des études antérieures, les ménages ruraux s'occupent pratiquement de la même activité, ce qui veut dire qu'il n'y a pas de variation significative dans le type d'activité parmi les ménages ruraux. Ceci est confirmé par les données de l'enquête *PICES*, qui montrent que moins de 7 % des chefs de ménage avaient un emploi salarié. La variable « activité » n'a donc pas été prise en compte dans le modèle de pauvreté dans notre étude.

4. Résultats et discussion

Statistiques descriptives

Les ménages ruraux qui ont répondu aux questions sur la taille des parcelles et la superficie cultivée dans le module *APM* étaient 2 259 au total dans le module sur la pauvreté. 2 206 d'entre eux ont répondu à la question sur le sexe du chef de ménage. Environ 38% des chefs de ménage étaient des femmes et 62% des hommes. La majorité des ménages (52%) provenaient de zones communautaires, tandis que 44,3% provenaient de zones de peuplement. Le reste (3,7%) provenait de zones d'agriculture commerciale aussi bien à grande qu'à petite échelle. La majorité des 927 personnes interrogées provenant de zones de peuplement étaient d'anciens cas de réinstallation (471) et d'exploitations A1 (450). Seules 6 personnes provenaient d'exploitations A2. La distribution de certaines variables dans les ménages dirigés par des femmes est présentée à l'annexe A.

La taille moyenne globale des parcelles pour les ménages dirigés par des hommes et des femmes était de 10,02 acres, tandis que la superficie moyenne plantée, mesurée en utilisant le GPS, était de 2,6 acres. Les résultats de cette étude montrent qu'en moyenne les ménages dirigés par des femmes possèdent des parcelles plus petites que les ménages dirigés par des hommes. L'écart moyen entre les sexes en matière de propriété foncière, tel que défini dans l'équation 1 de la section précédente, est d'environ 2,1 acres. En moyenne, les ménages dirigés par des hommes possèdent 2,1 acres de plus que les ménages dirigés par des femmes, ce qui correspond à 0,6 acres par habitant. Cette différence moyenne est statistiquement significative au niveau de 1 % (voir tableau 1). Cela confirme l'affirmation selon laquelle les femmes possèdent de plus petites portions de terres arables que les hommes au Zimbabwe. En outre, les inégalités en matière de propriété foncière sont plus prononcées parmi les ménages dirigés par des femmes que parmi ceux dirigés par des hommes. En effet, le coefficient de Gini de la taille des parcelles détenues par des ménages dirigés par des femmes (0,756) est plus élevé que chez les ménages dirigés par des hommes (0,733). De même, le coefficient de Gini pour la taille de l'exploitation par habitant est plus élevé chez les ménages dirigés par des femmes que chez ceux dirigés par des hommes. Ces statistiques sont encore renforcées par la nature des régimes fonciers : sur les 2 199 ménages ayant répondu à la question sur le régime foncier, 607 ménages dirigés par des femmes ont indiqué qu'ils étaient propriétaires de leurs parcelles contre 990

ménages dirigés par des hommes. Le tableau 2 présente les statistiques de propriété par sexe du chef de ménage.

Tableau 1 : Différences moyennes entre les ménages dirigés par des hommes et ceux dirigés par des femmes

Caractéristique (moyenne)	Ménages dirigés par des hommes (n_m =1 374)	Ménages dirigés par des femmes (n_w =832)	Total (n =2 206)	Différence
Taille de l'exploitation (en acres)	10,8	8,7	10,02	2,1***
Taille de l'exploitation (coefficient de Gini)	0,733	0,756	0,738	-0,023**
Taille de l'exploitation par habitant (coefficient de Gini)	0,698	0,804	0,728	-0,106**
Revenu mensuel (en $)	188,5	163,0	178,9	25,5***
Taille du ménage	4	4	4	0
Taille de l'exploitation par habitant (en acres)	2,8	2,2	2,5	0,6***
Revenu par habitant (en $)	47,1	40,8	45,6	6,3***
Consommation par habitant	36,3	37,9	36,8	-1,6***

***, ** et * indiquent que la différence entre les moyennes des ménages dirigés par des hommes et celles des ménages dirigés par des femmes est statistiquement significative respectivement au niveau de 1 %, de 5 % et de 10 %. La différence entre les moyennes a été testée à l'aide de tests z pour l'égalité des moyennes.

Tableau 2 : Nombre de ménages possédant des terres par rapport au sexe du chef de ménage

Sexe du chef de ménage	Possession d'une terre arable ou accès à elle			
	Terre possédée	Libre accès à la terre[1]	Pas de terre du tout	Total
Ménages dirigés par des femmes	607	108	114	829
Ménages dirigés par des hommes	990	210	170	1370
Total	1 597	318	284	2 199

Source : Calculs des auteurs

Les résultats de cette étude montrent que les ménages dirigés par des femmes ont une consommation réelle par habitant plus élevée que celle des hommes bien qu'ayant des parcelles plus petites, bien que gagnant en moyenne 25,5 $ de moins de revenu mensuel réel, et bien qu'ayant 6,3 $ de moins de revenu par habitant que les ménages dirigés par des hommes. La consommation réelle mensuelle par habitant est supérieure de 1,6 $ pour les ménages dirigés par des femmes par rapport aux ménages dirigés par des hommes. Cela souligne l'importance des femmes dans la lutte contre la pauvreté. Les femmes utilisent les ressources disponibles plus efficacement que les hommes dans la lutte contre la pauvreté. En d'autres termes, les femmes donnent la priorité à la consommation du ménage plus que les hommes. Les résultats du tableau 3 renforcent l'importance des femmes dans la réduction de la pauvreté, car ils montrent que le pourcentage de ménages dirigés par des

femmes et qui sont pauvres est inférieur à celui des ménages dirigés par des hommes et qui sont pauvres, malgré la distribution asymétrique des ressources foncières et des revenus en faveur des ménages dirigés par des hommes. En effet, 46,4 % des ménages dirigés par des femmes sont « non pauvres » contre seulement 38,5 % des ménages dirigés par des hommes. Un ménage pauvre est celui dont le revenu mensuel est inférieur au seuil de pauvreté (*poverty datum line, PDL*); un *PDL* inférieur à 45,6 dollars dans l'enquête *PICES* a servi de référence dans cette étude.

Tableau 3 : Proportion de ménages pauvres par rapport au sexe du chef de ménage

	Observations	Pourcentage des ménages pauvres	Pourcentage des ménages non pauvres
Ménages dirigés par des hommes	1 374	61,5	38,5
Ménages dirigés par des femmes	832	53,6	46,4
Total	2 206		

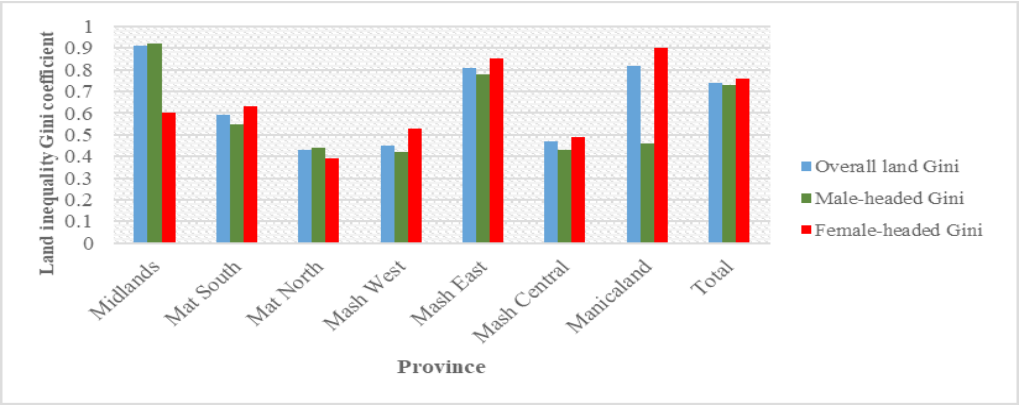
Source: Calcul des auteurs

L'inégalité relative à la taille des parcelles, mesurée par le coefficient de Gini, montre qu'une grande partie des terres arables détenues par les ménages dirigés par des femmes est détenue par une minorité d'entre elles. Dans les huit provinces essentiellement rurales du Zimbabwe, le coefficient de Gini de l'inégalité foncière pour les ménages dirigés par des femmes est plus élevé que celui des ménages dirigés par des hommes, sauf dans le Mat Nord et les Midlands. Même s'il est inférieur à celui des ménages dirigés par des hommes, le coefficient de Gini d'inégalité foncière pour les ménages dirigés par des femmes dans les Midlands reste assez élevé (0,60). Seules les provinces du Mat North, du Masvingo et du Mash Central ont des coefficients de Gini d'inégalité foncière inférieurs à 0,5. La figure 2 montre les inégalités, au niveau des provinces, en matière de taille des parcelles. Dans certaines provinces, comme celle des Midlands, le coefficient de Gini est essentiellement le fait des hommes, tandis que dans d'autres, comme le Manicaland, il est le fait des femmes. Ces écarts peuvent résulter des différences dans les pratiques traditionnelles ou culturelles. Par exemple, le système patriarcal est plus fort dans le Manicaland que dans les Midlands, de sorte que moins de femmes sont susceptibles de posséder des terres dans le Manicaland, ce qui accentue l'inégalité. Partant de cette constatation, on peut suggérer que des politiques agricoles radicales pour une croissance inclusive peuvent nécessiter l'éradication de certaines pratiques culturelles.

Les résultats descriptifs de notre étude concordent généralement avec ceux des études précédentes montrant que les femmes rurales possèdent moins de terres arables que les hommes et que l'inégalité de la propriété foncière parmi les femmes est considérablement plus élevée dans les pays en développement (Doss et al., 2015 ; FAO, 2011 ; Allendorf, 2007). Cependant, ce qui est fascinant dans les statistiques descriptives de notre étude est qu'en plus d'avoir une plus grande inégalité dans la distribution des terres, les ménages dirigés par des femmes ont des terres arables plus petites et des revenus mensuels plus faibles, mais ont une consommation réelle

par habitant plus importante que les ménages dirigés par des hommes et un nombre moins élevé de ménages pauvres. Ce type de paradoxe rend encore plus crucial l'examen de l'impact d'une politique qui tente de lutter contre la pauvreté rurale en corrigeant les inégalités de genre en matière de propriété foncière.

Figure 2 : Inégalités dans la taille des terres arables dans les provinces du Zimbabwe



Source : Illustration des auteurs à partir des calculs basés sur le module APM
NB : Inégalités foncières mesurées par le coefficient de Gini
Terre possédée dans l'ensemble, en coefficient de Gini
Terre possédée par des ménages dirigés par des hommes
Terre possédée par des ménages dirigés par des femmes

Plan expérimental de discontinuité de la régression (RDD)

En nous appuyant sur les travaux de Cippolina et al. (2018) et Lawry et al. (2017) montrant que la mesure de la causalité est un processus complexe, nous présentons les résultats de notre étude relatifs à la causalité en complément des statistiques descriptives présentées ci-dessus. Par prudence, nous nous appuyons davantage sur les statistiques descriptives et les mettons en relation avec les résultats relatifs à la causalité. Comme l'ont déjà souligné d'autres études, une mesure statistique de la causalité n'est jamais exacte car il existe de multiples autres facteurs qui rendent difficile l'attribution précise du changement d'une variable à un facteur spécifique. Toutes les conclusions relatives à la causalité doivent donc être interprétées conjointement avec les statistiques descriptives.

Nous n'avons pas tenu en compte dans la variable de fonctionnement les valeurs aberrantes, c'est-à-dire celles qui diffèrent de manière significative des autres observations. Par exemple, la taille maximale des exploitations était de 3 207,6 acres alors que la taille moyenne n'était que de 10,02 acres. Ces valeurs aberrantes sont le fait du peu de ménages du secteur de l'agriculture commerciale qui possédaient de très grandes exploitations. Environ 95,1 % des ménages avaient des exploitations ou des parcelles d'une superficie inférieure à 15 acres. Seules 4,9 % des observations relatives à la taille des exploitations appartenant en grande partie aux agriculteurs du secteur de l'agriculture commerciale possédant plus de 100 acres ont été identifiées comme des valeurs aberrantes. Toutefois,

cela n'a pas posé de problème dans cette section car seuls les ménages dirigés des femmes ont été pris en compte dans notre analyse. Au total, 798 ménages dirigés par des femmes ont été retenus après avoir enlevé les valeurs aberrantes. La superficie maximale des terres détenues par les ménages dirigés par des femmes était de 14,8 acres. Le seuil, tel que défini au chapitre 3, a été fixé à =8,7 acres, ce qui correspond à 2,2 acres par habitant. Les résultats de l'utilisation de la propriété foncière par habitant n'étaient pas significativement différents de ceux de l'utilisation de la propriété foncière en raison des similitudes entre la taille de la terre des ménages dirigés par des femmes et celle des ménages dirigés par des hommes. Les deux variables de résultat sont la consommation réelle par habitant et le revenu mensuel. Ces variables ont été également utilisées pour mesurer la pauvreté. La consommation réelle par habitant est une bonne mesure du bien-être et un indicateur de la pauvreté d'un ménage. Le revenu est considéré comme une mesure de l'opportunité de bien-être, tandis que la consommation est une mesure de la réalisation du bien-être (Appleton, 2001). Les deux variables de résultats ont été exprimées en logarithmes afin d'améliorer leurs caractéristiques distributionnelles.

Les estimateurs de la largeur de bande pour la régression polynomiale locale *RD* sont présentés dans le tableau 4, tandis que les estimateurs de l'effet *LATE* et de la dérivée *TED* sont présentés dans le tableau 5 pour les deux résultats. Toutefois, nous avons utilisé la méthode *CCT* pour sélectionner la largeur de bande optimale. Les résultats graphiques sont présentés dans la figure 3.

Tableau 4 : Estimateurs de largeur de bande pour les deux variables de résultat

Variable de résultat	Méthode	h	b	rho
Consommation par habitant	CCT	3,57665	4,343398	0,8234681
	IK	5,363546	5,978249	0,8971766
	CV	5,892492	N/A	N/A
Revenu mensuel	CCT	1,945873	2,81595	0,6910185
	IK	4,815681	3,895824	1,236114
	CV	5,8263	N/A	N/A

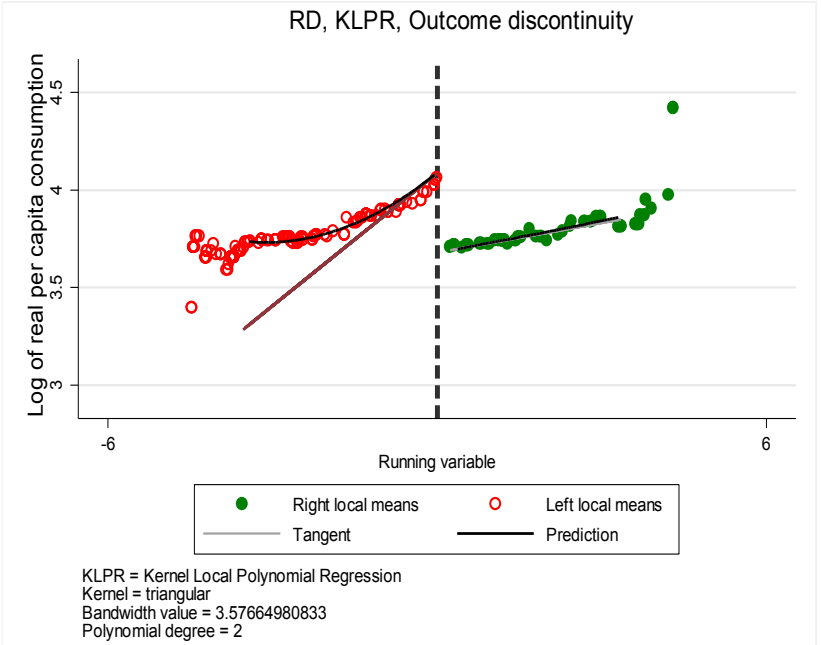
Calonico et al. (2014) ont proposé la méthode *CCT*, Imbens et Kalyanaraman (2012) la méthode *IK* et Ludwig et Miller (2007) la méthode *CV* (validation croisée [*cross validation*]).

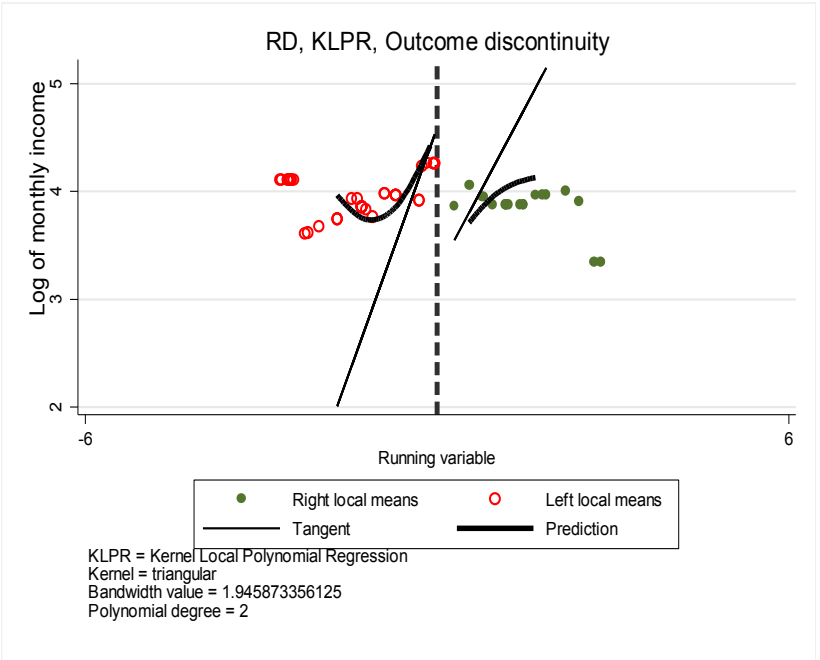
Tableau 5 : Effet de traitement moyen local (LATE) et dérivée de l'effet de traitement (TED)

Résultat = consommation	Coefficient	Erreur-type	*z*-statistique	*p*-value
LATE	-0,408	0,317	-1,28	0,199
TED	-0,176	0,417	-0,42	0,673
Résultat = revenue mensuel	**Coefficient**	**Erreur-type**	**z-statistique**	**p-value**
LATE	-0,668	0,715	-0,93	0,350
TED	-0,258	1,123	-0,23	0,818

***, ** et * indiquent que le coefficient est statistiquement significatif respectivement à un niveau de 1 %, de 5 % et de 10 %. Les régressions principales et les autres statistiques générant ces estimateurs sont présentées dans les annexes B et C.

Figure 3 : Graphiques de discontinuité de la régression

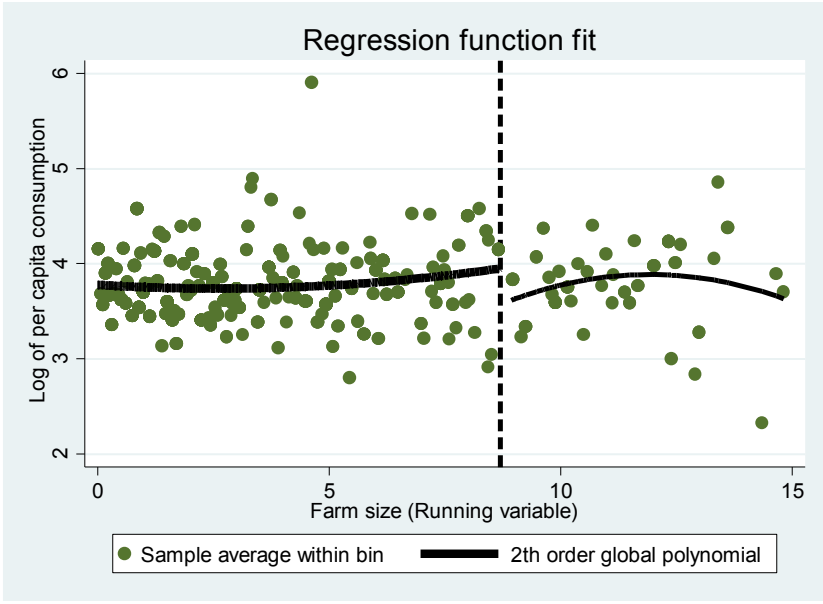


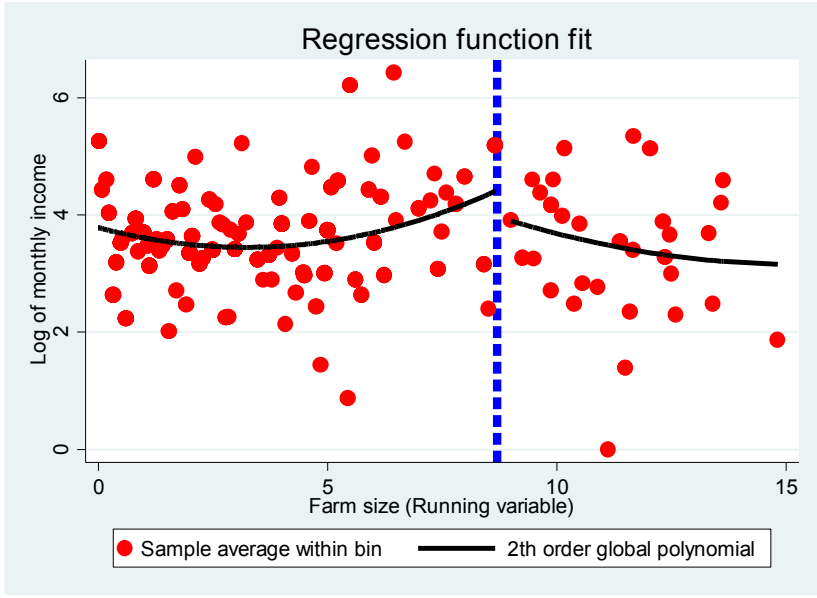


NB :
RD, KLPR, discontinuité des résultats
Logarithme de la consommation réelle par habitant
Logarithme du revenu mensuel

suite page suivante

Figure 3 Continué





NB :
Kernel local polynomial regression : Régression polynomiale locale à noyau
Regression function fit : ajustement de la fonction de régression
Right local means : moyennes locales à droite
Left local means : moyennes locales à gauche
Farm size (running variable) : taille de l'exploitation (variable de fonctionnement)
Sample average with bin : moyenne de l'échantillon
2nd order global polynomial : polynôme global du second ordre

Les résultats présentés dans le tableau 5 montrent que le coefficient de la dérivée *TED* est statistiquement non significatif dans les deux modèles. En d'autres termes, ce coefficient n'est pas statistiquement différent de zéro. Cela indique que les deux modèles

RD sont tous deux stables : c'est-à-dire aussi bien le modèle RD avec la consommation que le modèle *RD* avec revenu comme variable de résultat. Des contrôles robustes à l'aide de graphiques indiquent également que les ménages dirigés par des femmes plus proches du seuil inférieur et supérieur présentent des caractéristiques similaires et que, pour ce petit groupe, la ligne *RDD* présente une certaine forme de continuité. Cependant, les résultats montrent qu'une politique destinée à augmenter délibérément la taille moyenne des exploitations des ménages dirigés par des femmes ne produira aucun bénéfice en termes de revenus et de réduction de la pauvreté parmi ces mêmes ménages. En d'autres termes, l'augmentation de la taille des exploitations au-delà du point de coupure de 8,7 acres ne produit aucun effet positif sur la consommation et le revenu des ménages dirigés par des femmes. Ces résultats sont conformes aux statistiques descriptives qui indiquent que bien que les ménages dirigés par des hommes possèdent des exploitations plus grandes, ils ont une consommation par habitant plus faible et sont plus pauvres que les ménages dirigés par des femmes. Ces mêmes résultats suggèrent que dans les zones communautaires une taille moyenne des exploitations des femmes qui est inférieure à 8,7 acres peut être bénéfique pour la réduction de la pauvreté.

Les graphiques de la figure 3 montrent que les ménages dirigés par des femmes dont les exploitations ont une taille supérieure à 8,7 acres ont une consommation et un revenu par habitant inférieurs, même si cet impact est statistiquement insignifiant. Ces résultats suggèrent que la taille optimale d'une exploitation agricole efficace pour la réduction de la pauvreté est celle qui est inférieure à 8,7 acres dans les zones communautaires et de peuplement. Il faut noter que la majorité des 798 ménages dirigés par des femmes (55 %) avaient des exploitations de moins de 3 acres et environ 37 % d'entre eux se situaient à l'extrémité inférieure, possédant moins de 2 acres, ce qui était inférieur à la moyenne par habitant de 2,2 acres. C'est la raison pour laquelle les résultats obtenus à partir du plan expérimental *RDD* n'ont pas été significatifs à des points de coupure élevés. Toutefois, une augmentation, d'une unité marginale, de la taille de l'exploitation des 55 % des ménages disposant de terres de petite taille pourrait améliorer leurs revenus de manière significative. En effet, les résultats des simulations basées sur le *RDD* présentés dans le tableau 6 montrent qu'une augmentation de la superficie des terres pour ce groupe serait bénéfique.

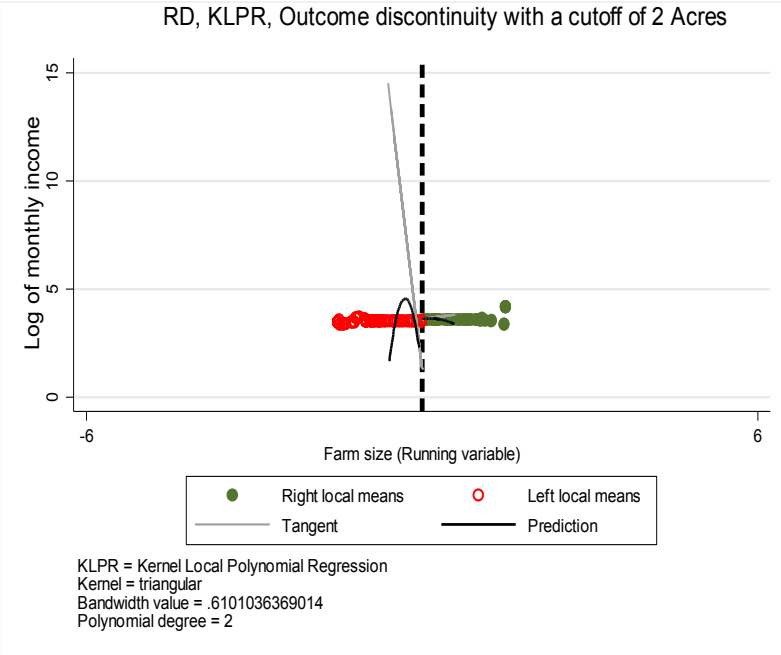
Tableau 6 : Estimateurs de l'effet LATE à partir de différents points de coupure placés plus bas avec le revenu comme résultat

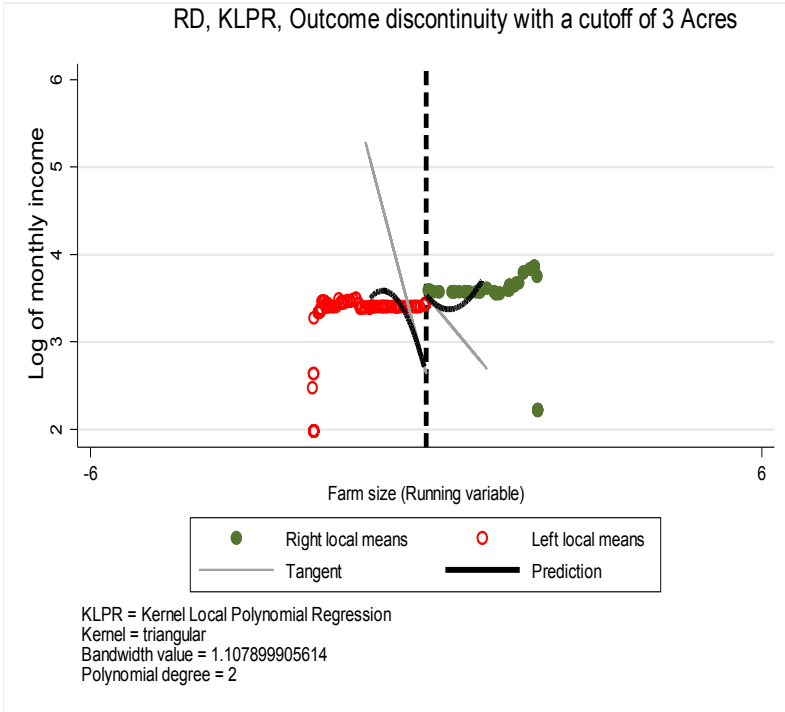
Point de coupure (en acres)	% de ménages dirigés par des femmes dont la taille de l'exploitation est inférieure ou égale au point de coupure	Coefficient de l'effet *LATE*	Erreur-type	z-statistique
2	37	2,314	0,847	2,73***
3	55	0,890	0,457	1,95*
4	65	-0,261	0,431	-0,60

***, ** et * indiquent que le coefficient est statistiquement significatif respectivement à un niveau de 1 %, de 5 % et de 10 %.

Figure 4 : Discontinuité RDD avec différents points de coupure

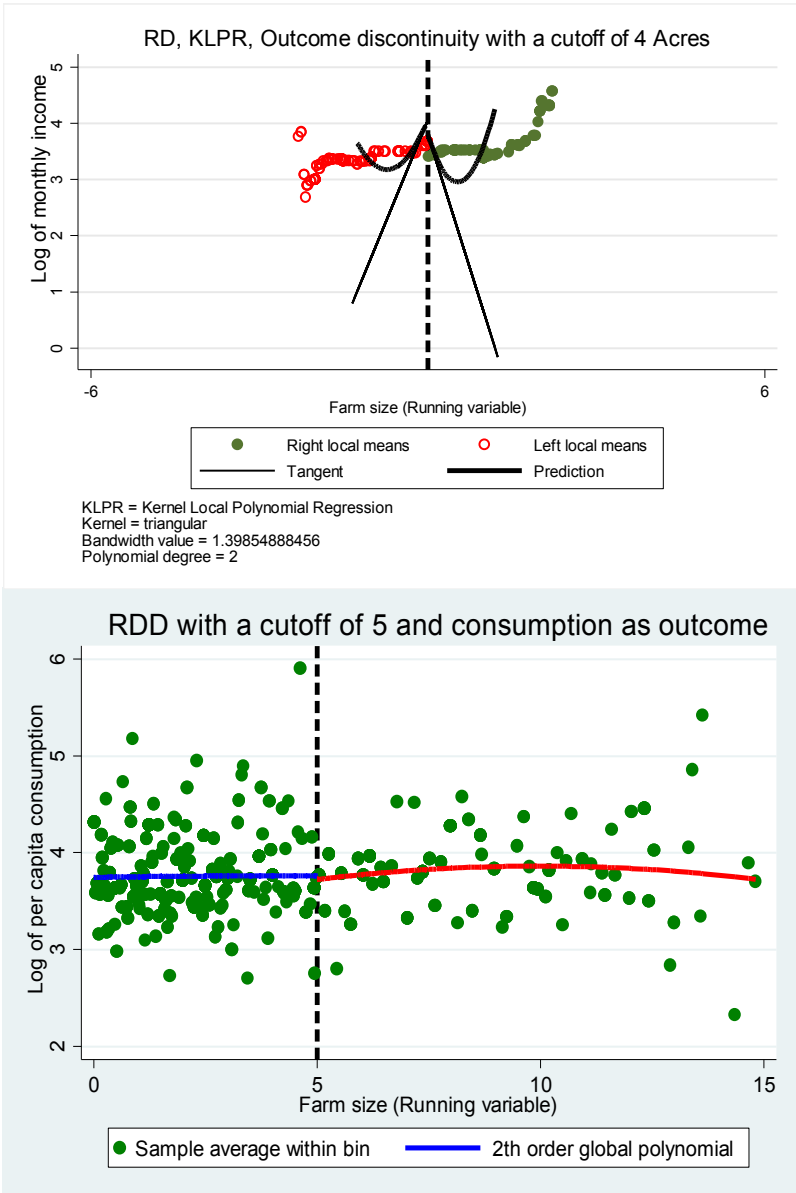
***RD*, *KLPR*, discontinuité de résultat avec un point de coupure de 2 acres**





suite page suivante

Figure 4 Continué



NB :
RDD with cutoff of 5 and consumption as outcome: Discontinuité *RDD* avec un point de coupure de 5 et consommation comme résultat
Kernel local polynomial regression : Régression polynomiale locale à noyau
Polynomial degree : degré polynomial
Bandwith value : valeur de la largeur de bande
Right local means : moyennes locales à droite
Left local means : moyennes locales à gauche
Farm size (running variable) : taille de l'exploitation (variable de fonctionnement)
Sample average with bin : moyenne de l'échantillon
2nd order global polynomial : polynôme global du second ordre

Le coefficient de l'effet *LATE* pour les ménages dirigés par des femmes dont la taille des terres est inférieure à 3 acres est positif et statistiquement significatif. Par exemple, en partant d'un point de coupure de 2 acres, nous établissons le coefficient de l'effet *LATE* à 2,314 et il est statistiquement significatif au niveau de 1 %. De même, avec un point de coupure de 3 acres, le coefficient est toujours positif mais faiblement significatif au niveau de 10 %. Les terres de plus grande taille, dépassant 4 acres, ne contribuent pas à la réduction de la pauvreté dans les zones rurales du Zimbabwe. Ainsi, une politique foncière conçue pour réduire les inégalités entre les hommes et les femmes n'aura un impact positif sur la réduction de la pauvreté que si elle cible les femmes situées au bas de l'échelle de distribution des terres. En d'autres termes, cette politique doit cibler la majorité de femmes (55%), c'est-à-dire celles possédant moins de 3 acres de terres arables, afin d'améliorer les revenus et la consommation des ménages. Il s'ensuit donc que les politiques de redistribution des terres visant à réduire la pauvreté chez les femmes rurales doivent avoir pour objectif de réduire les inégalités foncières entre les ménages ruraux plutôt que d'augmenter la superficie moyenne des terres détenues par les femmes. Une augmentation de la taille des exploitations des femmes au bas de l'échelle est ce qu'il faut pour réduire les inégalités et la pauvreté des ménages. Ces conclusions rejoignent celles de Jayne et al. (2003), Deininger (2003) et Ravallion et Datt (2002) qui affirment que la réduction des inégalités foncières aura un impact direct sur les revenus des pauvres bénéficiant des transferts.

Disparités de genre régionales (au niveau du district) en matière de propriété foncière et de réduction de la pauvreté

Dans l'ensemble 60 districts ruraux comptant un total de 2 206 ménages ont été pris en compte dans cette partie de notre analyse. Les variables continues au niveau des ménages ont été regroupées pour obtenir les moyennes des districts, tandis que les proportions ont également été indiquées pour chaque district. Le nombre moyen de ménages dans chaque district était de 37, avec un minimum de 6 et un maximum de 67. Le tableau 7 présente les statistiques descriptives des variables utilisées dans le modèle de pauvreté, des inégalités foncières et des disparités de genre.

Tableau 7 : Statistiques descriptives

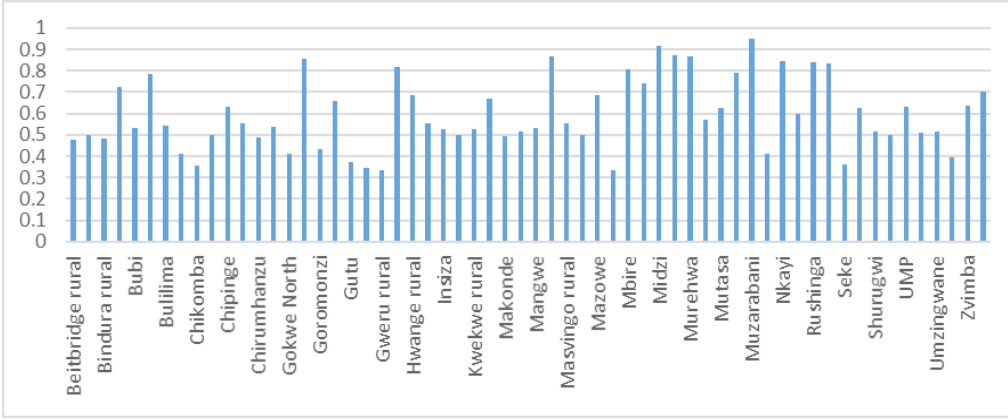
Variable	Observations	Moyenne	Écart-type.	Min	Max
pov_lower	60	0,596	0,166	0,333	0,952
pov_upper	60	0,802	0,097	0,576	1
pov_extreme	60	0,306	0,155	0,056	0,667
LEQ	60	0,520	0,184	0,257	0,950
WOM	60	0,376	0,130	0,043	0,656
Sec_edu	60	0,397	0,130	0,091	0,750
Tert_edu	60	0,047	0,048	0	0,231
hhsize	60	4,857	0,484	3,969	5,969
farm_size	60	9,342	13,261	1,348	78,706
Reset	60	0,330	0,299	0	1

pov_lower est la proportion de pauvres par rapport au seuil de pauvreté inférieur, *pov_lower* la proportion de pauvres par rapport au seuil de pauvreté supérieur, et *pov_extreme* la proportion de pauvres par rapport au seuil d'extrême pauvreté alimentaire. *LEQ* est la mesure des inégalités foncières tandis que *WOM* est la proportion de femmes possédant des terres arables. *Sec_edu* est la proportion de chefs de ménage ayant terminé leurs études secondaires et *Tert_edu* celle de chefs de ménage ayant terminé leurs études supérieures. *hhsize* est la taille du ménage, *farm_size* est celle de l'exploitation agricole, tandis que *Reset* est la proportion d'agriculteurs réinstallés dans les zones de peuplement. Toutes ces variables ont été mesurées au niveau du district. Pour des définitions détaillées, voir le chapitre 3 de la méthodologie.

La pauvreté moyenne au niveau du district est de 59,9 % si l'on applique le seuil de pauvreté inférieur, de 80,2 % pour le seuil de pauvreté supérieur et de 30,6 % pour l'extrême pauvreté. Les ménages de certains districts sont tous pauvres lorsque l'on prend le seuil de pauvreté supérieur comme référence. Il existe une grande variabilité de la pauvreté entre les districts, comme le montre la figure 5. L'inégalité moyenne en matière de propriété foncière est de 0,52, telle que mesurée par le coefficient de Gini, tandis que la proportion des ménages dirigés par des femmes et possédant des terres est de 37,6 %. Dans certains districts, la proportion de femmes possédant des terres arables est inférieure à 10 % tandis que dans d'autres elle est supérieure à 50 %. Le district ayant la proportion la plus faible ne compte que 4,3 % de ménages dirigés par des femmes possédant des terres arables, tandis que le district ayant la proportion la plus élevée en compte 65,6 %. La taille moyenne des exploitations dans un district

est de 9,3 acres, avec un minimum de 1,3 acres et un maximum de 78,7 acres. Il y a très peu de chefs de ménage ayant fait des études supérieures. Leur nombre est significativement très faible et est simplement nul dans certains districts. Il n'était donc pas approprié d'utiliser l'enseignement supérieur dans le calcul des régressions. L'enseignement secondaire a en revanche été utilisé : en moyenne la proportion des chefs de ménage ayant achevé des études secondaires dans un district était de 39,7 %, avec un maximum de 75 %.

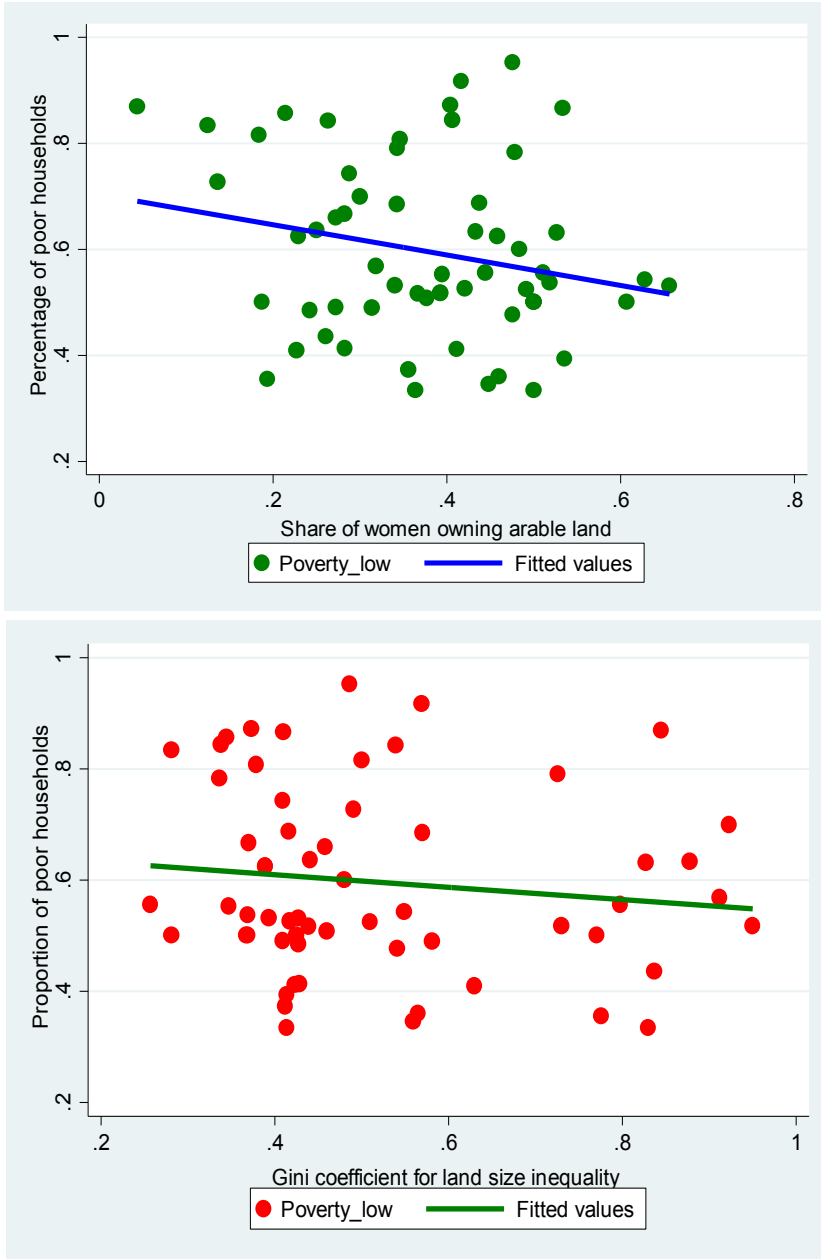
Figure 5 : Proportion des ménages pauvres par district



Source: Figure établie par les auteurs

Les diagrammes de dispersion de la figure 6 révèlent que les districts où la proportion de femmes propriétaires de terres est plus importante sont associés à des proportions plus faibles de ménages pauvres. Il existe donc une corrélation négative entre la proportion de ménages pauvres et la proportion de femmes propriétaires de terres arables. Toutefois, ce n'est pas le cas pour les inégalités en matière de taille des terres : il n'y a pas de lien clair entre la pauvreté et les inégalités relatives à la propriété foncière. Les diagrammes de dispersion montrent la nature de la corrélation entre les variables, mais n'éclairent pas sur l'impact d'un changement d'une variable sur l'autre. Il est donc nécessaire d'étayer les résultats des diagrammes de dispersion par des régressions. Les régressions avec des erreurs-types robustes sont présentées dans le tableau 8.

Figure 6 : Diagrammes de dispersion de la pauvreté en fonction du sexe et des inégalités foncières



NB:
Percentage of poor households : Pourcentage des ménages pauvres
Share of women owning arable land : proportion des femmes possédant des terres arables
Gini coefficient for land size inequality : Coefficient de Gini pour les inégalités liées à la taille des terres
Fitted values : valeurs ajustées

Tableau 8 : Résultats des régressions

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variables	*pov_lower*	*pov_upper*	*pov_extreme*	*pov_lower*	*pov_lower*
LEQ	-0,177	-0,0918	-0,0682	-0,108	
	(0,147)	(0,0784)	(0,138)	(0,0999)	
WOM	-0,327*	-0,199**	-0,402**	-0,339*	-0,334*
	(0,181)	(0,0929)	(0,161)	(0,178)	(0,177)
Sec_edu	-0,110	-0,109	-0,00474	-0,118	-0,146
	(0,190)	(0,102)	(0,184)	(0,186)	(0,178)
hhsize	0,0271	0,0281	0,0108	0,0331	0,0356
	(0,0448)	(0,0232)	(0,0385)	(0,0434)	(0,0443)
farm_size	0,00138	0,000874	0,000981		-0,000317
	(0,00156)	(0,000723)	(0,00123)		(0,000873)
Reset	-0,0436	-0,0696*	-0,0632	-0,0392	-0,0367
	(0,0723)	(0,0411)	(0,0682)	(0,0722)	(0,0717)
Constant	0,725**	0,846***	0,454*	0,679**	0,622**
	(0,293)	(0,148)	(0,257)	(0,282)	(0,279)
Observations	60	60	60	60	60
Ramsey RESET F	0,51	0,11	0,80	0,83	0,90
Ramsey Prob>F	0,68	0,95	0,50	0,48	0,45
R au carré	0,106	0,176	0,122	0,100	0,087

. Les erreurs-types robustes sont indiquées entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Bien que les valeurs du R au carré soient très faibles pour les cinq modèles du tableau 8, le test de l'erreur de spécification de l'équation de régression de Ramsey (Ramsey regression equation specification error test, RESET) indique que les modèles sont correctement spécifiés ; ce test est également étayé par l'absence d'hétéroscédasticité. Les valeurs p du test de Ramsey sont supérieures à 5 % dans tous les cinq modèles. Par conséquent, l'hypothèse selon laquelle les modèles sont correctement spécifiés ne peut pas être rejetée. En outre, en l'absence d'erreur-type robuste, les résultats rapportés dans l'annexe D confirment l'absence d'hétéroscédasticité. Une faible valeur de R au carré dans les modèles utilisant des données transversales n'est pas quelque chose d'inhabituel. De telles valeurs sont courantes. La robustesse peut être démontrée par la constance des coefficients significatifs malgré le changement et l'abandon de certaines variables. Par exemple, le coefficient de *WOM* reste négatif et statistiquement significatif dans tous les modèles malgré un changement dans la mesure de la pauvreté et l'abandon de la variable taille des terres ou de la variable inégalité des terres dans les modèles 4 et 5.

Les résultats de cette étude démontrent que les femmes jouent un rôle majeur dans la réduction de la pauvreté. Le coefficient de la proportion des ménages dirigés par

des femmes est négatif et statistiquement significatif à 10% dans les modèles 1, 4 et 5, mais significatif à 5% dans les modèles 2 et 3. En prenant le seuil de pauvreté inférieur comme référence, une augmentation d'une unité de la proportion des femmes possédant des terres dans un district réduira la proportion de ménages pauvres dans un district d'environ 0,3 unités (voir les modèles 1, 4 et 5). Ce constat est conforme au constat fait dans des études antérieures selon lequel la réduction des inégalités entre hommes et femmes en matière de propriété foncière est un passage obligé pour la réduction de la pauvreté. Une augmentation de la part des femmes possédant des terres arables dans un district entraine une réduction des inégalités de genre dans la sphère économique. Ces résultats suggèrent que les politiques foncières qui conçues pour améliorer l'égalité dans la propriété foncière mais en ignorant les femmes ne parviendront probablement pas à améliorer le bien-être des communautés. Ceci est démontré par le coefficient statistiquement insignifiant des inégalités foncières. Fisher et Naidoo (2016) et Cipollina et al. (2018) sont arrivés à des conclusions similaires ; ces auteurs soutiennent que l'impact négatif des inégalités foncières sur la croissance et la production n'est qu'un phénomène à long terme. Dans les cas où la pauvreté est mesurée en partant du seuil de pauvreté supérieur, comme dans le modèle 2, la réinstallation des ménages ruraux dans des zones de peuplement peut également contribuer à réduire la pauvreté.

5. Conclusion implications de politique

Nous avons commencé cette étude en examinant le niveau des inégalités foncières et des disparités de genre en matière de propriété foncière parmi les ménages ruraux au Zimbabwe. Les résultats de notre étude corroborent l'idée que les femmes possèdent moins de terres arables que les hommes, comme l'ont établi Doss et al. (2015), la FAO (2011) et Allendorf (2007). L'étude a trouvé que l'écart moyen entre les sexes en matière de propriété foncière est d'environ 2,1 acres. En moyenne, les ménages dirigés par des hommes possèdent 2,1 acres et 0,6 acres par habitant de plus que les ménages dirigés par des femmes. Mais les inégalités foncières sont également plus prononcées au sein des ménages dirigés par des femmes. En outre, les ménages dirigés par des hommes ont des revenus moyens plus élevés que ceux dirigés par des femmes. Cependant, ce qui est intéressant dans tous ces résultats est que bien que les ménages dirigés par des femmes aient des terres arables plus petites et des revenus mensuels plus faibles que les ménages dirigés par des hommes, ils ont une consommation réelle par habitant plus grande que ces derniers et comptent parmi eux une proportion plus petite de ménages pauvres. Il semble donc que les femmes consacrent une plus grande part de leurs revenus à la consommation du ménage et qu'elles utilisent mieux les terres agricoles que les hommes. La principale leçon à en tirer est que les femmes jouent un rôle majeur dans la réduction de la pauvreté. Par conséquent, non seulement l'autonomisation des femmes améliorera l'égalité des sexes, mais elle aura aussi des retombées positives sur la réduction de la pauvreté et la sécurité alimentaire.

Deuxièmement, nous avons cherché à savoir s'il existait un lien entre la taille des exploitations agricoles des ménages dirigés par des femmes et la consommation et le revenu des ménages. La réponse à cette question obtenue à partir de l'approche basée sur un plan expérimental RDD soutient les interventions de politique susceptibles d'augmenter la taille des terres arables pour les femmes possédant moins de 3 acres. Les résultats montrent que la moyenne actuelle de 8,7 acres pour les femmes possédant des terres est gonflée par un tout petit groupe d'entre elles qui possèdent de très grandes exploitations. Il en ressort qu'une augmentation de cette moyenne globale n'aura aucun effet sur la réduction de la pauvreté et l'égalité des sexes. Notre étude a par ailleurs trouvé que plus de 55% des ménages dirigés par des femmes possèdent en moyenne moins de 3 acres et que plus du premier quartile d'entre elles possède moins de 2 acres. La principale implication de ces résultats est que les politiques qui visent uniquement à accroître les terres arables pour les femmes mais qui accordent moins d'attention

au groupe de femmes au bas de l'échelle, c'est-à-dire celles qui possèdent moins de 3 acres, n'atteindront pas les résultats escomptés en matière de réduction de la pauvreté. Un bon exemple de ces politiques ou interventions est celui du Zimbabwe pendant la mise en œuvre du programme FTLRP, qui a réservé 20 % des terres redistribuées aux femmes. Mais la question qui se pose est la suivante : que peut-il se passer si ces 20 % ne sont accordés qu'à une ou quelques femmes, ou qu'ils sont pris par celles possédant déjà de grandes exploitations ? Dans ces conditions, la politique de redistribution de terres ne portera pas ses fruits en matière de réduction de la pauvreté. C'est pourquoi, d'après les résultats de notre étude, les politiques de redistribution des terres efficaces dans les pays pauvres sont celles qui ciblent le groupe des femmes au bas de l'échelle ne possédant pas ou très peu de terre arable.

Troisièmement, nous avons voulu savoir si les inégalités foncières et les disparités de genre influençaient la répartition spatiale des ménages pauvres. La réponse s'est avérée confirmer des études antérieures qui rapportent qu'une augmentation de la proportion de femmes possédant des terres dans un district donné peut réduire considérablement le nombre de ménages pauvres dans ce district (Fonjong, 2016 ; Doss et al., 2015 ; Behrman et al., 2012). À l'instar des résultats obtenus du plan expérimental RDD, les résultats de notre étude soulignent la nécessité de corriger les disparités régionales entre les sexes en matière de propriété foncière. Cependant, ces mêmes résultats suggèrent que les politiques visant à corriger les inégalités foncières sans accroitre la proportion des femmes possédant des terres arables sont susceptibles d'être inefficaces en matière de réduction de la pauvreté. La leçon à tirer de ces résultats est que les politiques foncières doivent tenir compte de la dimension de genre pour être efficaces dans la réduction de la pauvreté. La distribution spatiale des ménages pauvres dans les districts s'explique de manière significative par les variations des disparités de genre en matière de propriété foncière. Plus grande est la proportion des femmes qui possèdent des terres dans une région donnée, moins faible y est la proportion des ménages pauvres.

D'une manière générale, les résultats de notre étude révèlent un écart entre les sexes en matière de propriété foncière et un niveau plus élevé des inégalités foncières parmi les ménages dirigés par des femmes eux-mêmes. Cependant, malgré cet écart entre les sexes en ce qui concerne la taille des parcelles, la proportion de ménages pauvres dirigés par des femmes est inférieure à celle des ménages pauvres dirigés par des hommes. Par conséquent, le gouvernement du Zimbabwe peut faire des progrès substantiels vers la réalisation simultanée de l'objectif 5 sur l'égalité des sexes, de l'objectif 8 sur la croissance inclusive et de l'objectif 1 sur l'élimination de la pauvreté si les politiques foncières sont conçues pour fournir des terres arables aux femmes qui en sont dépourvues et pour augmenter la taille des parcelles pour les plus de 30 % des femmes qui possèdent moins de 2 acres. La principale implication de politique de ces résultats est que toute politique de redistribution des terres visant à atteindre l'égalité des sexes en matière de propriété foncière et à réduire la pauvreté doit tenir en compte les femmes situées au bas de l'échelle de la distribution de la taille des parcelles. Non seulement de telles interventions doivent cibler les femmes mais elles doivent également être conçues de manière à inclure les femmes défavorisées qui ne possèdent pas de terres arables dans les zones rurales

Remarques

1. Le libre accès à la terre signifie que l'on peut y accéder à tout moment, même si l'on n'en est pas propriétaire. Cela vaut en fait pour des terres appartenant à la communauté.

Références bibliographiques

Adamopoulos, T. 2008. “Land inequality and the transition to modern growth”. *Review of Economic Dynamics*, 11(2): 257–82.

Adhikari, C.B. et T. Bjørndal. 2014. “Economic relationship between access to land and rural poverty in Nepal”. *Applied Economics Journal*, 21(1): 20–41.

Agarwal, B, 2003. “Gender and land rights revisited: Exploring new prospects via the state, family and market”. *Journal of Agrarian Change*, 3(1-2): 184–224.

Akinyemi, B.E. et A. Mushunje. 2019. “Land ownership and usage for agriculture: Empirical evidence from South African Living Conditions Survey”. *Cogent Social Sciences,* 5(1). doi: 10.1080/23311886.2019.1663691

Ali, D.A., K. Deininger M. et Goldstein. 2014. “Environmental and gender impacts of land tenure regularization in Africa: Pilot evidence from Rwanda”. *Journal of Development Economics*, 110: 262–75.

Allendorf, K. 2007. “Do women’s land rights promote empowerment and child health in Nepal?” *World Development,* 35(11): 1975–88.

Appleton, S. 2001. “The rich are just like us, only richer: Poverty functions or consumption functions?” *Journal of African Economies*, 10(4): 433–69.

Barrett, C.B., M.R. Carter P.D. et Little. 2006. “Understanding and educing persistent poverty in Africa: Introduction to a special issue”. *The Journal of Development Studies,* 42(2): 167–77.

Baulch, B. et J. Hoddinott. 2000. “Economic mobility and poverty dynamics in developing countries”. *The Journal of Development Studies*, 36(6): 1–24.

Behrman, J., R. Meinzen-Dick et A. Quisumbing. 2012. “The gender implications of large-scale land deals”. *The Journal of Peasant Studies,* 39(1): 49–79.

Besley, T. et R. Burgess. 2000. “Land reform, poverty reduction, and growth: Evidence from India”. *Quarterly Journal of Economics*, 115: 389–430.

Bezabih, M., S.T. Holden et A. Mannberg. 2016. “The role of land certification in reducing gaps in productivity between male- and female-owned farms in rural Ethiopia”. *Journal of Development Studies*, 52(3): 360–76.

Binswanger, H.P., K. Deininger et G. Feder. 1995. “Power, distortions, revolt, and reform in agricultural land relations”. In J. Behrman and T.N. Srinavasan, eds, *Handbook of Development Economics,* Vol. III. Amsterdam: Elsevier Science Publisher.

Birdsall, N. et J.L. Londoño. 1997. “Asset inequality matters: An assessment of the World Bank’s approach to poverty reduction”. *American Economic Review*, 87: 32–7.

Bor, J., E. Moscoe, P. Mutevedzi, M.L. Newell et T. Bärnighausen. 2014. "Regression discontinuity designs in epidemiology – Causal inference without randomized trials". *Epidemiology*, 25: 729–37.

Boulding, E.K. 1968. *Beyond Economics: Essays on Society, Religion, and Ethics.* Ann Arbor: The University of Michigan Press.

Brockington, D., O. Howland, V. Loiske, M. Mnzava et C. Noe. 2018. "Economic growth, rural assets and prosperity: Exploring the implications of a 20-year record of asset growth in Tanzania". *The Journal of Modern African Studies*, 56(2): 217–43.

Calonico, S., M.D. Cattaneo et R. Titiunik. 2014. "Robust data-driven inference in the regression-discontinuity design". *The Stata Journal*, 14(4): 909–46.

Carter, M.R. 2003. "Designing land and property rights reform for poverty alleviation and food security". Land Reform, Land Settlement and Cooperatives. Rome, Food and Agriculture Organization of the United Nations.

Carter, M.R. et P. Olinto. 2003. "Getting institutions 'right' for whom? Credit constraints and the impact of property rights on the quantity and composition of investment". *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1): 173–86.

Carter, M.R. et D. Mesbah. 1993. "Can land market reform mitigate the exclusionary aspect of rapid agro-export growth?" *World Development*, 21: 1085–100.

Cerulli, G., Y. Dong, A. Lewbel et A. Paulsen. 2016. "Testing stability of regression discontinuity models". *Advances in Econometrics*, 38. Special issue on "Regression discontinuity designs: Theory and applications". M.D. Cattaneo et J.-C. Escanciano, eds.

Cipollina, M., N. Cuffaro et D. Giovanna. 2018. "Land inequality and economic growth: A meta-analysis". *Sustainability*, 10(4655). doi: 10.3390/su10124655

Deininger, K. 2003. "Land policies for growth and poverty reduction". World Bank Policy Research Report Series. New York, World Bank.

Deininger, K., F. Xia et S. Holden. 2018. "Gendered incidence and impacts of tenure insecurity on agricultural performance in Malawi's customary tenure system". *The Journal of Development Studies*, 55(4): 1–23.

Deininger, K., S. Jin et H.K. Nagarajan. 2009. "Land reforms, poverty reduction, and economic growth: Evidence from India". *Journal of Development Studies*, 45: 496–521.

Deininger, K. et L. Squire. 1998. "New ways of looking at old issues: Inequality and growth". *Journal of Development Economics*, 57: 259–87.

Dimara, E. et D. Skuras. 2003. "Adoption of agricultural innovations as a two-stage partial observability process". *Agricultural Economics*, 28(3): 187–96.

Doss, C., C. Kovarik, A. Peterman, A. Quisumbing et M. van den Bold. 2015. "Gender inequalities in ownership and control of land in Africa: Myth and reality". *Agricultural Economics*, 46: 1–32.

Erickson, L. et D. Vollrath. 2016. "Dimensions of land inequality and economic development". IMF Working Paper WP/04/158. International Monetary Fund, Washington, D.C.

Eswaran, M. et A. Kotwal. 1986. "Access to capital and agrarian production organization". *The Economic Journal*, 96: 482–98.

Etuk, E.A. et J.O. Ayuk. 2021. "Agricultural commercialisation, poverty reduction and pro-poor growth: Evidence from commercial agricultural development project in Nigeria". *Heliyon*, 7(5): e06818.

FAO. 2017. “Zimbabwe national gender profile of agriculture and rural livelihoods”. Country gender assessment series. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Harare.

FAO. 2011. “The state of food and agriculture 2010–2011: Women in Agriculture: Closing the gender gap for development”. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome.

Finan F., E. Sadoulet et A. de Janvry. 2005. “Measuring the poverty reduction potential of land in rural Mexico”. *Journal of Development Economics,* 77: 27–51.

Fisher, B. et R. Naidoo. 2016. “The geography of gender inequality”. *PLOS ONE*, 11(3): e0145778. doi: 10.1371/journal.pone.0145778

Fonjong, L. 2016. “Women’s land rights and working conditions in large-scale plantations in Sub-Saharan Africa”. *Africa Development*, XLI(3): 49–69.

Griffin, K., A.R. Khan et A. Ickowitz. 2002. “Poverty and the distribution of land”. *Journal of Agrarian Change,* 2: 279–330.

Hahn, J., P. Todd et W. van der Klaauw. 2001. “Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design”. *Econometrica*, 69: 201–9.

Holden, S., K. Otsuka et K. Deininger, eds. 2013. *Land tenure reforms in Asia and Africa: Impacts on poverty and natural resource management*. London: Palgrave Macmillan.

Imbens, G.W. et K. Kalyanaraman. 2012. “Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator”. *Review of Economic Studies*, 79: 933–59.

Imbens, G.W. et T. Lemieux. 2008. “Regression discontinuity designs: A guide to practice”. *Journal of Economics*, 142: 615–35.

Jayne, T.S., T. Yamano, M.T. Weber, D. Tschirley, R. Benfica, A. Chapoto et B. Zulu. 2003. “Smallholder income and land distribution in Africa: Implications for poverty reduction strategies”. *Food Policy*, 28: 253–75.

Keswell, M. et M.R. Carter. 2014. “Poverty and land redistribution”. *Journal of Development Economics*, 110(2014): 250–61.

Lawry, S., C. Samii, R. Hall, A. Leopold, D. Hornby et F. Mtero. 2017. “The impact of land property rights interventions on investment and agricultural productivity in developing countries: A systematic review”. *Journal of Development Effectiveness*, 9(1): 61–81.

Ludwig, J. et D.L. Miller. 2007. “Does Head Start improve children’s life chances? Evidence from a regression discontinuity design”. *Quarterly Journal of Economics*, 122: 159–208.

Mao, T. 1971. *On the Question of Agricultural Co-operation: Selected Readings from the Works of Mao Tse Tung*. Beijing: Foreign Language Press.

Okun, A.M. 1975. *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff.* Washington, D.C.: Brookings Institution.

Ravallion, M. et G. Datt. 2002. “Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others?” *Journal of Development Economics*, 68: 381–400.

Razavi, S. 2016. “The 2030 Agenda: Challenges of implementation to attain gender equality and women’s rights”. *Gender & Development*, 24(1): 25–41.

Rosche, D. 2016. “Agenda 2030 and the sustainable development goals: Gender equality at last? An Oxfam perspective”. *Gender & Development*, 24(1): 111–26.

Tekwa, N. et J. Adesina. 2018. “Gender, poverty and inequality in the aftermath of Zimbabwe’s land reform: A transformative social policy perspective”. *Journal of International Women’s Studies*, 19(5): 45–62.

Terkoğlu, O.I., I. İlkkaracan, E. Memiş et Y. Yücel. 2017. *The UN Women Gender and Economics Training Manual*. New York: UN Women.

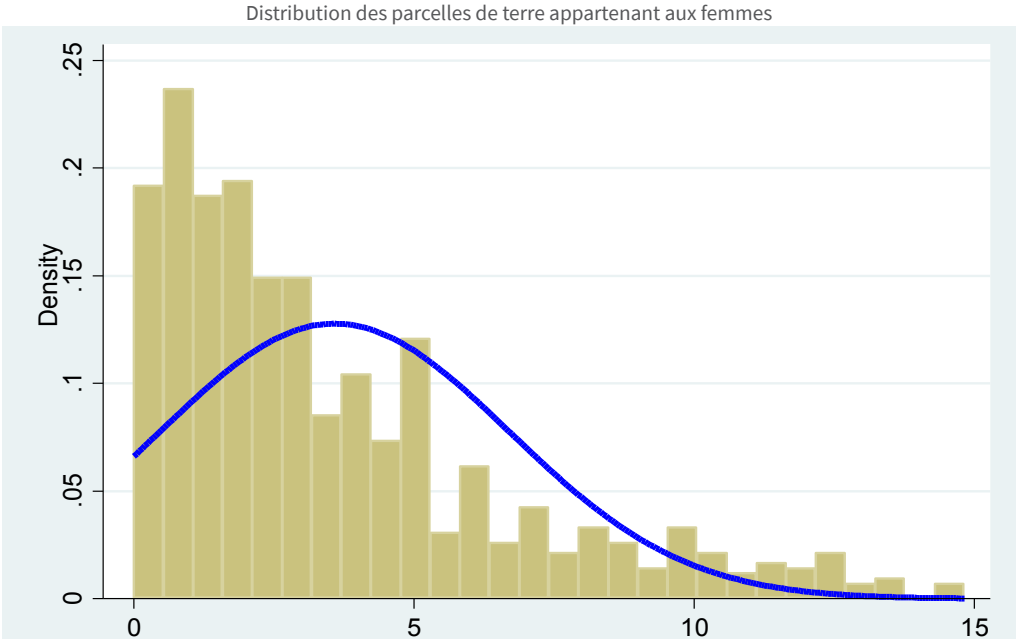
Wooldridge, J. M. 2009. *Introductory Econometrics: A Modern Approach.* 5th Edition, South-Western Cengage Learning, Mason.

Wooldridge, J.M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

ZIMSTAT. 2017. "Poverty, incomes, consumption and expenditure survey (PICES)". The Government of Zimbabwe, Harare.

Annexes

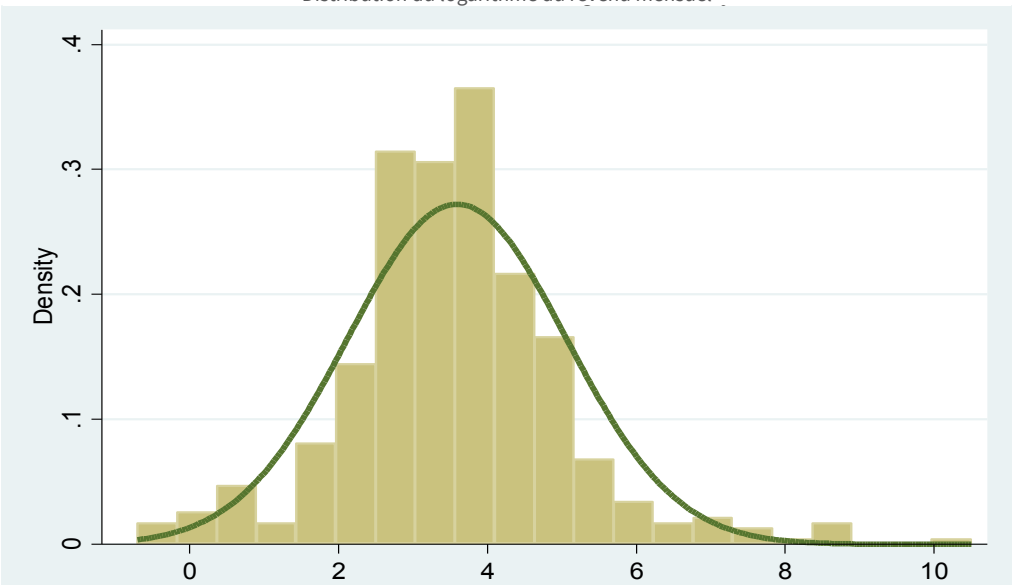
Annexe A : Distribution de certaines variables dans les ménages dirigés par des femmes



suite page suivante

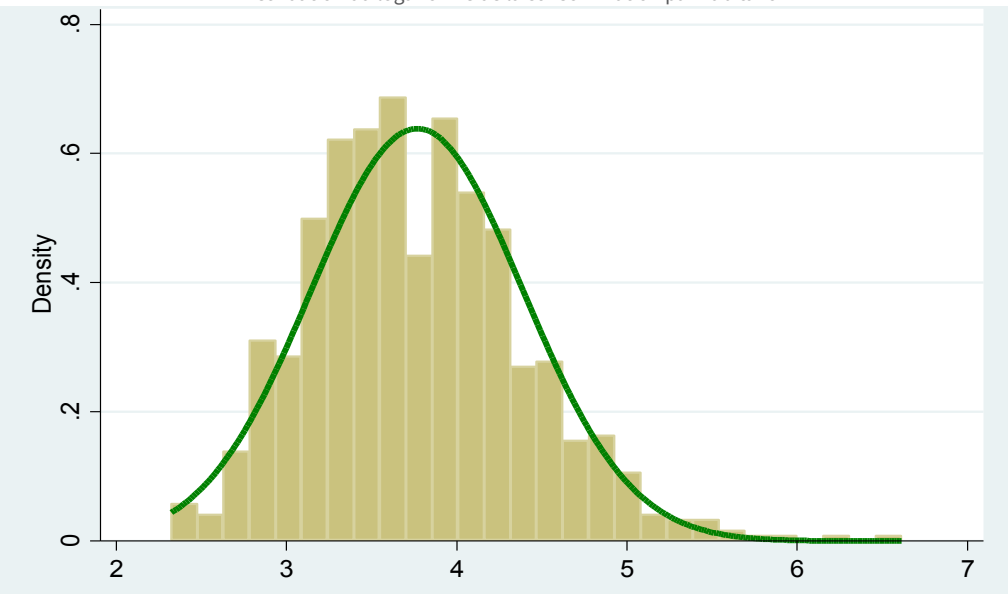
Annexe A Continué

Distribution du logarithme du revenu mensuel



Logarithme du revenu mensuel

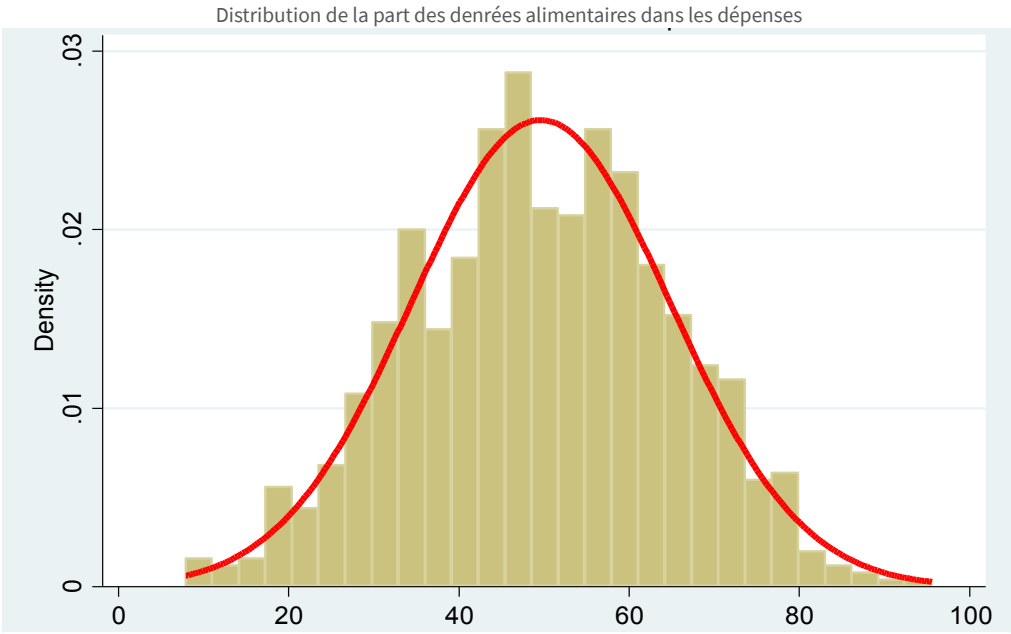
Distribution du logarithme de la consommation par habitant



Logarithme de la consommation réelle par habitant

suite page suivante

Annexe A Continué



Annexe B : Régression sur la consommation réelle par habitant

```
. ted y1 r treat, model(sharp) h($band) c($r_star) m($M) l($L) k($kernel) graph vce(robust)
(157 real changes made)

******************************************************************************
*********************** DISCONTINUITY IN THE OUTCOME *************************
******************************************************************************
(sum of wgt is   1.0000e+00)

Linear regression                               Number of obs     =        157
                                                F(5, 151)         =       0.93
                                                Prob > F          =     0.4645
                                                R-squared         =     0.0540
                                                Root MSE          =     .49871

------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
          y1 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        _x_1 |   .2267002   .2395512     0.95   0.345    -.2466049    .7000052
        _x_2 |   .0360682   .0700353     0.52   0.607    -.1023075    .1744439
          _T |  -.4077768   .3173907    -1.28   0.201    -1.034877    .2193234
      _T_x_1 |  -.1759755   .4167305    -0.42   0.673    -.9993512    .6474002
      _T_x_2 |  -.0349785   .1194179    -0.29   0.770    -.2709241    .2009672
       _cons |   4.087655   .1780437    22.96   0.000     3.735876    4.439433
------------------------------------------------------------------------------
(728 missing values generated)
(70 missing values generated)
(0 real changes made)

************************ Test of significance for LATE ***********************

        LATE:  _b[_T]

------------------------------------------------------------------------------
          y1 |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        LATE |  -.4077768   .3173907    -1.28   0.199    -1.029851    .2142975
------------------------------------------------------------------------------

************************ Test of significance for TED ************************

         TED:  _b[_T_x_1]

------------------------------------------------------------------------------
          y1 |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         TED |  -.1759755   .4167305    -0.42   0.673    -.9927523    .6408013
```

Annexe C : Régression sur le revenu mensuel

```
. ted y2 r treat, model(sharp) h($band) c($r_star) m($M) l($L) k($kernel) graph vce(robust)
(157 real changes made)

--------------------------------------------------------------------------------
**************************************************************************
********************** DISCONTINUITY IN THE OUTCOME **********************
**************************************************************************
(sum of wgt is   5.4176e-01)

Linear regression                               Number of obs     =         90
                                                F(5, 84)          =       0.87
                                                Prob > F          =     0.5050
                                                R-squared         =     0.0690
                                                Root MSE          =     1.1578

------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
          y2 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         _x_1 |   .6365959    .642261     0.99   0.324    -.6406106    1.913802
         _x_2 |   .1632493   .1911898     0.85   0.396    -.2169527    .5434512
           _T |  -.6683477   .7152901    -0.93   0.353     -2.09078    .7540851
         _T_x_1 |  -.2580097   1.123296    -0.23   0.819    -2.491807    1.975787
         _T_x_2 |  -.4081905   .3531593    -1.16   0.251    -1.110487    .2941055
         _cons |   4.403913   .4486456     9.82   0.000     3.511732    5.296094
------------------------------------------------------------------------------
(728 missing values generated)
(70 missing values generated)
(0 real changes made)

************************ Test of significance for LATE ************************

        LATE:  _b[_T]

------------------------------------------------------------------------------
          y2 |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        LATE |  -.6683477   .7152901    -0.93   0.350     -2.07029    .7335951
------------------------------------------------------------------------------

------------------------------------------------------------------------------
************************ Test of significance for TED ************************

         TED:  _b[_T_x_1]

------------------------------------------------------------------------------
          y2 |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         TED |  -.2580097   1.123296    -0.23   0.818    -2.459629     1.94361
------------------------------------------------------------------------------

.
end of do-file
```

ANNEXE D : Tests d'hétéroscédasticité pré-robustes pour les régressions du tableau 8

Modèle 1

```
. hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of Poverty_low

         chi2(1)      =     0.61
         Prob > chi2  =   0.4366
```

Modèle 2

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of Poverty_upp

         chi2(1)      =     0.07
         Prob > chi2  =   0.7941
```

Modèle 3

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of Poverty_ext

         chi2(1)      =     1.73
         Prob > chi2  =   0.1881
```

Modèle 4

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of Poverty_low

         chi2(1)      =     1.09
         Prob > chi2  =   0.2961
```

Modèle 5

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of Poverty_low

         chi2(1)      =     1.53
         Prob > chi2  =   0.2165
```

Mission

Renforcer les capacités des chercheurs locaux pour qu'ils soient en mesure de mener des recherches indépendantes et rigoureuses sur les problèmes auxquels est confrontée la gestion des économies d'Afrique subsaharienne. Cette mission repose sur deux prémisses fondamentales.

Le développement est plus susceptible de se produire quand il y a une gestion saine et soutenue de l'économie.

Une telle gestion est plus susceptible de se réaliser lorsqu'il existe une équipe active d'économistes experts basés sur place pour mener des recherches pertinentes pour les politiques.

www.aercafrica.org/fr

Pour en savoir plus :

www.facebook.com/aercafrica

www.instagram.com/aercafrica_official/

twitter.com/aercafrica

www.linkedin.com/school/aercafrica/

Contactez-nous :
Consortium pour la Recherche Économique en Afrique
African Economic Research Consortium
Consortium pour la Recherche Économique en Afrique
Middle East Bank Towers,
3rd Floor, Jakaya Kikwete Road
Nairobi 00200, Kenya
Tel: +254 (0) 20 273 4150
communications@aercafrica.org