

Accumulation du capital humain et gap de productivité genre dans le secteur agricole au Burkina Faso

Par :

Dr. Bazona Bapio Lwungili Justin BATIONO

Université Thomas Sankara/Ouagadougou, Burkina Faso

Tel : (+226) 72 07 91 31 / 76 69 76 41. **Email :** batjust1@gmail.com

Dr. Lamissa BARRO

Institut Universitaire Professionnalisant / Université de Dédougou, Burkina Faso.

Tel : 00226 74 13 90 16 / 71 97 33 59. **Email :** lamissa_barro@yahoo.fr

Dr. Béhiré Placide SOME

Université Thomas Sankara/Ouagadougou, Burkina Faso

Tel : (+226) 71 09 35 83 / 68 77 82 81. **Email :** pbehire@gmail.com

Résumé

L'objectif général de l'étude est d'analyser le rôle de l'accumulation du capital humain dans l'écart de productivité agricole entre les hommes et les femmes au Burkina Faso. Les données qui ont servi à l'analyse sont des données de panel niveau ménage couvrant la période 2015-2019 issues de l'Enquête Permanente Agricole (EPA). Nous avons appliqué la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca pour déterminer l'ampleur de l'écart de productivité agricole entre les hommes et les femmes et identifier les variables qui expliquent cet écart. Les résultats obtenus indiquent l'existence d'une différence de productivité agricole entre les hommes et les femmes estimée à 111,50 %. Cet écart est expliqué à 56,55 % par l'effet de dotation c'est-à-dire par des facteurs observables. Le reste de l'écart (43,45 %) reste inexpliquée et est dû aux désavantages structurels des femmes. Parmi les facteurs explicatifs de cet écart, il ressort que l'accumulation du capital humain contribue à expliquer les différences de productivité agricole genre au Burkina Faso. Notamment, l'appartenance à une organisation paysanne et l'éducation primaire affecte significativement l'écart de productivité, au contraire du niveau d'éducation secondaire et de l'encadrement agricole (services de vulgarisation) dont les effets ne sont pas statistiquement significatifs. En termes d'implication de politiques, les gouvernements devraient améliorer l'accès des femmes à des ressources similaires à celles des hommes y compris renforcer les politiques éducatives en intégrant une approche genre. Il est également indispensable d'améliorer l'accumulation du capital humain sur le tas par le renforcement des services de vulgarisation agricoles adaptés aux besoins des agriculteurs, aussi par des incitations d'adhésion dans les organisations paysannes au profit des femmes.

1. Introduction

Le secteur agricole de l’Afrique Subsaharienne (ASS) connaît de faibles performances et son potentiel encore énorme reste inexploité. Le continent est en retard par rapport aux autres régions du monde en termes de productivité agricole, d’éducation, de services de conseil et de vulgarisation et d’accès au crédit. En effet, le rendement céréalier ne s’est que légèrement amélioré en Afrique subsaharienne depuis 2000 et estimé en 2014 à environ 1 430 kg par hectare de terres cultivées contre 4 000 kg par hectare en Amérique latine et dans les Caraïbes, ou 5 200 kg par hectare en Asie de l’Est et le Pacifique (Mukasa et al., 2017). Pour le cas du Burkina Faso, les rendements des principales spéculations agricoles, encore faibles par rapport à la moyenne sous-régionale, ne se sont améliorés que faiblement sur la dernière décennie. Ainsi, le rendement moyen du maïs est passé de 1521 kg/Ha à 1753 kg/Ha de 2011 à 2020, celui du sorgho blanc de 939 kg/Ha à 1028 kg/Ha, du mil de 749 kg/Ha à 906 kg/Ha et celui de coton est passé de 1111 kg/Ha à 1230 kg/Ha sur la même période¹. Pourtant au Burkina Faso, comme dans d’autres pays de l’Afrique Subsaharienne, l’agriculture, par la place qu’elle occupe, est considérée comme le secteur clé du développement et de la croissance économique. Selon la Banque Mondiale (2008), l’agriculture représente 40% des exportations, génère en moyenne 35% du PIB et emploie jusqu’à 70 % de la population active en Afrique de l’Ouest. Ce rôle central se reflète dans les Objectifs du Développement Durable (ODD), notamment dans l’objectif II qui consiste à « éliminer la faim, assurer la sécurité alimentaire, améliorer la nutrition et promouvoir l’agriculture durable ».

De plus, l’apport de la main-d’œuvre féminine à la production agricole dans les pays à faible revenu est de plus en plus reconnu (Doss, 2018). À l’échelle mondiale, la main-d’œuvre agricole comprend 43% de femmes (FAO, 2011). La participation des femmes à la main-d’œuvre agricole a progressivement augmenté depuis 1980, allant d’environ 20% en Amérique latine et dans les Caraïbes à environ 50% en Afrique subsaharienne. Ce constat est d’autant plus vrai au Burkina Faso, car les femmes représentent 52% de la population et 83% d’entre elles travaillent dans ce secteur en fournissant 60% de la production agricole (Ministère de la Promotion de la Femme, 2016 ; Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), 2010). Il est à noter également qu’au Burkina Faso, sur la période de 2011 à 2020, une hausse remarquable de la part des superficies exploitées par les femmes, passant de 15,7% à 36,57% (Ministère de l’agriculture et des aménagements hydro-agricoles (MAAH, 2020).

¹ Annuaire statistique agricole 2020 du Ministère en charge de l’agriculture.

Par ailleurs, de nombreuses études soulèvent le problème de différence de productivité agricole défavorable aux femmes (Quisumbing, 1996; Udry et al., 1995). Cette littérature met en avant plusieurs facteurs afin d'apporter une explication à cette différence de productivité, parmi lesquels nous pouvons citer l'adoption des nouvelles technologies (Tufa et al., 2022), les différences de dotations (Singbo et al., 2021), les caractéristiques socio-économiques telles que le niveau d'éducation et l'âge du gestionnaire de la parcelle, les facteurs environnementaux et les pratiques de production agricole (Singbo et al., 2021 ; Slavchevska, 2015), la superficie de la parcelle et la main-d'œuvre familiale (Slavchevska, 2015), les imperfections du marché de crédit et du marché du travail (Palacios-López et López, 2015), ainsi que des problèmes d'allocation des ressources (Udry et al., 1995).

Toutefois, il faut noter que la littérature et les décideurs politiques ne mettent pas suffisamment en exergue le rôle déterminant que jouerait l'éducation dans les différences de productivité agricole entre les hommes et les femmes. En effet, l'un des facteurs qui permet d'accroître la productivité agricole de manière générale est l'accumulation du capital humain en termes d'éducation (Goetz, 1993). La littérature indique que les inégalités d'accès à l'éducation entre les sexes des années précédentes continuent de jouer dans les écarts de productivité d'aujourd'hui entre les hommes et les femmes. A cet effet, Becker (1962) souligne que les différences de productivité entre hommes et femmes proviendraient des écarts constatés dans les investissements en capital humain. Plus spécifiquement, dans le secteur agricole, l'accumulation du capital humain contribue à améliorer la productivité de différentes manières. Les personnes qui détiennent un niveau de capital humain élevé sont susceptibles de réduire les inefficacités technique et allocative en matière de production. De même, ces personnes sont plus réceptives aux nouvelles technologies ou techniques culturales (Weir et Knight, 2000) et peuvent juger pertinemment du choix d'adopter de nouvelles technologies. Une des préoccupations majeures chez les décideurs est sans doute la réduction, voire l'élimination, de ce gap de productivité agricole entre femmes et hommes au Burkina Faso. A cet effet, la présente étude formule un certain nombre d'interrogations autour du rôle du capital humain : i) quel est le niveau du gap de productivité agricole entre hommes et femmes ? ii) Le niveau d'accumulation du capital humain à travers les services de vulgarisation, la formation formelle et non formelle permet-il de réduire ce gap ?

La présente étude se donne pour objectif d'apporter des éléments explicatifs des écarts de productivité agricole entre hommes et femmes au Burkina Faso en interrogeant le rôle de l'accumulation du capital humain. Elle entend contribuer en abordant des aspects de la

formation du capital humain encore très peu évoqués dans la littérature existante. Par accumulation du capital humain, la recherche met en avant le rôle de vulgarisation, de conseils et la formation non formelle. Ces services de vulgarisation sont de fois associées aux transferts de technologies agricoles permettant d'augmenter la productivité agricole. Les conseils de ces services et la formation non formelle améliore les compétences techniques des agriculteurs. Cette action, si elle est accessible aux femmes devrait permettre de réduire le gap de productivité genre dans le secteur agricole. De ce fait, cette recherche se démarque des quelques travaux, Udry et al., (1995), Loaba et al., (2021) et Valea et Noufé (2024) qui ont analysé les écarts de productivité agricole entre les hommes et les femmes au Burkina Faso. Autre contribution, l'étude utilise des données de panel sur 05 ans (2015-2019) issues des enquêtes permanentes agricoles qui sont d'envergure nationale et disponibles pour les mêmes ménages observés. L'unité d'analyse est dans notre cas le ménage, contrairement aux études antérieures qui prennent les producteurs individuels ou les gestionnaires de parcelles. Cette approche est liée au fait que généralement les décisions de production sont prises au niveau du ménage. Par ailleurs, elle permet de capter la productivité de toutes les spéculations produites par le ménage, ce qui favorise une généralisation des résultats.

Le problème de gap de productivité lié au genre a été abordé dans la littérature de plusieurs manières et dans divers espaces économiques ; c'est dans ce sens que la section suivante est consacrée à une synthèse de la littérature existante. La section 3 présente la méthodologie et les données utilisées. La quatrième section présente et discute les résultats de la recherche. Enfin la dernière section permet de conclure et de tirer les implications en termes de politiques.

2. Revue de la littérature

Cette section est subdivisée en revue théorique d'une part et revue empirique d'autre part.

2.1. Différences de productivité agricole genre et leurs déterminants : revue théorique

La notion de productivité a retenu un intérêt dans la littérature car elle peut être utilisée pour évaluer le niveau de performance, de revenu dans un secteur ou un pays. La productivité peut être totale ou partielle. Lorsqu'elle est totale, le rendement estimé est mesuré par rapport à tous les inputs qui contribuent à l'accroissement de la production, telles que le capital, la main d'œuvre, la terre, etc. L'estimation résultante s'appelle la productivité totale des facteurs (PTF). Lorsqu'elle est partielle, elle est mesurée comme le rendement sur un seul facteur de production en rapportant le volume de la production à la quantité de cet unique facteur.

La littérature montre qu'il existe des différences de productivité entre les hommes et les femmes indépendamment du secteur d'activités avec des nuances spécifiques. Les déterminants des différences de productivité genre sont multiples et interdépendants, regroupés en facteurs économiques, socio-culturels et institutionnels. En effet, les facteurs tels que les dotations (terre ou capital), l'accès au crédit, l'adoption des nouvelles technologies, et le capital humain (éducation, santé, formation technique) sont susceptibles d'expliquer la différence de productivité d'une économie à une autre, mais également celle de différents groupes de personnes dans la même économie.

Concernant le dernier facteur susmentionné, le capital humain, Becker (1962) met en évidence son rôle majeur comme déterminant de productivité et de différence de productivité genre. Cet auteur soutient que les écarts de productivité genre proviennent de la différence dans les investissements en capital humain. Etant généralement plus faible dans le secteur agricole comparativement aux autres secteurs de production (Gollin et al., 2014), le capital humain serait aussi inégalement réparti selon le genre dans ce secteur, ce qui engendre de différences de productivité agricole suivant divers mécanismes.

Dans le cas du secteur agricole, la différence d'accumulation du capital humain entre hommes et femmes peut se manifester par plusieurs canaux. La différence de formation du capital humain entre hommes et femmes peut se refléter dans les différences d'efficacités technique et allocative des intrants agricoles. En effet, la formation du capital humain favorise l'acquisition des compétences techniques, allocatives et managériales favorisant en retour une allocation optimale des ressources disponibles comme la précision dans le dosage des pesticides, dans l'utilisation des engrais et autres intrants agricoles (Asadullah et Rahman, 2009 ; Reimers et Klasen, 2013).

Les différences dans l'adoption de nouvelles technologies constituent un autre canal de manifestation de l'inégal accès genre à l'accumulation du capital humain et susceptible d'expliquer les différences de productivité entre hommes et femmes. Les producteurs agricoles instruits sont plus disposés à innover ou à adopter plus rapidement les nouvelles techniques de production, les nouveaux produits et les nouvelles technologies de production car ils disposent de connaissances pour discerner entre les technologies prometteuses et les autres (Asfaw et Admassie, 2004; Weir et Knight, 2004). Au-delà de l'instruction formelle, le contact régulier avec les agents de vulgarisation agricole permet aux agriculteurs d'être mieux informés sur les nouvelles technologies disponibles ainsi que leur nature, ce qui en retour influence la décision

d'adoption (Lambrecht et al. 2014). Aussi, ce contact régulier améliorerait l'efficacité d'utilisation de la technologie via l'apprentissage (Alene et Manyong, 2006 ; O'Gorman, 2015).

En outre, une différence d'accès à la formation du capital humain entre les hommes et les femmes pourrait entraîner une différence de gestion de l'asymétrie d'information des marchés agricoles. En effet, un autre avantage de la formation du capital humain sur la productivité est relatif à la gestion de l'asymétrie d'information qui prévaut sur les marchés notamment sur les prix. Les agriculteurs instruits sont plus enclins à chercher des informations sur les prix des intrants et de leur production et ainsi paieront les intrants à de meilleurs prix et recevront de meilleur prix pour leur production (Asfaw et Admassie, 2004).

2.2. Différences de productivité genre et leurs déterminants dans le secteur agricole : synthèse empirique

Sur le plan empirique, plusieurs études se sont intéressées à évaluer le gap de productivité agricole entre hommes et femmes et à identifier les déterminants susceptibles d'expliquer cette différence de productivité. Il ressort que l'ampleur des différences de productivité entre hommes et femmes varie d'un pays à un autre et au sein du même pays selon les types de biens produits. La plupart des études ont adopté la décomposition de type Oaxaca-Blinder pour mesurer l'écart de productivité agricole entre les sexes et identifier les facteurs qui influencent cet écart entre les hommes et les femmes gestionnaires de parcelles agricoles. Ainsi, examinant l'écart de productivité entre les femmes et les hommes gestionnaires de parcelles au Mali, Singbo et al. (2021) montrent que la productivité agricole des femmes gestionnaires de parcelles est inférieure de 20,18% à celle des hommes. Ils soulignent en outre que plus de la moitié (56%) de l'écart de productivité agricole est imputable aux désavantages structurels spécifiques aux femmes, incluant la faible dotation, le niveau d'éducation et l'âge du gestionnaire de la parcelle, et les pratiques agricoles incluant l'utilisation différentielle d'intrants.

En Ethiopie, Gebre et al. (2021) se focalisent sur la production spécifique du maïs et trouvent que la productivité du maïs des ménages dirigés par des hommes était globalement supérieure de 44,3 % à celle des ménages dirigés par des femmes. Cependant, ajoutent-ils, si les ménages dirigés par des femmes recevaient les mêmes ressources que les ménages dirigés par un homme, leur productivité augmenterait de 42,3%. Ainsi, la faible dotation en ressources (terres et intrants) expliquerait le niveau de productivité des femmes. Van Tran et al. (2019), quant à eux, étudient les déterminants de l'écart entre les sexes dans la valeur brute du rendement du riz au Vietnam. Les auteurs montrent que la valeur brute de la productivité rizicole des ménages dirigés par des hommes était supérieure de 10,3% à celle des ménages dirigés par des femmes.

L'écart entre les sexes dans la productivité du riz est causé par la dotation et les effets structurels ; l'effet de dotation expliquant 53% de l'écart entre les sexes dans la productivité du riz et l'effet structurel 42%.

Bello et al. (2021) constatent qu'au Nigéria, bien que les femmes soient activement impliquées dans un large éventail d'activités de production agricole, elles ont un accès limité aux ressources productives agricoles et leur influence dans la prise de décision est également limitée par rapport aux hommes. Ils identifient alors les sources de différences de performances parmi les riziculteurs ruraux. Les résultats révèlent une disparité entre les hommes et les femmes avec un écart de performance entre les sexes d'environ 11% en faveur des hommes, dont 77,66% de l'écart est resté inexpliqué après avoir pris en compte les différences entre les sexes dans les caractéristiques des ménages, l'accès aux facteurs liés à l'offre et aux ressources productives agricoles. Dans le même espace d'étude, Oseni et al. (2015) avait abouti auparavant à établir un écart de productivité entre les deux sexes en indiquant que l'accès aux ressources explique la majeure partie de l'écart de productivité agricole, et que si les femmes reçoivent le même niveau d'intrants que les hommes, l'écart sera minime.

Cependant, Slavchevska (2015), en Tanzanie montre qu'il existe de faibles preuves de différences moyennes de productivité entre les parcelles masculines et féminines au niveau national, mais admet qu'en fonction des caractéristiques du gestionnaire, des caractéristiques de la parcelle, des intrants et du choix de la culture, les parcelles gérées uniquement par une femme sont systématiquement moins productives que toutes les autres parcelles. En outre l'auteur révèle également que les facteurs importants expliquant le différentiel entre les sexes sont la superficie de la parcelle et le travail familial. Toutefois, il souligne qu'il existe encore d'importants facteurs non observables qui contribuent à creuser l'écart.

Pour essayer de surmonter la part élevée des facteurs inobservables dans les estimations, d'autres études se sont focalisées sur des déterminants spécifiques de différences de productivité genre en vue de traiter plus efficacement certaines contraintes économétriques sous-jacentes comme l'endogénéité afin d'estimer l'ampleur réelle du gap de productivité agricole entre les hommes et les femmes. A cet effet, Tufa et al. (2022) ont examiné les différences entre les sexes dans l'adoption des technologies agricoles et la productivité des cultures au Malawi. Ils montrent, à travers une décomposition de la fonction d'influence recentrée, que les femmes gestionnaires de parcelles sont moins productives de 14 à 23 % par rapport aux hommes gestionnaires de parcelles. Les effets structurels expliquent une grande partie des différences entre les sexes dans la productivité des cultures.

Quant à Palacios-López et López (2015), ils ont examiné les implications des imperfections des marchés du crédit et du travail sur les différences entre les sexes dans la productivité du travail agricole au Malawi en se basant sur l'idée que les femmes ont davantage de difficultés d'accès au crédit et à la main d'œuvre. Ils aboutissent aux résultats que la productivité du travail agricole est en moyenne 44 % plus faible sur les parcelles appartenant à des ménages dirigés par des femmes que sur celles appartenant à des ménages dirigés par des hommes. Trente-quatre pour cent (34 %) de l'écart de productivité du travail agricole s'explique par les retombées des différences entre les sexes sur le marché du travail et 30 % s'expliquent par les différences entre les sexes dans l'utilisation des intrants achetés.

Sur des ménages agricoles au Burkina Faso, Loaba et al. (2021) ont analysé le rôle de l'accès au crédit et de l'éducation dans les différences de productivité du maïs entre femmes et hommes. Ces auteurs ont montré que l'accès des femmes au crédit agricole réduit les différences de productivité d'environ 8,44%. Cependant, ils n'ont pas trouvé un lien entre l'éducation et les écarts de productivité agricole entre les sexes. Ce résultat serait dû à l'inadéquation entre les programmes éducatifs formels et les réalités rurales. Ainsi, le rôle du capital humain dans l'explication des différences de productivité agricole selon le sexe reste à explorer dans le cas spécifique du Burkina Faso, mais plus généralement, car la vaste littérature ne l'a pas suffisamment examiné. Les différentes études associent le capital humain de façon limitée au seul niveau d'éducation sans pour autant accorder une importance particulière à celui-ci. Ces observations indiquent donc un vide dans la littérature.

La présente recherche s'évertuera à combler ce gap. Toutefois, elle se démarque des études antérieures et contribue à la littérature deux manières : (i) en considérant au-delà de l'éducation formelle, l'accumulation du capital humain telle que les services de vulgarisation, les formations sur des pratiques agricoles, l'information sur les pratiques agricoles par les médias, etc. ; (ii) en utilisant des données de panel sur cinq (05) ans afin de mieux apprécier la variabilité des indicateurs susceptibles d'évoluer dans le temps.

3. Méthodologie d'analyse de la productivité

Nous présentons dans cette section le modèle d'analyse de la productivité agricole et les données qui sont utilisées pour l'atteinte des objectifs.

3.1. Modèle économétrique

La méthode traditionnelle pour analyser le gap de productivité agricole genre consiste à estimer une fonction de productivité qui modélise la valeur de la production brute par hectare en

fonction d'un ensemble de facteurs qui affectent la production en introduisant un indicateur genre du chef de ménage ou du gestionnaire de la parcelle (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). Cette approche peut être utilisée pour déterminer si les différences de production observée sur les parcelles dirigées par des femmes et des hommes peuvent être expliquées par des facteurs autres que le sexe. Dans cette étude, pour capter l'effet de l'accumulation du capital humain sur le gap de productivité genre et identifier les principaux facteurs à l'origine de ce gap, nous utilisons la décomposition d'Oaxaca-Blinder, en s'inspirant des travaux de Oseni et al. (2015) ainsi que de Tufa et al. (2022). Cette procédure est complétée par la décomposition RIF (Fonction d'Influence Recentrée) ou la décomposition par régression quantile non-conditionnelle développée par Firpo et al. (2009).

Nous considérons ainsi le logarithme naturel de la productivité agricole (Y) qui représente la valeur brute de la production agricole par hectare, pour les parcelles gérées par les hommes (M) et les femmes (F) et procédons à l'estimation suivante :

$$\ln Y_{ij} = \alpha_{j0} + \gamma G_j + \sum_{h=1}^H \delta_h Z_{jh} + \sum_{k=1}^K \rho_k T_{kji} + \omega_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$\ln(Y_{ij})$ est le logarithme naturel de la production agricole par hectare sur la parcelle i du gestionnaire j . α est une constante inconnue à estimer. G_i représente le genre du gestionnaire (variable dummy) de la parcelle i . Z_{jh} est l'ensemble de H variables explicatives qui entrent dans le processus d'accumulation de capital humain du gestionnaire j . T_{ij} représente un vecteur de variables explicatives observables de la productivité agricole. Ce vecteur comprend les caractéristiques du gestionnaire de la parcelle autres que celles du capital humain, les caractéristiques de la parcelle et l'ensemble des intrants utilisés sur la parcelle. ω_j est un effet fixe qui permet de capter les caractéristiques invariables dans le temps (l'effet fixe régional par exemple). ε_{ij} représente le terme d'erreur aléatoire, qui est supposé être distribué de manière identique et indépendante sous la forme $N(0, \sigma^2)$: $E(\varepsilon_M) = E(\varepsilon_F) = 0$.

Dans ce modèle, le sexe du gestionnaire de la parcelle et les composantes du capital humain sont des variables d'intérêt. Ainsi, une approche progressive (par étapes) est appliquée pour examiner le gap de productivité agricole entre les hommes et les femmes (Oseni et al., 2015; Singbo et al., 2021). La logique de cette approche est qu'elle identifie si et comment chaque ensemble de variables affecte l'écart conditionnel entre les hommes et les femmes. L'étape

initiale fait référence à la régression naïve (modèle 1), qui considère uniquement la variable « sexe » du gestionnaire comme seule variable explicative. La première étape (modèle 1) inclut les variables qui captent l'accumulation du capital humain du gestionnaire de la parcelle. La deuxième étape (modèle 2) consiste à estimer un modèle complet étendu en incluant le sexe du gestionnaire de la parcelle, les variables explicatives qui entrent dans le processus d'accumulation du capital humain, les variables de contrôles (les caractéristiques individuelles du gestionnaire, celles de la parcelle, les intrants appliqués dans la parcelle).

Par ailleurs, la productivité travail agricole est susceptible de différer entre les sexes, mais la théorie économique suggère qu'elle devrait être marginalement positive. La troisième étape (modèle 4) consiste à estimer le modèle 2 sur la base d'un sous-échantillon, en ne conservant que les parcelles gérées par des femmes. Enfin, la quatrième étape (modèle 5) consiste à estimer le modèle 2 à partir d'un sous-échantillon de parcelles gérées par des hommes. Les résultats de ces modèles permettent de décomposer les écarts de productivité agricole entre les sexes en termes d'effet de structure et d'effet de dotation.

➤ Décomposition de la productivité agricole de genre suivant Oaxaca et Blinder

L'équation (1) permet de décomposer l'écart moyen de la productivité agricole entre les hommes et les femmes en termes d'effet de dotation (effet distributif ou écart expliqué) et effet structurel (différence des rendements sur les dotations ou écart non expliqué) suivant Oseni et al. (2015) et Singbo et al. (2021). On obtient :

$$E[Y_G] = \alpha_G + E[X_G]' \beta_G \quad (2)$$

Où G représente le gestionnaire de la parcelle des hommes (M) ou femmes (F). X est un ensemble de variables explicatives de la productivité agricole.

L'écart (gap) moyen de productivité entre les hommes et les femmes « D » est exprimée comme la différence moyenne entre les valeurs de production par parcelle attendues pour chaque groupe. Le gap moyen est calculé comme suit :

$$D = E[Y_M] - E[Y_F] = \alpha_M + E[X_M]' \beta_M - (\alpha_F + E[X_F]' \beta_F) \quad (3)$$

Ensuite, il est défini un vecteur de coefficient β^* estimé (appelé coefficient non discriminatoire) à partir de la régression de la productivité agricole Y effectuée à partir de l'échantillon global et dont l'une des variables explicatives est une variable dummy (G) permettant d'identifier les parcelles gérées par les femmes. L'introduction de l'indicateur d'appartenance à un groupe (la variable dummy) dans l'estimation de β^* prend compte la possibilité que la différence moyenne dans la mesure de la productivité agricole au niveau

parcelle soit expliquée par le genre de l'exploitant de la parcelle, ce qui élimine ainsi un éventuel biais dans les résultats de décomposition due à la différence résiduelle du groupe reflétée dans β^* (Jann, 2008). Pour ce dernier auteur, l'écart moyen entre les hommes et femmes est obtenu en introduisant le coefficient non discriminatoire β^* dans l'équation (3).

On obtient :

$$E[Y_{ij}] = E[Y] = \alpha + \gamma G + E[X]' \beta^* \quad (4)$$

En retravaillant les équations (3) et (4), c'est-à-dire en ajoutant et en soustrayant le coefficient non discriminatoire (β^*), et la valeur β^* ($[X_M \beta^*]'$ et $[X_F \beta^*]'$), on obtient :

$$D = \underbrace{\left\{ E[X_M]' - E[X_F]' \right\} \beta^* +}_{\text{Effet de Dotation}} \underbrace{\left\{ (\alpha_M - \alpha^*) + E[X_M]' (\beta_M - \beta^*) \right\}}_{\text{Avantage Structurel des Hommes}} + \underbrace{\left\{ (\alpha^* - \alpha_F) + E[X_F]' (\beta^* - \beta_F) \right\}}_{\text{Désavantage Structurel des Femmes}} \quad (5)$$

Effet de Structure

Où $\alpha_M, \alpha_F, \alpha^*, \beta_M, \beta_F$ et β^* représentent les coefficients estimés de chaque covariables introduit dans les régressions pour les échantillons de parcelles gérées par les hommes, les femmes et par les deux pris ensemble.

L'équation (5) est connue comme étant la décomposition désagrégée. La première composante représente l'effet de dotation. Il s'agit de la proportion du gap qui est expliquée par les différences dans les caractéristiques observables entre les groupes. La seconde qui est l'effet de structure qui représente la part de l'écart entre les sexes dû à la différence du rendement de chaque groupe par rapport rendement moyen. Le premier terme de l'effet de structure $(\alpha_M - \alpha^*) + \{E[X_M]' (\beta_M - \beta^*)\}$ représente l'avantage structurel des hommes. Le second terme de l'effet de structure $(\alpha^* - \alpha_F) + \{E[X_F]' (\beta^* - \beta_F)\}$ est le désavantage structurel des femmes.

Par ailleurs, la validation des résultats nécessite que deux importantes hypothèses soient remplies (Fortin et al., 2011). La première est le chevauchement des supports, qui indique qu'aucune valeur unique de $X = x$ ou $\varepsilon = e$ n'existe pour identifier les parcelles gérées par les femmes. Cette hypothèse exclut le cas où les variables indépendantes peuvent être différentes dans les deux fonctions de la productivité agricole. La deuxième se réfère à l'assignation aléatoire de la gestion des parcelles par les femmes conditionnelles aux caractéristiques observables (Kilic et al., 2015). En outre, des hypothèses additionnelles sont nécessaires pour la valider les résultats issus de la décomposition. Il s'agit des hypothèses de linéarité additive et de moyenne conditionnelle nulle. Ce dernier implique que ε est indépendant de X .

3.2. Présentation des données et description des variables d'analyse

3.2.1. Sources des données

Les données utilisées dans cette étude sont des données de panel issues de l'Enquête Permanente Agricole (EPA) du Ministère en charge de l'agriculture. Cette enquête est mise en œuvre par la Direction de la Prospective et des Statistiques Agricoles et Alimentaires (DPSAA), du Ministère en charge de l'Agriculture. L'EPA est une enquête par sondage de portée nationale, qui couvre les 45 provinces du pays selon le découpage administratif. Cette enquête permanente vise principalement à estimer les productions des provinces et du pays pour chaque culture. Elle permet également de faire des prévisions de récoltes céréalières afin d'établir un bilan céréalier prévisionnel, de faire des estimations de stocks résiduels paysans, de suivre l'évolution du paradigme sécurité alimentaire, et d'évaluer les performances du secteur agricole.

Les données de l'enquête permanente agricole sont obtenues à partir de deux sources. La première source est l'enquête par sondage sur les ménages agricoles, réalisée auprès d'un échantillon de villages et de ménages répartis dans les 45 provinces du pays, et la seconde source est l'enquête administrative sur les bas-fonds aménagés et les périmètres irrigués. Les unités d'observations de l'enquête permanente agricole sont les exploitations agricoles de type ménages agricoles. Le champ d'observation concerne l'ensemble des ménages agricoles du Burkina Faso, excepté les ménages vivant dans les communes urbaines (chefs-lieux de provinces et communes de plein exercice).

Pour la collecte des données de l'EPA, le ménage a été défini comme un groupe de personnes généralement unies par des liens de sang ou de mariage, logeant habituellement ensemble, produisant ensemble, et dont l'autorité budgétaire relève au moins théoriquement d'une seule personne appelée chef de ménage. Le ménage agricole est un ménage dans lequel un ou plusieurs membres entretiennent des parcelles pour le compte du ménage (le ménage peut être constitué d'une seule personne). Les données utilisées dans cette étude sont celles de la campagne agricole 2015-2019.

Après apurement du panel de 2015 à 2019 (cinq ans), nous avons obtenu 1795 ménages agricoles qui sont restés constants sur la période d'analyse avec un nombre total de 8975 observations. Nous obtenons donc un panel cylindré de cinq ans.

3.2.2. Description des variables du modèle d'analyse

La variable dépendante est la productivité agricole de l'ensemble des spéculations des ménages. Lorsque l'on considère des cultures précises, la productivité est souvent mesurée en volume par la production agricole ou le rendement agricole par hectare (Darko et al. 2018) qui est le rapport

entre le volume de la production et la superficie cultivée. C'est ce proxy que nous utilisons dans cette recherche, c'est-à-dire la valeur de la production agricole par hectare de terre cultivée (Savadogo et al. 2016). Le tableau 1 présente les variables utilisées dans l'estimation des déterminants de la productivité agricole et la décomposition de cette productivité selon le genre.

Tableau 1 : Description des variables d'analyse de la productivité agricole des ménages

Variables	Type	Description
Variable dépendante		
Productivité agricole	continue	Log de la production agricole en FFCA par hectare
Indicateur du genre	discontinue	1 si la femme est Chef de ménage et propriétaire de la parcelle, et 0 si non
Variables d'accumulation du capital humain		
Alphabétisation des adultes	Discontinue	1 si le chef de ménage a bénéficié des cours d'alphabétisation, et 0 sinon
Encadrement Agricole	Discontinue	1 si le Chef de Ménage a bénéficié d'un encadrement ou formation agricole ou des services de vulgarisation, et 0 si non
Appartenance à une organisation paysanne	Discontinue	1 si le Chef de ménage est membre d'une organisation paysanne, et 0 si non
Education primaire	Discontinue	1 si le chef de ménage a un niveau primaire, et 0 si non
Education secondaire	Discontinue	1 si le chef de ménage a un niveau secondaire, et 0 si non
Caractéristiques du Chef de Ménage et propriétaire de la parcelle		
Age du Chef de Ménage	Continue	Age du chef de ménage en années révolues
Statut_Matrimonial	Discontinue	1 si marié, et 0 si non
Main-d'œuvre familiale	Continue	Taille de la main-d'œuvre totale du ménage
Entraide agricole	Discontinue	1 si le chef de ménage fait recours à la main-d'œuvre provenant de l'entraide, 0 si non
Ratio de dépendance	Continue	Rapport entre le nombre d'enfants et le nombre d'adultes du ménage
Accès au crédit agricole	Discontinue	1 si le chef de ménage a accès au crédit agricole, et 0 si non
Elevage	Discontinue	1 si le chef ménage possède des animaux, et 0 si non
Caractéristiques des exploitations et intrants agricoles		
Superficie totale emblavée	Continue	Superficie totale cultivée par le ménage agricole en hectare
Engrais chimique	Continue	Quantité totale d'engrais chimique (Urée et NPK) utilisée en Kg
Traction Animale	Discontinue	1 si utilisation de la traction animale, et 0 si non
Traction_Motorisée	Discontinue	1 si utilisation de la traction motorisée, et 0 si non
Fumure Organique	Continue	Quantité de la fumure organique utilisée en Kg

Semences Améliorées	Discontinue	1 si utilisation de semences améliorées, et 0 si non
Mode de gestion de la parcelle	Discontinue	1 si le mode de gestion est individuel, et 0 si non
Présence de sites anti-érosifs	Discontinue	1 si présence de sites anti érosifs sur la parcelle, et 0 si non

Source : Construction des auteurs sur la base des données EPA 2015 à 2019

3.2.3. Analyse de statistiques descriptives

Le tableau 2 présente quelques statistiques descriptives (la moyenne) pour l'ensemble de l'échantillon et en fonction du sexe du chef de ménage. La dernière colonne présente les différences de moyenne des caractéristiques socio-économiques, des exploitations de parcelles agricoles gérées par des hommes et des femmes, et un test est effectué pour déterminer la significativité des différences.

Comme indiqué, la productivité est mesurée par la valeur de la production agricole (en FCFA) par hectare. La valeur de la production agricole est la somme des valeurs de vente de toutes les cultures récoltées principalement mil, maïs, sorgho, riz, coton, arachide, sésame et niébé. En moyenne, sur la période 2015-2019, la production est estimée pour l'ensemble des ménages à 172638,8 FCFA par hectare. Elle est évaluée en moyenne à 173404.4 pour les hommes et à 160749 FCFA pour les femmes gestionnaires de parcelles avec une différence significative de 5 % en faveur des hommes.

La différence de productivité genre est généralement influencée par divers facteurs dont l'accumulation du capital humain. Les chefs de ménages adultes alphabétisés représentent en moyenne 55,80 % chez les femmes et 58,47 % chez les hommes. On observe une différence significative à 1 % entre les proportions de gestionnaires de parcelles féminins (15,65 %) ayant bénéficié d'un encadrement agricole et les gestionnaires de parcelles masculins (38,27 %). Concernant l'éducation formelle, les données révèlent 4,78 % de femmes chefs de ménage ayant un niveau d'éducation primaire tandis qu'il est de 10,95 % chez les hommes. La différence de niveau d'éducation en faveur des hommes est significative à 1 %. Quant à l'éducation secondaire, on observe 32,41 % de chefs de ménage femmes ayant ce niveau d'instruction et 37,22 % pour les hommes. La différence est significative à 5 %. Par ailleurs, l'appartenance à une organisation paysanne offre des opportunités aux adhérents de bénéficier de services de vulgarisation des bonnes pratiques et informations agricoles. Il ressort 15,28 % de chefs de ménage féminins gestionnaires de parcelles contre 32 % de chefs de ménage

masculin appartenant à une organisation paysanne. Cette différence est significative au seuil de 1 %.

T

Variables	Ensemble	Femmes	Hommes	Différence
-----------	----------	--------	--------	------------

Productivité agricole

Production par hectare	172638,8	160749	173404.4	12655.48 **
------------------------	----------	--------	----------	-------------

Variables d'accumulation du capital humain

Adultes alphabétisés	0,5831	0,5580	0,5847	0,0267
Encadrement agricole	0,3690	0,1565	0,3827	0,2261***
Capital social	0,3099	0,1528	0,3200	0,1672***
Education primaire	0,1058	0,0478	0,1095	0,0617***
Education secondaire	0,3693	0,3241	0,3722	0,0481**

Caractéristiques du chef de ménage et propriétaire de parcelle

Age chef ménage	49	54	49	-5***
Situation matrimoniale	0,9204	0,2338	0,9646	0,7307***
Main d'œuvre familiale	5	2	5	3***
Ratio Dépendance	1,0798	1,1028	1,0783	-0,0245
Entraide	0,5506	0,4843	0,5549	0,0705***
Accès crédit agricole	0,1816	0,0441	0,1904	0,1462***
Élevage d'animaux	0,9682	0,8655	0,9748	0,1092***

Caractéristiques des exploitations et intrants agricoles

Superficie totale emblavée	2.7078	1.7352	2.7704	1.0351***
Engrais chimiques	249,3769	57,3449	261,7433	249,3983***
Fumure organique	157,2474	104,8699	160,6203	55,7504***
Semence améliorée	0,4251	0,2283	0,4378	0,2094***

Traction animale	0,7555	0,7661	0,7548	-0,0112
Traction motorisée	0,0830	0,0368	0,0859	0,0491***
Mode de gestion parcelle	0,1613	0,3756	0,1475	-0,2281***
Présence sites anti érosifs	0,2990	0,2486	0,3023	0,0536***

C

4. Présentation de résultats et discussions

4.1. Déterminants de la productivité agricole

Les résultats d'estimation obtenus concernent les déterminants de la productivité. Le tableau 3 présente les résultats des estimations effectuées. Ces estimations sont effectuées par la méthode des effets aléatoires qui s'est révélée appropriée du fait de la petite dimension temporelle (cinq ans) sous l'hypothèse d'exogénéité des effets spécifiques.

La colonne (1) présente les résultats de l'estimation (Modèle 1) où la seule variable régressée est le sexe du gestionnaire de la parcelle. La colonne (2), résultats du Modèle 2 inclut des variables liées à l'accumulation du capital humain en plus de la variable du sexe du gestionnaire de la parcelle agricole. La colonne (3) inclut des variables de contrôle telles que les caractéristiques des ménages, des parcelles et des intrants pour l'ensemble de l'échantillon (Modèle 3). Par la suite, dans l'estimation de ce modèle, une distinction est faite selon le sexe. Ainsi, les quatrième (4) et cinquième (5) colonnes concernent la régression des Modèle 4 et Modèle 5 respectivement pour les femmes et hommes.

Les résultats des estimations indiquent que le sexe du ménage est un déterminant significatif de la productivité agricole. Par ailleurs, les résultats indiquent que la productivité des hommes chef de ménage est supérieure de 120,3 % à celle des femmes managers. Cet écart est statistiquement significatif au seuil de 1 %. Toutefois, cet écart se réduit lorsqu'on ajoute des variables comme dans le Modèle 2 qui s'établit à 89,1% avec l'introduction des variables du capital humain et 48,4% lorsque les caractéristiques socioéconomiques du chef de ménage, les caractéristiques des parcelles, des intrants sont prises en compte. Cela sous-entend qu'il existe des facteurs observables pour lesquels les femmes ne sont pas en total désavantage par rapport aux hommes, même si la productivité des femmes demeure inférieure à celle des hommes. Ce résultat obtenu est similaire à ceux trouvés dans certains pays de l'Afrique subsaharienne notamment Singbo et al., (2020) pour le Mali, Gebre et al., (2021) pour l'Ethiopie.

L'inclusion des variables d'accumulation du capital humain (Modèle 2) indique également un écart de productivité agricole significatif mais réduit à 89, 1 % entre les hommes et les femmes.

On remarque que l'alphabétisation, l'encadrement agricole, l'appartenance à une organisation paysanne (capital social), le niveau d'éducation primaire et secondaire du chef de ménage améliorent la productivité agricole. Ce résultat est contraire à celui de Loaba et al (2021) qui ont conclu que le niveau d'éducation n'influence pas la productivité agricole au Burkina Faso. Toutefois, pour ces indicateurs d'accumulation de capital humain, lorsqu'on ajoute les variables de contrôle liées aux caractéristiques des ménages, de l'exploitation des parcelles et des intrants, les résultats diffèrent autant pour l'ensemble de l'échantillon (Modèle 3) qu'entre les femmes (Modèle 4) et les hommes (Modèle 5).

Le coefficient de l'alphabétisation du chef d'exploitation est positif et statistiquement significatif dans la régression groupée (modèle 3) et pour les chefs d'exploitation féminins (Modèle 4) et masculins (modèle 5). Ce résultat suggère que cette variable a un effet positif sur la productivité agricole. En revanche, le coefficient l'appartenance à une organisation paysanne est négatif pour l'ensemble (Modèle 3) pour les hommes (Modèle 5) et pour les femmes (Modèle 4), ce qui suggère qu'il a un effet décroissant sur la productivité. Bien qu'elles offrent des possibilités, les organisations paysannes effectuent très peu de formations au profit de leurs membres. Mais également, les membres subissent parfois des préjudices de revenu liées à la compensation systématique des pertes occasionnées par leurs pairs (cas des groupements de cotonculteurs), ce qui pourrait avoir un effet négatif sur leur productivité.

Le coefficient de l'encadrement agricole se révèle positif et non significatif pour l'ensemble (Modèle 3), les femmes (Modèle 4) et pour les hommes (Modèle 5). Les services de vulgarisation, d'information et de formation en bonnes pratiques agricoles sont très peu répandus au profit des agriculteurs des villages, ce qui pourrait justifier ce résultat.

L'effet du niveau d'éducation primaire est positif et significatif pour l'ensemble (Modèle 3) et pour les hommes chefs de ménage (Modèle 5) mais non significatif pour les chefs de ménage féminins. Cet écart de résultat peut se justifier par le faible nombre des femmes ayant suivi un enseignement primaire. Quant à l'éducation secondaire, son effet est non significatif autant pour l'ensemble (Modèle 3) que pour les femmes (Modèle 4) et les hommes (Modèle 5). Les hommes et les femmes gestionnaires de parcelles ayant suivi un enseignement secondaire sont peu nombreux mais aussi peuvent s'engager dans un travail non agricole pour gagner plus de revenus et leur faible temps de travail agricole peuvent avoir un faible impact sur la production agricole, ce qui justifie l'effet non significatif sur la productivité.

Par ailleurs, les facteurs tels que l'âge du chef de ménage, la main d'œuvre familiale, l'entraide agricole, le ratio de dépendance, l'accès au crédit agricole, l'élevage des animaux, la superficie emblavée, l'utilisation d'engrais chimiques, la traction animale et motorisée, la fumure organique et l'adoption des semences améliorées favorisent davantage la productivité agricole des hommes gestionnaires que celle des femmes gestionnaires. Ces résultats sont similaires à ceux de Gebre et al., (2021), Doss (2018), Piedrahita et al., (2024).

Tableau 3 : Déterminants de la productivité agricole des ménages (FFCA/ha)

Variable dépendante : Log_Productivité agricole (FFCA/ha)					
Variabes	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Sexe du Chef	-1,203***	-0,891***	-0,484***		
Ménage(femme=1)	(0,136)	(0,132)	(0,168)		
Variabes d'accumulation du capital humain					
Alphabétisation Adultes		0,478***	0,333***	0,493**	0,318***
		(0,0635)	(0,0607)	(0,245)	(0,0627)
Encadrement Agricole		0,350***	0,0639	0,309	0,0419
		(0,0722)	(0,0705)	(0,355)	(0,0721)
Capital_Social		0,279***	-0,514***	-1,805***	-0,444***
		(0,0758)	(0,0819)	(0,345)	(0,0844)
Education Primaire		1,129***	0,430***	-0,445	0,453***
		(0,104)	(0,105)	(0,575)	(0,107)
Education Secondaire		0,321***	0,0601	-0,143	0,0557
		(0,0653)	(0,0632)	(0,256)	(0,0653)
Caractéristiques du Chef de Ménage et gestionnaire de la parcelle					
Age du Chef de Ménage			0,0281**	-0,0466	0,0290**
			(0,0139)	(0,0525)	(0,0146)
Age_Carré			-0,000308**	0,000206	-0,000300**
			(0,000134)	(0,000468)	(0,000141)
Statut_Matrimonial			-0,0371	0,0511	-0,121
			(0,147)	(0,293)	(0,171)
Main-d'oeuvre familiale			0,0703***	0,127	0,0690***
			(0,0112)	(0,0849)	(0,0114)
Entraide_Agricole			0,400***	0,156	0,413***
			(0,0627)	(0,243)	(0,0650)
Ratio de dépendance			0,155***	-0,0229	0,177***
			(0,0474)	(0,122)	(0,0518)
Accès au crédit agricole			0,621***	0,760	0,595***
			(0,0941)	(0,616)	(0,0954)
Elevage des animaux			0,455***	-0,214	0,626***
			(0,173)	(0,352)	(0,197)
Caractéristiques des exploitations et intrants agricoles					
Superficie emblavée			0,00264***	0,0350***	0,00236***
			(0,000695)	(0,00732)	(0,000699)
Engrais chimique			0,000156*	-0,00193***	0,000166*
			(9,21e-05)	(0,000704)	(9,32e-05)

Traction animale			0,324*** (0,0720)	0,109 (0,290)	0,322*** (0,0743)
Traction motorisée			1.219*** (0,126)	0,634 (0,703)	1,220*** (0,128)
Fumure organique			0,000945*** (0,000113)	-0,000208 (0,000632)	0,000973*** (0,000114)
Semences améliorées			0,821*** (0,0709)	0,225 (0,291)	0,832*** (0,0732)
Mode de gestion de la parcelle			0,269*** (0,0824)	-0,0548 (0,250)	0,301*** (0,0872)
Présence de sites anti-érosifs			0,0509 (0,0680)	0,398 (0,296)	0,0325 (0,0699)
Constante	13,55*** (0,0335)	12,83*** (0,0615)	10,53*** (0,393)	13,59*** (1,609)	10,36*** (0,414)
Observations	8,929	8,975	8,975	543	8,432
Number of ID	1,795	1,795	1,795	149	1,711
R-Carré	0,8	4,03	13,49	15,54	13,23
Wald	chi2(1)=77,86	chi2(6)=376,82	chi2(22)=376,82	chi2(21)=95,83	chi2(21)=1282,13
Prob>Chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Notes : standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4.2. Décomposition de la différence de productivité agricole par la méthode Oaxaca-Blinder

Les résultats de la décomposition de Oaxaca-Blinder sur l'écart du logarithme de la valeur de la production agricole par hectare (en FCFA) entre les hommes et les femmes chef de ménage sont présentés dans le Tableau 4. Cette décomposition permet de mieux comprendre les facteurs qui conditionnent l'écart de productivité agricole entre les hommes et les femmes. La décomposition désagrégée en termes d'effets de dotation et d'effets structurels est particulièrement utile car elle fournit un ordre de grandeur de la part de l'écart qui peut être liée à des éléments observables (effets de dotation) ou à des caractéristiques inobservables (effets structurels) influencés par exemple par les politiques, les us et coutumes. Les effets structurels peuvent être décomposés en avantages structurels des hommes et en désavantages structurels des femmes, colonne 3 et 4 du tableau 4. La contribution de chaque variable à l'effet de dotation et à la différence de productivité totale est estimée (Tableau 5).

L'écart moyen de productivité agricole entre les hommes et les femmes est de 111,50 %. Cet écart est expliqué à 56,55 % par l'effet de dotation c'est-à-dire par des facteurs observables. Le reste de l'écart (43,45 %) reste inexpliquée et est dû aux désavantages structurels des femmes. Ces résultats sont conformes à ceux de Kilic et al. (2015) au Malawi, de Oseni et al. 2015 au

sud du Nigeria et de Valea et Noufé (2024) au Burkina Faso qui ont trouvé un effet de dotation dominant par rapport aux effets structurels. Par contre, Aguilar et al. (2015) ont constaté que 57 % du différentiel de productivité entre les hommes et les femmes en Éthiopie restait inexplicé. Il est alors clair que les facteurs de l'écart de productivité agricole entre les hommes et les femmes diffèrent d'un pays à l'autre et même d'une spéculation à l'autre à l'intérieur d'un même pays.

Parmi les facteurs de dotation qui ont un effet significatif dans l'explication de l'écart de productivité entre les sexes, on note deux variables de l'accumulation du capital humain en l'occurrence l'appartenance à une organisation paysanne et l'éducation primaire. Notamment, l'appartenance du chef de ménage agit négativement sur l'effet de dotation, ce qui signifie que ce facteur permet de réduire l'écart de productivité entre les sexes. Statistiquement, l'appartenance aux organisations paysannes permet de réduire l'écart de productivité de 7,70%. En effet, au sein de ces organisations, les paysans bénéficient d'une diversité de services qui améliorent leur accès aux ressources, leur mode de gestion, leur accès à l'information et aux innovations agricoles nécessaires à l'augmentation de la production (Abebaw et Haile, 2013). La participation de plus en plus croissante des femmes aux organisations paysannes leur confère les avantages susmentionnés, ce qui permet de réduire l'écart de productivité avec les hommes. Ce résultat est conforme à celui de Bello et al. (2021) qui ont établi que l'appartenance à une organisation paysanne réduit l'écart de productivité entre les hommes et les femmes au Nigeria. En revanche, ce résultat est différent de celui de Loaba et al. (2021), mais ces derniers estiment que si les femmes participent autant aux organisations paysannes que les hommes, les différences de productivité diminueraient d'environ 3,40% au Burkina.

Par contre, l'éducation primaire affecte positivement l'effet de dotation. Cela signifie que la différence d'éducation primaire en faveur des hommes chefs de ménage amplifie l'écart de productivité de 2,37 %. Selon Becker (1962), la différence de productivité genre résulte de la différence dans les investissements en capital humain, l'homme étant plus favorisé par rapport à la femme. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par Van Tran et al. (2019) au Vietnam. Ces auteurs ont montré que l'éducation accroît l'écart de productivité du riz entre les hommes et femmes. Pour ce qui concerne l'éducation secondaire, son effet est positif mais n'est pas statistiquement significatif. En effet, le niveau d'éducation secondaire conduit indépendamment du genre à davantage chercher des emplois non agricoles offrant un revenu plus élevé qu'à se focaliser sur les activités agricoles. Ce résultat est conforme à ceux obtenus par Singbo et al.

(2020), qui ont établi un effet positif non significatif de l'éducation secondaire sur l'écart de productivité genre au Mali.

Il ressort des résultats que l'encadrement agricole ou l'accès des ménages aux services de vulgarisation apparaissent non significatif comme facteur explicatif de la différence de productivité agricole entre les sexes. Ce résultat pourrait se justifier par la quantité limitée de ces services (non étendus dans tous les villages), par la qualité des services (l'inadéquation aux besoins des agriculteurs compte tenu des changements climatiques). Ce résultat corrobore ceux obtenus par Ragassa et al. (2012) en Ethiopie. En effet, ces auteurs montrent que la quantité de services de vulgarisation (ou la fréquence des visites des agents d'agriculture) ne semble pas avoir d'incidence sur la productivité des exploitations. C'est plutôt la qualité perçue de la vulgarisation fournie et l'accès à la radio qui sont les principaux facteurs expliquant directement les niveaux de productivité de la plupart des cultures.

Tableau 4 : Décomposition de l'écart de productivité agricole genre selon la méthode de Oaxaca-Blinder

A. Différence moyenne entre les hommes et les femmes			
Productivité agricole moyenne des hommes chef de ménage			13,5782*** (0,0329)
Productivité agricole moyenne des femmes chef de ménage			12,4632*** (0,1243)
Différence moyenne de productivité agricole entre les hommes et les femmes			1,1150*** (0,1285)
B. Décomposition des agrégats			
	Effet de dotation	Avantage structurel des hommes	Désavantage structurel des femmes
Total	0,6305*** (0,1104)	0,0000 (0,0008)	0,4844*** (0,1587)
Part de l'écart entre les hommes et les femmes	56,55%	0%	43,45%
C. Décomposition détaillée			
Variables	Caractéristique s observables	Caractéristiques non observables	
		Avantage structurel des hommes	Désavantage structurel des femmes
Alphabétisation du chef de ménage	0,0089 (0,0075)	-0,0088 (0,0092)	-0,0894 (0,1318)
Encadrement agricole (accès aux services de vulgarisation agricole)	0,0145 (0,0166)	-0,0084 (0,0057)	-0,0383 (0,0539)
Capital social	-0,0859*** (0,0181)	0,0222*** (0,0086)	0,1973*** (0,0671)
Education primaire	0,0265*** (0,0079)	0,0025 (0,0023)	0,0419 (0,0266)

Education secondaire	0,0029 (0,0034)	-0,0016 (0,0061)	0,0658 (0,0811)
Age du chef de ménage	-0,1319** (0,0673)	0,0420 (0,2001)	4,0121* (2,4001)
Age au carré	0,1511** (0,0693)	0,0215 (0,1075)	-1,5817 (1,2367)
Statut matrimonial du chef de ménage	-0,0271 (0,0987)	-0,0812 (0,0807)	-0,0206 (0,0577)
Main-d'œuvre familiale	0,1961*** (0,0334)	-0,0070 (0,0130)	-0,1497 (0,2208)
Entraide agricole	0,0282*** (0,0099)	0,0072 (0,0094)	0,1182 (0,1121)
Ratio de dépendance	-0,0038 (0,0073)	0,0234 (0,0236)	0,1965 (0,1217)
Accès au crédit agricole	0,0909*** (0,0155)	-0,0049 (0,0031)	-0,0061 (0,0265)
Elevage des animaux	0,0497** (0,0200)	0,1674* (0,0912)	0,5785** (0,2599)
Superficie emblavée	0,0566* (0,0318)	-0,0092* (0,0052)	-0,3810*** (0,0968)
Engrais chimique	0,0318* (0,0184)	0,0028 (0,0062)	0,1196*** (0,0422)
Traction animale	-0,0036 (0,0061)	-0,0013 (0,0132)	0,1648 (0,1987)
Traction motorisée	0,0599*** (0,0125)	0,0001 (0,0021)	0,0216 (0,0258)
Fumure organique	0,0527*** (0,0119)	0,0044 (0,0048)	0,1210 (0,0788)
Semences améliorées	0,1720*** (0,0218)	0,0050 (0,0078)	0,1362** (0,0638)
Mode de gestion de la parcelle	-0,0615*** (0,0192)	0,0047 (0,0041)	0,1218 (0,0872)
Présence de sites anti-érosifs	0,0027 (0,0038)	-0,0055 (0,0049)	-0,0864 (0,0748)
Constante		-0,1750 (0,1269)	-3,0575** (1,3682)
Observations	8.975	8.975	8.975

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats d'estimation indiquent que l'âge du chef de ménage (20,92 %) et le mode de gestion de la parcelle (5,51 %) contribuent à réduire l'écart de productivité entre les sexes. A l'inverse, la taille de la main d'œuvre famille (17,58 %), l'accès au crédit agricole (0,34 %), l'élevage des animaux (4,45 %), l'utilisation d'engrais chimique (2,85 %), la superficie emblavée (5,07 %), la traction motorisée (5,37 %), l'utilisation de la fumure organique (4,72 %), l'adoption de semences améliorées (15,42 %) ont des effets positifs sur l'effet de dotation.

Ainsi, ces facteurs contribuent à accroître l'écart de productivité entre les hommes et les femmes. Ces résultats sont en conformité avec ceux obtenus par d'autres études antérieures (Palacios-López et López, 2015 ; Anderson et al., 2021 ; Kilic et al., 2015 ; Singbo et al., 2020). S'agissant des facteurs de désavantages structurels des femmes, il y a l'appartenance à une organisation paysanne, l'âge du chef de ménage, l'élevage des animaux, l'utilisation d'engrais chimique, la superficie emblavée, l'utilisation de semences améliorées. Ces résultats suggèrent que pour réduire de moitié l'écart de productivité agricole entre les hommes et les femmes, les politiques devraient être orientées à la fois dans la dotation et l'utilisation des ressources agricoles. Toutefois, comme l'indique Doss (2018), les interventions clés pour accroître la productivité agricole des femmes pourraient ne pas se situer uniquement dans le secteur agricole. Les interventions qui réduisent les corvées des agricultrices telles que la fourniture d'eau du robinet ou la réduction de la quête quotidienne de bois de chauffage, peuvent libérer du temps et de l'énergie qui pourraient être utilisés de manière plus productive dans l'agriculture (Doss, 2018).

5. Conclusion et implications de politiques économiques

La recherche permanente visant à combler l'écart de productivité agricole entre les hommes et les femmes concourt généralement à l'augmentation de l'offre alimentaire et de la nutrition des ménages, ce qui est bénéfique pour la société. Au Burkina Faso, des politiques agricoles existent depuis de nombreuses années et mettent l'accent sur l'augmentation de la productivité agricole comme gage de la garantie de la sécurité alimentaire et de la réduction de la pauvreté. La productivité agricole a légèrement augmenté au cours des dernières années. Cependant, il existe des différences de productivité agricole entre les sexes en désavantage des femmes, alors que les femmes représentent plus de 50 % de la main-d'œuvre et exploitent plus de 35 % des superficies agricoles. La formation et l'accumulation du capital humain est l'un des facteurs susceptibles de contribuer à augmenter la productivité des femmes et à réduire son écart de productivité avec les hommes. L'objectif général de l'étude est d'analyser le rôle de l'accumulation du capital humain dans l'écart de productivité agricole entre hommes et femmes au Burkina Faso. Spécifiquement, il s'est agi d'une part d'évaluer l'écart de productivité entre les hommes et les femmes et d'autre part, d'analyser les déterminants de l'écart de productivité genre avec un accent sur le rôle de l'accumulation du capital humain. La méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca (1973) a été adoptée sur la base de données de panel niveau ménage couvrant la période 2015-2019. Cette méthode permet de distinguer les effets de

dotation et les effets structurels (avantages structurels des hommes et désavantages structurels des femmes) avec leurs déterminants.

Les résultats obtenus montrent l'existence de différence de productivité agricole entre les hommes et les femmes estimé à 111,50 %. Cet écart est expliqué à 56,55 % par l'effet de dotation des ressources productives c'est-à-dire par des facteurs observables. Le reste de l'écart (43,45 %) reste inexpliqué et est attribué aux désavantages structurels des femmes (effets structurels). Ce résultat implique que pour réduire de moitié l'écart de productivité agricole entre les hommes et les femmes, les gouvernements devraient améliorer l'accès des femmes à des ressources similaires à celles des hommes, car les agricultrices Burkinabè sont moins bien dotées que les hommes y compris en capital humain. Car, il ressort que l'accumulation du capital humain contribue à expliquer les différences de productivité agricole entre les deux sexes au Burkina Faso. Notamment, l'appartenance à une organisation paysanne permet de réduire significativement l'écart de productivité genre, au contraire de l'éducation primaire qui contribue à accroître l'écart de productivité entre les hommes et les femmes. L'encadrement agricole et l'éducation secondaire exercent des effets positifs non significatifs dans l'écart de productivité agricole entre les deux sexes. Cependant, pour combler complètement l'écart entre les sexes, il faut davantage permettre aux femmes d'obtenir les mêmes rendements que les hommes grâce à l'utilisation des intrants agricoles. Cela suggère que des politiques visant à combler l'écart de productivité agricole entre les hommes et les femmes au Burkina Faso devraient tenir compte des normes sociales afin d'améliorer l'allocation des intrants productifs par les femmes au sein de leur ménage.

6. Références bibliographiques

- Abebaw, D., & G, H. M. (2013). The impact of cooperatives on agricultural technology adoption: Empirical evidence from Ethiopia. *Food Policy*, 38, 82–91. doi:<https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2012.10.003>
- Aguilar, A., Carranza, E., Goldstein, M., Kilic, T., & Oseni, G. (s.d.). Decomposition of gender differentials in agricultural productivity in Ethiopia. *Agricultural Economics*, 46(3), 311-334. doi:doi: 10.1111/agec.12167.
- Alene, A. D., & M, M. V. (2006). Farmer-to-farmer technology diffusion and yield variation among adopters: The case of improved cowpea in northern Nigeria. *Agricultural Economics*, 35, 203–11.
- Asadullah, M. N., & Rahman, S. (2009). Farm productivity and efficiency in rural Bangladesh: the role of education revisited. *Applied Economics*, 41(1), 17-33. doi:DOI: 10.1080/00036840601019125
- Asfaw, A., & Admassie, A. (2004). The role of education on the adoption of chemical fertiliser under different socioeconomic environments in Ethiopia. *Agricultural Economics*(30), 215-228. doi:doi:10.1016/j.agecon.2002.12.00
- Bank, W. (2008). *World Development Report 2008: Agriculture For Development*. Washington, DC. © World Bank. In Journal of Chemical Information and Modeling (Vol. 53, Issue 9).
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of political economy*(70(5, Part 2),), 9-49.
- Bello, L. O., Baiyegunhi, L. J., Danso-Abbeam, G., & Ogundeji, A. A. (2021). Gender decomposition in smallholder agricultural performance in rural Nigeria. *Scientific African*, 13(e00875).
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455. doi:10.2307/144855.
- Doss. (2018). Women and agricultural productivity: Reframing the Issues. *Development Policy Review*(36), 35–50.
- FAO. (2011). Women in Agriculture: Closing the Gender Gap for Development. The State of Food and Agriculture 2010–11.

- Firpo, S. ., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2011). Decomposition Methods in Economics. In *Handbook of Labor Economics. (Vol. 4, Issue PART A). Elsevier Inc.*, 218(11), 700407-2. doi:<https://doi.org/10.1016/S0169>
- Gebre, G. G., Isoda, H., Rahut, D. B., Amekawa, Y., & Nomura, H. (2021). Gender differences in agricultural productivity: evidence from maize farm households in southern Ethiopia. *Geo Journal*, 86(2), 843–864. doi:<https://doi.org/10.1007/s10708-019-10098-y>
- Goetz, S. J. (1993). Human Capital and Rural Labor Issues. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(5), 1164–1168. doi:<https://doi.org/10.2307/1243446>
- Gollin, D., Lagakos, D., & Waugh, M. E. (2014). The agricultural productivity gap. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(2), 939-993.
- Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. . *The Stata Journal*, 8(4), 453–79.
- Karamba, R. W., & Winters, P. C. (2015). Gender and agricultural productivity: Implications of the Farm Input Subsidy Program in Malawi. *Agricultural Economics (United Kingdom)*, 46(3), 357–374. doi:<https://doi.org/10.1111/agec.12169>
- Kilic, T., Palacios-López, A., & Goldstein, M. (2015). Caught in a Productivity Trap: A Distributional Perspective on Gender Differences in Malawian Agriculture. *World Development*, 70, 416–463. doi:<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.06.017>
- Lambrecht, I., Vanlauwe, B., Merckx, R., & Maertens, M. (2014). Understanding the process of agricultural technology adoption: mineral fertilizer in eastern DR Congo. *World development*, 59, 132-146.
- Loaba, S., Traore, S., & Atake, E.-H. (2021). *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 16(4), 297-313. doi:[doi:10.3936/afjare.2021.16\(4\).20](https://doi.org/10.3936/afjare.2021.16(4).20).
- MAAH. (2020). *Résultats définitifs de la campagne agropastorale 2019/2020 et perspectives alimentaire et nutritionnelle*. Rapport Global, Ougadougou, Burkina Faso.
- Mukasa, A. N., Simpasa, A. M., & Salami, A. O. (2017). Credit constraints and farm productivity : Micro-level evidence from smallholder farmers in Ethiopia. *African Development Bank*, 247, 1-40.

- O’Gorman, M. (2015). Africa’s missed agricultural revolution: a quantitative study of the policy options. *The BE Journal of Macroeconomics*, 15(2), 561-602.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 693-709.
- Oseni, G., Corral, P., Goldstein, M., & Winters, P. (2015). Explaining gender differentials in agricultural production in Nigeria. *Agricultural Economics*, 46(3), 285-310. doi:<https://doi.org/10.1111/agec.12166>
- Palacios-López, A., & López, R. (2015). The gender gap in agricultural productivity: the role of market imperfections. *The Journal of Development Studies*, 51(9), 1175-1192. doi:<https://doi.org/10.1080/00220388.2015.1028539>
- Quisumbing, A. R. (1996). Male-female differences in agricultural productivity: Methodological issues and empirical evidence. *World development*, 24(10), 1579-1595. doi:[https://doi.org/10.1016/0305-750X\(96\)00059-9](https://doi.org/10.1016/0305-750X(96)00059-9)
- Ragasa, C., Berhane, G., Tadesse, F., & Taffesse, A. S. (2013). Gender differences in access to extension services and agricultural productivity. *The Journal of Agricultural Education and Extension*, 19(5), 437-468. doi:doi: 10.1080/1389224X.2013.817343
- Reimers, M., & Klasen, S. (2013). Revisiting the role of education for agricultural productivity. *American Journal of Agricultural Economics*, 95(1), 131-152.
- Singbo, A., Njuguna-Mungai, E., Yila, J. O., Sissoko, K., & Tabo, R. (2021). Examining the gender productivity gap among farm households in Mali. *Journal of African Economies*, 30(3), 251-284. doi:<https://doi.org/10.1093/jae/ejaa008>
- Slavchevska, V. (2015). Gender differences in agricultural productivity: The case of Tanzania. *Agricultural economics*, 46(3), 335-355. doi:<https://doi.org/10.1111/agec.12168>
- Tufa, A. H., Alene, A. D., Cole, S. M., Manda, J., Feleke, S., Abdoulaye, T., . . . Manyong, V. (2022). Gender differences in technology adoption and agricultural productivity : Evidence from Malawi. *World Development*, 159, 106027.
- Udry, C., Hoddinott, J., Alderman, H., & Haddad, L. (1995). Gender differentials in farm productivity: implications for household efficiency and agricultural policy. *Food policy*, 20(5), 407-423. doi:[https://doi.org/10.1016/0306-9192\(95\)00035-D](https://doi.org/10.1016/0306-9192(95)00035-D)

- Valea, A. B., & Noufé, T. (2024). Gender gap in agricultural productivity : evidence from Burkina Faso. *International Journal of Social Economics*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print <https://doi.org/10.1108/IJSE-11-2023-0923>.
- Van Tran, T. K., Elahi, E., Zhang, L., Bui, V. H., Pham, Q. T., Tran, T. D., & Hassan, M. (2019). Gender gap in rice productivity: Evidence from Vietnam. *International Journal of Social Economics*, 46(2), 241-251. doi:<https://doi.org/10.1108/IJSE-12-2017-0623>
- Weir, S., & Knight, J. (2000). Adoption and diffusion of agricultural innovations in Ethiopia: the role of education.
- Weir, S., & Knight, J. (2000). Education externalities in rural Ethiopia: Evidence from average and stochastic frontier production functions.

Remerciements

Nous remercions l'AERC pour avoir subventionné cette recherche. Nous sommes également reconnaissants à la Direction Générale des Etudes et des Statistiques Sectorielles du Ministère en charge de l'agriculture au Burkina Faso pour la disponibilisation des données. Nous tenons aussi à remercier Dr. Ebenezer Lemven Wirba pour ses observations et suggestions dans les estimations économétriques.