UNIVERSITÉ DU BURUNDI
GRENIER DU SAVOIR DU BURUNDI
Dépôt institutionnel officiel
https://repository.ub.edu.bi

Analyse de l'emploi agricole au Burundi

MANIRAKIZA, Diomède; MUKENGE NAMUBAMBA, Adolphe,; NIMUBONA, Dieudonné

2024

UB, CURDES no 20

https://repository.ub.edu.bi/handle/123456789/1152

Document téléchargé depuis le **Grenier du Savoir du Burundi** — https://repository.ub.edu.bi

ANALYSE DE L'EMPLOI AGRICOLE AU BURUNDI

MANIRAKIZA DIOMEDE, MUKENGE NAMUBAMBA ADOLPHE ET NIMUBONA DIEUDONNE

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université du Burundi

Résumé

Le Burundi est un pays à vocation agricole. Le secteur agricole contribue à plus de 30% du PIB et emploi plus de 85% des populations actives. Ainsi l'emploi agricole mérite une attention particulière.

A partir des données de l'ISTEEBU (2020)[1] ce papier analyse les caractéristiques de la main-d'œuvre dans la production agricole au Burundi et identifie les facteurs qui expliquent les agriculteurs burundais d'utiliser une main d'œuvre non familiale. Les résultats montrent qu'il y a deux types de la main agricole au Burundi : la main d'œuvre familiale et la main d'œuvre non familiale. L'utilisation de cette main diffère selon l'activité. En effet, environ 14% des exploitants agricoles utilisent la main d'ouvre non familiale dans le labour et semis tandis 8% l'utilisent dans le sarclage et 5% dans la récolte.

[1] Enquête intégrée sur les conditions de vie des ménages au Burundi (EICVMB)

Compte tenu du nombre d'heure de travail selon le sexe des travailleurs agricoles au Burundi, il a été trouvé que le nombre d'hommes jours dans le labour et semis varie en en moyenne de 0,85 à 2,07 pour les hommes et de 0,45 à 1,25 pour les femmes. Par contre, les salaires moyens des femmes paraissent plus élevés par rapport à celui des hommes.

Pour le sarclage, les résultats montrent que la différence d'utilisation des hommes et des femmes n'est pas significative. En revanche, le nombre de jours de travail effectué varie de 0,16% à 1,4% pour les hommes et de 3,4 à 3,5% pour les femmes. Au niveau de la rémunération, les femmes sont plus rémunérées que les hommes. Par contre, pour la récolte, il n'y a pas de différence en termes de salaires entre les hommes et les femmes.

S'agissant des déterminants de l'utilisation de la main d'œuvre agricole, les résultats du modèle probit montrent que toute augmentation d'un an à l'âge du chef de ménage réduit la probabilité d'utiliser la main d'œuvre rémunérée de 0,06 pour les activités de labour et semis.

De même, ces résultats du modèle probit montrent également que lorsqu'un ménage pratique d'autres cultures que le blé, réduit sa probabilité d'utiliser la main d'œuvre rémunérée dans le labour et semis de 0.02.

Ce qui signifie que la variable culture principale a une corrélation négative avec la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre rémunérée dans le labour et semi.

En plus, pour la variable distance entre champs et maison, les résultats montrent que l'augmentation d'une minute pour se rendre au champ, réduit la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre rémunérée dans le labour et semis au Burundi.

Par contre, les résultats de ce modèle montrent que l'augmentation d'un an à l'âge du chef de ménage augmente la probabilité d'utiliser la main d'œuvre salariée de 0,16 pour le sarclage et de 0,17% pour la récolte. Pour la variable taille du ménage, les résultats montrent qu'une augmentation d'un membre du ménage réduit la probabilité d'utiliser la main d'œuvre rémunérée de 0,03 pour le sarclage et de 0,04 pour la récolte. Il en est de même pour la variable niveau d'étude du chef de ménage, l'augmentation d'une année d'étude augmente la probabilité d'utiliser la main d'œuvre rémunérée de 0,36 spour le sarclage et de 0,37 pour la récolte.

Mots clés : ménage agricole, main d'œuvre agricole, main d'œuvre familiale, main d'œuvre non familiale.

I. Contexte et justification

L'emploi a toujours été l'une des principales préoccupations des économistes.

En effet, la Banque mondiale (2012) souligne que l'emploi est le moteur du développement et pas seulement une conséquence de la croissance économique.

S'agissant l'emploi agricole, il constitue le principal secteur de survie en Afrique et plus de 70% de la population vit dans le milieu rural. Ce secteur contribue pour plus de 35% du PIB de la majorité des pays en Afrique et emploi plus de 60% d'actifs (Guèye, 2006). Par ailleurs, Lebailly (2006) indique que ce secteur représente le moteur essentiel du développement économique et social pour la plupart des pays pauvres. Par contre, il ne participe qu'à 12% de la richesse annuelle du continent (Banque Mondiale, 2016).

Pour ce qui est du Burundi, la population Burundaise est essentiellement rurale et tire ses moyens de subsistance de l'agriculture et de l'élevage. L'agriculture contribue à plus de 30% dans le PIB, emploie plus de 85 % de la population active, fournit plus 95 % de l'offre alimentaire et génère plus de 60 % des recettes des devises (EICVMB 2020).

Selon l'ISTEEBU (2021), plus de 85% de la population active est employée dans le secteur agricole et plus de 80% des personnes en âge de travailler sont employées par les ménages. Par ailleurs, les comptes nationaux de 2019, l'économie Burundaise est essentiellement dominée par les activités agropastorales (ISTEEBU 2021).

Ainsi le secteur agricole paraît comme premier pourvoyeur d'emploi au Burundi. Il importe donc de connaitre dans ce contexte particulier les facteurs explicatifs de la demande d'emploi agricole au Burundi pour comprendre le comportement des exploitants et le fonctionnement du marché du travail agricole. La part importante de l'emploi dans l'agriculture, souvent caractérisée par un excédent de main-d'œuvre et un chômage caché, implique que l'agriculture peut fournir une source minimale de revenus aux personnes moins qualifiées, plus âgées et généralement moins mobiles. En revanche, ce papier se propose de répondre aux questions suivantes

- ✓ Quelles sont les caractéristiques de la main d'œuvre agricole au Burundi ?
- ✓ Quels sont les types de la main d'œuvre agricole au Burundi
- ✓ Quels sont les déterminants de la demande de la main d'œuvre agricole

II. Revue de la littérature théorique et empirique

II.1. Définitions de quelques concepts

- ✓ **Ménage :** L'ISTEEBU (**2012**), est défini comme est un ensemble de personnes vivant généralement (mais pas nécessairement) sous un même toit et reconnaissant l'autorité d'une seule personne appelée chef de ménage.

Ces personnes, appelées membres du ménage, partagent les repas ensemble. Le ménage comprend aussi des personnes qui sont temporairement absentes (comptant revenir avant la fin de la saison). Pour l'ESTEEBU, **un ménage agricole** est un ménage qui possède une exploitation agricole. Mais du point de vue de sa fonction économique, le ménage agricole se présente comme un système qui combine des facteurs de production dans le but de réaliser l'objectif de satisfaction des besoins de ses membres. Un de ces facteurs, la main-d'œuvre, est théoriquement déterminée par la structure par âges du ménage et plus précisément, par l'effectif des membres âgés de 7 ans et plus **(FAO,1984)**.

- ✓ **Main-d'œuvre agricole** : Selon Dvorak en 1995, est une ressource précieuse dont dispose le ménage rural pour la production agricole. C'est grâce à cette main-d'œuvre et aux connaissances dont elle dispose, que le ménage est en mesure d'utiliser les ressources naturelles telles que le sol, l'eau, la végétation et le climat, de même que les intrants achetés tels que l'engrais, les produits phytosanitaires et les outils. Elle peut être familiale ou salariée. Aho et Kossou (1997) définie la **main-d'œuvre agricole** comme l'ensemble des personnes utilisées par l'exploitant agricole contre une rémunération en espèce

ou en nature, et liées à celui-ci par un contrat de travail écrit ou verbal, précisant les droits et obligations de chaque partie sauf les membres de la famille qui ne sont généralement pas couverts par des contrats de travail. Cette définition fait ressortir les différentes catégories de main-d'œuvre : la main-d'œuvre salariée, la main-d'œuvre familiale, l'entraide et l'invite à l'aide, et fait aussi allusion à la nature des contrats qui lient le paysan et le travailleur.

- ✓ **Main d'œuvre agricole non familiale** : Elle regroupe toutes les personnes salariées non membres de la famille du chef d'exploitation ou des co-exploitants qui effectuent un travail occasionnel ou saisonnier, quelle que soit la durée hebdomadaire ou mensuelle de travail effectif. L'histoire de l'évolution de l'activité agricole en milieu rural africain nous enseigne que, à l'époque où la terre était abondante, la main-d'œuvre était le facteur rare auquel était combinée la terre pour optimiser la production. C'est d'ailleurs ce qui justifiait la revendication du droit d'usufruit sur une parcelle toujours plus grande du domaine lignager lorsque la proportion des actifs du ménage venait à augmenter substantiellement et, de façon complémentaire, le besoin de disposer d'une descendance abondante afin de pouvoir mettre en valeur l'ensemble du patrimoine

foncier du groupe domestique (**Vignikin 1987**). Dans un contexte agricole caractérisé par la rareté de nouvelles terres, force est de constater que c'est plutôt à la taille d'exploitation que les ménages tentent d'ajuster la main-d'œuvre disponible pour réaliser leur production. Une fois réalisée la meilleure combinaison de ces facteurs, toute amélioration supplémentaire doit faire appel à des changements de technique ou de type de culture pour faire usage d'un volume plus important de main-d'œuvre, ou transférer la main-d'œuvre en surplus vers d'autres activités économiques. Inversement, lorsque la structure par âge du ménage ne permet pas de disposer d'une main-d'œuvre suffisante pour réaliser la combinaison optimale des facteurs, l'utilisation de la main-d'œuvre salariée s'impose comme ressource d'appoint sur les exploitations.

- ✓ **Exploitation agricole :** Selon la définition donnée par le directeur général de la FAO (2018), M. Graziano une exploitation agricole familiale est une activité gérée et exploitée par une famille et qui dépend essentiellement de la main-d'œuvre familiale, notamment de celle qui est assurée par les hommes et les femmes. Au sens large, l'exploitation agricole se définit comme une unité technico-économique de production agricole. Dans un

contexte de production caractérisée par une quasi-inexistence du facteur technique, l'exploitation se résume à la terre utilisée à des fins agricoles. Trois aspects de l'exploitation agricole intéressent tout particulièrement le démographe : le statut juridique de la terre, sa dimension et le nombre de personnes qu'elle peut nourrir. Pour ce dernier aspect, plusieurs indices existent, qui permettent d'apprécier le rapport terre/population au niveau du ménage. Le plus connu de ces indices est bien entendu la densité physiologique qui n'est autre chose que la densité de membres résidents par unité de sol cultivé. Selon CLEMENTJ (1984), un **exploitant agricole** est toute la personne dont l'activité professionnelle consiste à mettre en valeur une exploitation agricole. (Exploitant à temps plein et exploitant à temps partiel).

- ✓ **Agriculture familiale** : La FAO (2013) indique que l'agriculture familiale est un mode d'organisation dans lequel la production agricole, forestière, halieutique, pastorale ou aquacole est gérée et exploitée par une famille et repose essentiellement sur une main-d'œuvre familiale, à la fois féminine et masculine. La famille et l'exploitation sont liées, évoluent ensemble et remplissent des fonctions économiques, environnementales, reproductives, sociales et

culturelles. Par ailleurs, elle définit l'exploitation **familiale** comme étant une exploitation agricole qui est gérée et conduite par un ménage et dans laquelle la main-d'œuvre agricole est principalement fournie par ce ménage. L'agriculture familiale est l'une des formes d'agriculture les plus répandues dans le monde, dans les pays en développement comme dans les pays développés. Les différents contextes nationaux et régionaux, à savoir les conditions agroécologiques, les caractéristiques territoriales, la disponibilité d'infrastructures (accès aux marchés, aux routes, etc.).

II.2. Revue théorique

II.2.1. Théorie de la demande des biens et services.

Selon la théorie économique, la demande d'un bien est fonction de plusieurs variables parce que le choix de consommation dépend de plusieurs variables tels que : le prix du bien considéré, les prix des autres biens, le revenu du consommateur, ses goûts et préférences, sa richesse etc. En effet, Ricardo (1817) montre que la quantité d'un produit demandé diminue lorsque son prix augmente. Ainsi, devant un prix plus élevé pour ce produit, les acheteurs s'en procureront moins et vice-versa. Par ailleurs, **Marshall** (en 1995) indique que l'accroissement de la quantité demandée des biens amène à la hausse des prix. Il précisé que la demande d'un bien par un individu diminue lorsque le prix de ce bien augmente, tout simplement parce que l'utilité marginale du bien est décroissante. **Amoussouga (2000)** ajoute la nation de temps en indiquant que le montant maximal d'un bien qu'un agent économique soit prêt à acheter pendant une période de temps donnée pour chaque prix possible du bien.

II.2.2. Théorique du marché de travail.

Pour les marxistes, le marché du travail est une construction idéologique destinée à dissimuler la réalité de l'exploitation en faisant croire que le travailleur accepte volontairement les

conditions de vente de sa force de travail, alors qu'il n'a pas le choix et à entériner l'idée qu'il permet d'assurer le plein emploi alors que la situation normale du capitalisme est un niveau de chômage suffisant pour peser sur les salaires.

Pour les néoclassiques, le marché du travail est le cadre ou une série de cadres spécifiques où les offreurs de travail qu'on appelle aussi actifs se confrontent à des demandeurs entreprises, administrations... qui leur proposent un salaire en contrepartie de leur travail, cette confrontation déterminera un niveau de salaire à l'équilibre. L'offreur procède à un arbitrage entre travail et loisir et le demandeur à un arbitrage entre salaire et apport productif c'est-à-dire productivité. Ainsi, les néoclassiques considèrent le travail comme une marchandise homogène et refusent toute spécificité au marché du travail. Sur ce marché se confrontent une offre et une demande de travail, qui sont une fonction respectivement croissante et décroissante du salaire réel. L'offre de travail provient des ménages, qui comparent l'utilité apportée par le loisir et l'utilité apportée par le salaire. Plus le salaire est élevé, plus il compense la perte de loisir, et donc plus l'offre de travail est forte. La demande de travail provient des entreprises qui comparent le salaire (c'est à dire le coût du travail) et la productivité des salariés. Cependant, les néoclassiques postulent que la productivité marginale du travail est décroissante,

c'est à dire que chaque nouveau salarié embauché a une productivité inférieure au précédent. L'intérêt de l'entreprise est alors d'embaucher tant que le salaire est supérieur à la productivité marginale du travail. Puisque le comportement rationnel de l'entrepreneur tend à égaliser la productivité marginale et le salaire, la demande de travail est une fonction décroissante du salaire. De ce fait, lorsque la demande de travail est supérieure à l'offre, la hausse des salaires entraîne un afflux des offreurs de travail et la sortie de demandeurs de travail. Or, un déséquilibre sur le marché du travail ne peut être dû qu'aux rigidités qui sont de plusieurs types : existence de salaire minimum, indemnisation de chômage, syndicats, législation sur la protection de l'emploi. Le chômage est avant tout volontaire. Cette idée n'est pas partagée par les Keynésiens pour qui, le chômage est involontaire.

Par contre, pour les keynésiens, le marché du travail néoclassique est une fiction parce que le travailleur n'est pas en mesure de faire un arbitrage entre travail et loisir puisque travailler est pour lui une nécessité absolue et donc il ne peut connaître son salaire réel c'est-à-dire son pouvoir d'achat, alors le véritable prix de son renoncement au loisir en raison de l'illusion monétaire et aussi parce que la décision d'embauche de l'entreprise dépend de données macro-économiques qui sont indépendantes du fonctionnement du marché.

De plus, les keynésiens comme par exemple Alvin Harvey Hansen, la demande de travail est un élément important pour la prospection de l'économie qui est différent du raisonnement de la théorie classique. Il y a le sous-emploi, si l'offre est inferieure par rapport à la demande. Pour Alvin Hansen pense, l'amélioration de la croissance économique dépend de la consommation et de l'investissement. Contrairement à la conception néoclassique, la rigidité à la baisse des salaires n'est pas responsable du chômage, c'est plutôt la flexibilité qui, en risquant de déprimer la demande, peut accentuer le fléau. Dans sa formulation de base, l'offre et la demande de travail sont des fonctions exclusives du taux de salaire. Cette position est remise en cause par l'analyse microéconomique elle-même.

II.2.3. Théorie sur la main d'œuvre agricole

Théoriquement, la quantité de main-d'œuvre demandée dans le secteur agricole, et en particulier dans les activités agricoles, dépend de l'organisation structurelle de l'exploitation. La classification la plus courante dans la littérature repose sur une double structure d'exploitation (Schnicke et al. 2007), où les exploitations peuvent généralement être classées en deux catégories, à savoir les petites exploitations familiales et les grandes exploitations industrielles.

L'unité familiale a été l'organisation dominante dans l'agriculture depuis les premiers jours de l'agriculture (Allen et Lueck, 1998). Elle représente la forme dominante d'organisation agricole aux États-Unis et dans la plupart des pays développés. Dans la plupart des pays occidentaux, la prédominance des exploitations familiales dans l'agriculture a été renforcée par une baisse plus importante de la main-d'œuvre salariée par rapport à la main-d'œuvre familiale (Schmitt, 1991). De plus, l'utilisation de la main-d'œuvre familiale dépend du type de producteur. Ce type de main-d'œuvre est utilisé par plusieurs ménages. Cela montre l'attachement des paysans à l'activité agricole. Ceci prouve également l'importance de l'agriculture pour la survie des populations rurales.

Le degré d'activité (% du temps maximum ouvrable passé par jours ou par semaine aux travaux agricoles) au sein d'une population agricole varie considérablement au cours de l'année et d'une exploitation à une autre. Ces différences sont dues d'une part aux conditions de production et d'autre part aux facteurs liés à la structure de la famille elle-même notamment au rapport de dépendance (FAO, 1984).

Cependant, la main d'œuvre agricole, généralement subdivisée en main d'œuvre familiale et salariée obéit à une certaine règle de fonctionnement.

Long (1984) indique que la main-d'œuvre familiale doit être analysée en relation avec les normes et les valeurs culturelles existantes dans la société. D'après la FAO (1984), plus le travailleur fournit d'efforts (en termes de temps passé au travail et d'intensité) plus pénibles sont les dernières unités de travail fournies, c'est-à-dire plus grande est la désutilité marginale du travail. Ainsi, les principes de la microéconomie sont également applicables au travail agricole.

Cependant, Aho et Kossou (1997) soulignent que l'esprit de l'entreprise agricole traditionnelle n'admet pas le gestionnaire et les membres de son ménage, comme étant des acteurs de production dont l'intervention a un prix.

Pour G. Djurfeld (1996), la place du travail familial revêt un caractère central dans la définition des exploitations familiales et ce pour deux raisons : d'une part, parce que la substitution du capital au travail s'est faite au détriment de la main-d'œuvre salariée et non de la main-d'œuvre familiale. D'autre part, parce que ce critère permet de distinguer les exploitations « à travail familial » des exploitations « à management familial ». Selon lui, lorsque le travail salarié est nécessaire à la reproduction de l'exploitation, le fonctionnement de celle-ci est modifié.

II.3. Revue empirique de la main d'œuvre agricole

II.3.1. Typologie de la main d'œuvre agricole

Dans littérature empirique, les variables du capital humain sont positivement associées aux décisions d'embaucher de la main-d'œuvre (Benjamin et Kimhi, 2002). Ces auteurs indique qu'une amélioration structurelle de l'exploitation améliore une productivité plus élevée ou une plus grande échelle de production, est associée à une demande de main-d'œuvre plus élevée, et donc dans le cas des exploitations familiales, à davantage de main-d'œuvre salariée. Néanmoins, ces changements de productivité peuvent augmenter ou économiser la main-d'œuvre, de sorte que la demande de main-d'œuvre n'est pas toujours positivement associée aux chocs technologiques.

Findeis et Lassv (1994) montrent à partir de deux estimations différentes selon que l'emploi salarié est permanent ou saisonnier que les déterminants de ces deux formes d'emploi ne sont pas les mêmes. Le nombre enfants en âge de travailler influence négativement la demande de travail salarié permanent mais pas la demande de travail salarié saisonnier. Par ailleurs, les caractéristiques du marché local de l'emploi influencent la demande de travail salarié saisonnier, elles n'influencent pas celle du travail salarié permanent. **Pour Biaou (1995),** l'utilisation de la main-d'œuvre salariée est liée à deux facteurs :

la disponibilité financière et l'existence d'une contrainte de main-d'œuvre due surtout à l'allocation de la main-d'œuvre pour d'autres activités peut-être plus rémunératrices (activités extra-agricoles et para-agricoles).

M. Blanc, E. Cahuzac et B. Elyakime en 2008 ont distingué le travail salarié permanent du travail salarié saisonnier mais n'estiment que la demande de travail salarié permanent. La demande de travail salarié saisonnier n'est, quant à elle, pas prise en considération. Le travail salarié saisonnier est exogène.

Taylor (2001) a mené une analyse de l'agriculture basée sur l'emploi dans la péninsule du Yucatan, où l'agriculture de subsistance domine.

Les paysans et leurs familles utilisent un système de production maya traditionnel (milpa) d'agriculture rotative sur brûlis pour cultiver du maïs, des haricots et des courges. La période de rotation traditionnelle, de 16 à 25 ans, dans ce système est suffisamment longue pour une production agricole durable, mais la croissance démographique et la conversion des champs en pâturages pour l'élevage du bétail ont raccourci la période de rotation à six à huit ans. La terre est devenue moins fertile, la productivité agricole a chuté et les niveaux de nutrition ont chuté. Certains agriculteurs ont investi dans des technologies améliorées (milpa améliorée) pour inverser ces tendances.

Taylor a estimé que le système traditionnel fournissait des emplois à environ 32 personnes pour 100 ha par an, tandis que le système amélioré faisait plus que doubler les besoins en main-d'œuvre, à 75 personnes pour 100 ha par an.

En 2009, Adekunle, Oladipo, Adisa et Fatoye ont montré qu'environ 80% des jeunes résidant dans les zones rurales du Nigéria sont engagées dans des activités agricoles, tandis qu'environ 90% des jeunes résidant dans les zones urbaines sont engagés dans les activités non agricoles.

Furaha Mirindi (2014) sur une étude réalisait sur l'analyse de la main-d'œuvre dans la riziculture de la plaine de la Ruzizi des pays de la CEPGL, constate la prédominance des hommes et des jeunes ainsi que le faible niveau d'instruction et de spécialisation de l'exploitant dans la riziculture. Ce constat est le même que **Roehlano M. Briones (2017)** a trouvé en philippines.

Benjamin et Kimhi (2006) sur base des données du recensement agricole français montrent de plus que les soutiens à l'agriculture (subventions…) diminuent la probabilité de travailler hors de l'exploitation.

Pour Locoh (2007), dans les ménages agricoles, ceux qui possèdent une terre ou pratiquent l'élevage, les emplois du temps journaliers sont plus longs que dans les ménages non agricoles,

de plus d'une heure et demie en moyenne pour les hommes chefs de ménage et d'une demie heure pour les épouses du chef de ménage. En effet, les femmes jouent un rôle très important dans les exploitations agricoles, de la pépinière à la récolte. Elles utilisent tout leur savoir-faire pour maintenir une économie familiale stable.

II.3. 2. Déterminant de la main d'œuvre agricole

Selon Houngbo (1996), la quantité de main-d'œuvre investie sur une parcelle par un ménage dépend entre autres facteur : la taille du ménage, le nombre de personnes travaillant réellement, le temps de travail de chaque membre sur la parcelle, la capacité physique (état de santé) de chaque membre, l'existence et la disponibilité des activités agricoles.
La prédominance des travailleurs informels dans l'agriculture des pays en développement reflète les bas salaires versés aux employés agricoles formels et l'insuffisance des possibilités d'emploi dans les secteurs réglementés de l'économie. L'augmentation et la variation des salaires ruraux sont influencées par des facteurs non agricoles tels que la présence de syndicats, l'emploi non agricole et le revenu par habitant (Vaidyanathan 1986 ; Jose 1988 ; Sen 1996 ; Chand et al. 2009 ; Jose 2013).

De même, **en 1994 Findeis et Lass** ont souligné l'interdépendance entre les décisions de travail du ménage agricole et la demande de travail salarié sur l'exploitation à partir de données américaines et de données françaises (Benjamin et al. 1996 ; Benjamin et Kimhi, 2006 ; Blanc et al., 2008).

Selon B. Dormont et M. Pauchet (1997), l'introduction séparée des coûts des facteurs dans l'estimation d'un modèle de demande de travail conduit à une forte sensibilité de l'emploi au coût salarial. Or, traiter le travail comme un facteur de production homogène peut influencer les résultats. Etudiées sur un échantillon de 894 entreprises industrielles françaises pour la période 1979-1990, les structures de qualification présentent des niveaux et des évolutions très variables. Toutefois, leur prise en compte comme variables explicatives supplémentaires ne modifie pas significativement l'élasticité emploi- coût salarial dans la demande de travail. L'estimation de modèles à coefficients variables met en évidence de forte hétérogénéité de comportements : lorsque le degré de qualification de la main d'œuvre augmente, l'élasticité emploi - coût salarial décroît, en valeur absolue, et les délais d'ajustement s'allongent. Les structures de qualification n'interviennent pas significativement comme variables explicatives de la demande de travail, influencent donc les coefficients de cette dernière.

N'Zué Félix Fofana (1999) a examiné les déterminants de la demande de travail dans les industries manufacturières en Côte d'Ivoire. La fonction de demande de travail estimée, dépend du coût du travail réel, du chiffre d'affaires, du coût du capital, et de la productivité du travail. Afin de prendre en compte l'effet comportemental spécifique aux entreprises d'une sous branche donnée, il introduit des variables muettes dans l'équation de la demande de travail ; et pour déterminer l'impact du changement de parité intervenu en 1994 sur la demande de travail, il utilise un test de Wald de changement structurel. Les résultats des estimations montrent que toutes les variables sont significatives. La dévaluation intervenue en 1994 a influé significativement sur la demande de travail des entreprises du secteur industriel. Un résultat important de son étude a été de montrer que, dans certaines sous branches, un taux de croissance positif du coût du travail s'accompagne d'une hausse de la demande de travail par l'accroissement de la productivité et de la valeur ajoutée. Par ailleurs, il trouve que la demande de travail varie d'une branche à l'autre.

En 2000, Patrice Pierreti s'intéresse pour sa part aux déterminants de l'emploi dans une économie ouverte. La modélisation des réactions optimales des firmes domestiques face à des modifications exogènes que sont notamment les contraintes de compétitivité externe,

le progrès technique et l'évolution du coût d'usage des facteurs permettent d'aboutir à une forme réduite synthétisant un ensemble de causes de variation de l'emploi domestique sous l'hypothèse qu'une économie ouverte est contrainte d'exporter quasiment toute sa production et doit ainsi se plier à des contraintes de compétitivité internationale. Le premier déterminant, selon lui, est donc la compétitivité internationale. Le second est la conjoncture économique internationale. Le troisième déterminant est le progrès technique qui agit sur la performance productive des processus de production et qui se manifeste notamment via l'évolution de la productivité globale des facteurs. Il influence l'emploi par deux canaux : - un premier qui affecte négativement l'emploi. Cet effet découle du fait que la hausse de la productivité globale des facteurs permet, pour un niveau d'output donné, d'économiser du travail (et du capital) ; un second qui affecte positivement l'emploi par le biais de la baisse du coût du travail unitaire de production consécutivement à la hausse de la productivité globale des facteurs.

Gyan-Baffour et Bestey (2001), dans une étude faite dans les industries au Ghana, soulignent que les déterminants de la demande de travail devraient être identifiés à partir des paramètres de substitution entre le travail et le capital de façon homogène.

Ils ont trouvé que les firmes substituent les travailleurs aux machines quand le prix des machines baisse, diminuant ainsi le niveau de l'emploi. Pour eux, la demande de travail est négativement affectée par la variation des salaires. La demande de travail varie aussi en fonction des activités menées par les firmes.

Mauricio Cardenas (2001) s'intéresse aux déterminants de la demande de travail dans le secteur manufacturier de 1976-1996 en Colombie. Une estimation de la demande de travail statique sur un panel d'industries manufacturières montre que l'élasticité de la demande de travail par rapport au salaire est faible et varie selon la qualification du travailleur. Le degré de substituabilité entre ces deux types de travail est faible. Les élasticités salaires sont négatives, et elles restent cependant faibles pour les non qualifiés que pour ceux qui sont qualifiés. Les élasticités-produit sont positives.

Agalati, al (2018), sur l'analyse des déterminants de l'allocation de la main-d'œuvre familiale des exploitations cotonnières de Banikoara au Nord-Bénin, avec l'estimation des modèles de régression, indiquent que les variations des variables explicatives introduites dans les modèles permettent d'expliquer 19,91%, 30,73%, 41,44% et 42,5% des variations observées aux niveaux de l'allocation de la main d'œuvre familiale respectivement des enfants, des femmes, des hommes et totale.

Par ailleurs, selon ces auteurs, les constantes des modèles de régression de la main d'œuvre familiale des hommes et totale sont statistiquement significatifs respectivement au seuil de 5% et 1%. Ils ont constaté que les déterminants de l'allocation de la main d'œuvre familiale diffèrent selon le type de main d'œuvre familiale. La main d'œuvre familiale des enfants est déterminée par le besoin en actifs agricoles et la superficie de coton. Ils affirment qu'à Banikoara, l'agriculture est toujours fortement dépendante de la main d'œuvre familiale qui elle est fonction du nombre d'actifs agricoles de chaque ménage.

III. Méthodologie

3.1. Source des données

Les données utilisées dans cet article sont issues de la base de l'ISTEEBU résultat de l'Enquête Intégrée sur les Conditions des Vies des Ménages du Burundi (EICVMB) réalisée de 2019-2020. Il s'agit donc d'une base de données la plus récente sur les conditions de vie des ménages au Burundi. Elle procure des informations sur le type d'emploi, le secteur d'activité, etc.

3.2. Analyse des données

Pour caractériser et identifier le type de la main d'œuvre agricole au Burundi, nous avons adopté une approche descriptive appuyée par une analyse de comparaison de moyenne.

Le test de comparaison de moyenne a été adopté pour identifier s'il existe une différence statistiquement significative du nombre de jour de travail, du salaire, … entre les travailleurs agricoles au Burundi selon leurs caractéristiques socioéconomiques (sexe, lieu de résidence, …) et les opérations culturales. Ainsi, nous avons adopté d'utiliser le test T de Student au seuil de 5%. Ce test permet de savoir quelle catégorie des travailleurs travaille plus de jours ou touche plus de salaire que les autres.

Par ailleurs, nous avons aussi adopté le modèle à probabilité non linéaire pour estimer les facteurs qui influencent la demande du travail agricole non familial au Burundi. Selon l'une des fondements de ce modèle, la variable dépendante doit prendre la valeur 1 ou 0 pour tenter d'expliquer la « probabilité » qu'un « événement » se produise. Dans le cas de ce travail, cette probabilité désigne donc la probabilité qu'un agriculteur demande une main d'ouvre non familiale agricole au Burundi. Supposons donc qu'un ménage décide de demander une main d'œuvre non agricole, lorsque son utilité espérée d'utilisation de la main d'œuvre non familiale notée $U(\pi_1)$ est supérieure à celle de ne pas utiliser $U(\pi_0)$. Ainsi, à travers la fonction d'utilité $U(.)$ de Von Neumann-Morgenstern (représentant les préférences du ménage), estimons l'espérance mathématique E basée sur la distribution subjective des caractéristiques certaines et

aléatoires auxquelles est confronté le ménage tel que $E[U(\pi_1) > U(\pi_0)]$. Ainsi, pour saisir la relation entre ces caractéristiques et la décision des ménages agricoles à engager une main d'œuvre agricole non familiale, un modèle Probit ou logit est utilisé pour modéliser des variables de résultat binaires.

Dans cette perspective, Hurlin (2003) souligne que les modèles dichotomiques Logit et Probit admettent pour variable expliquée, non pas un codage quantitatif associé à la réalisation d'un événement (comme dans le cas de la spécification linéaire), mais la probabilité d'apparition de cet événement, conditionnellement aux variables exogènes. La probabilité pour que cet événement (emploie de la main d'œuvre) n'apparaisse pas été donnée par :

Prob (Surv = 0/X) = 1 – Prob (Surv = 1/X) = 1 – F ($X_i\beta$).

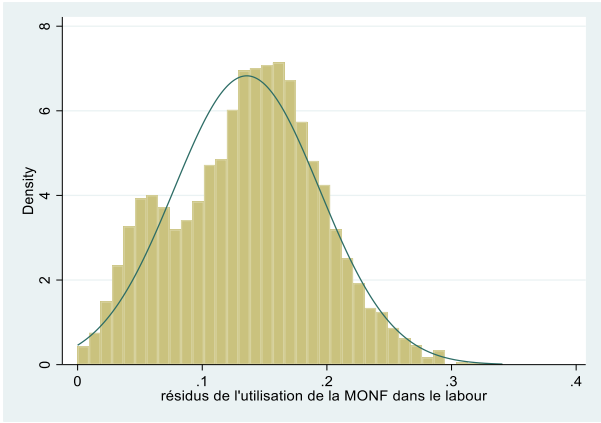
3.3. Choix du modèle entre Probit et logit

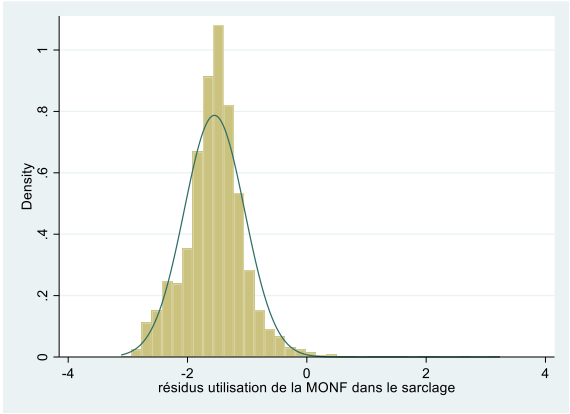
Pour se prononcer sur le modèle à utiliser (probit ou logit), nous avons fait recours au test de normalité des résidus. Ainsi tester la normalité d'une distribution revient à savoir si cette distribution répond aux critères de normalité (Hurlin, 2009). En effet, le test de Jarque et Bera, fondé sur la notion de coefficient d'asymétrie « Skewness » et d'aplatissement « Kurtosis » permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique (Bourbonnais, 1998).

Les résultats de ce test tel que l'indiquent le tableau et la figure 1 montrent que pour toutes les trois distributions en question, les termes d'erreurs suivent une distribution normale. Ces résultats nous permettent de conclure à l'adoption du modèle Probit.

Tableau 1. Résultats du test de normalité des résidus de Jarque Bera

Modèle	**Chi (2)**	**P valeur**	**Décision**
Utilisation de la MONF dans le labour	48.79	2.5e-11	Choix du modèle Probit
Utilisation de la MONF dans le sarclage	7056	0.00	Choix du modèle Probit
Utilisation de la MONF dans la récolte	27.38	1.1e-06	Choix du modèle Probit


Density
0
2
4
6
8
0
.1
.2
.3
.4
résidus de l'utilisation de la MONF dans le labour


Density
0
.2
.4
.6
.8
1
-4
-2
0
2
4
résidus utilisation de la MONF dans le sarclage

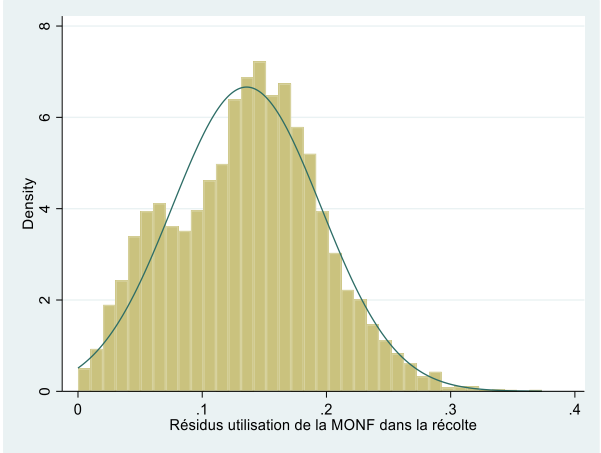

Density
0
2
4
6
8
0
.1
.2
.3
.4
Résidus utilisation de la MONF dans la récolte

Figure 1 : Histogramme de normalité des résidus pour le choix du modèle Probit

3.4. Spécification du modèle

Le modèle Probit permet de modéliser la probabilité de fournir une réponse positive à la question « utilisez-vous la main d'œuvre non familiale ? ». La variable binaire (Zi = 0,1) capture la décision du ménage i à utiliser ou non la main d'œuvre familiale non familiale. Cette décision est supposée s'établir sur la base d'une variable latente, Zi*, dont le comportement est modélisé via l'équation (dite de sélection) suivante :

Zi* = wiγ+ui, Avec wi le vecteur (ligne) des variables explicatives retenues comme déterminants de la décision (γ représente le vecteur (colonne) des paramètres associés) et ui le terme d'erreur supposé normalement distribué selon une loi N (0,1). On cherchera à appréhender la Prob (Zi = 1) via un modèle PROBIT en posant : Prob (Z_i=1) = Prob (Z_i^*>0) =□(W_i γ).

Pour compléter l'analyse, les effets marginaux ont été utilisé. En effet, dans le modèle Probit, la valeur numérique des paramètres estimés n'a pas vraiment d'intérêt en soi (Alban, 2000).

C'est ainsi que les coefficients des variables explicatives ne sont pas directement interprétables : la seule information utilisable est le signe des paramètres dans la mesure où il indique si les variables associées influencent la probabilité de l'événement yi=1 à la hausse ou à la baisse. Cependant, pour mesurer la sensibilité de cette probabilité par rapport aux variables explicatives, on calcule l'effet marginal. Lorsque les variables explicatives sont continuées, l'effet marginal est égal à la dérivée de la probabilité estimée par rapport aux composantes de x_i.

$\frac{P}{X_i} = Probit(x_i\ probit)$

Par contre, lorsque les variables explicatives sont qualitatives, l'effet marginal se calcule selon le procédé suivant :

Soit x_{2i}, cette variable explicative indiquant si le ménage utilise la main d'œuvre agricole non familiale ou non. Cette variable prend deux valeurs : $x_{2i} = 1$ si le ménage utilise la main d'œuvre agricole non familiale et $x_{2i} = 0$ sinon

$P_i = \varphi(X_1 + X_2)$

Ainsi, l'emploi de la main d'œuvre agricole non familiale (DMO) est déterminé via le modèle linéaire suivant :

DMO = xiß+εi ; Avec xi le vecteur (ligne) des variables supposées agir sur la détermination du DMO, et ε_i un terme d'erreur distribué selon une loi normale N (0, $\sigma\varepsilon^2$).

$\boldsymbol{\beta_i}$: Paramètre à estimer

$\boldsymbol{\varepsilon_i}$: Terme d'erreur

$$DMO = \beta_0 + \beta_1 AGECDM_i + \beta_2 TAIL\ M_i + \beta_3 NECDM_i + \beta_4 APCDM_i + \beta_5 CULP_i + \beta_6 MAP_i + \beta_7 DCM_i + \beta_8 SEXECDM_i + \beta_9 ACREDIT_i + \beta_{10} SUPCHAMPS_i + \beta_{11} REVCDM_i + \varepsilon_i$$

Le tableau ci-après présente les différentes variables retenues

Description de la variable	Variable	Type
Demande de main d'œuvre agricole non familiale.	DMO	Oui=1, Non=0
Age du chef de ménage	AGECDM	Variable quantitative
Taille du ménage	TAILM	Variable quantitative
Niveau d'étude du chef de ménage	NEMCDM	Sans niveau = 0, Fondamental= 1, post Fondamental = 2, Supérieur = 3, ne sait pas = 4
Activité principale du chef de ménage	APCDM	Variable qualitative
Culture principale	CULP	Variable qualitative
Mode d'acquisition de la parcelle	MAP	Variable qualitative
Distance entre champs et maison	DCM	Variable quantitative
Sexe du chef de ménage	SEXECDM	Masculin=1, féminin = 0
Accès au crédit	ACREDIT	Oui=1, Non=0
Superficie des champs	SUPCHAMPS	Variable quantitative
Revenu du chef de ménage	REVCDM	Variable quantitative

IV. PRESENTATION ET DISCUSSION DES RESULTATS

4.1. Résultats descriptifs

4.1.1. Utilisation de la main d'œuvre non familiale dans l'agriculture au Burundi

L'emploi agricole au Burundi est principalement familial, l'agriculture burundaise utilise plus la main d'œuvre familiale que non familiale. Dans ce travail, sur 5751 agriculteurs sous étude, seulement 13,56% utilisent la main d'œuvre non familiale dans le labour et semis, 8,3% l'utilisent dans le sarclage et 4,77% l'utilisent dans la récolte.

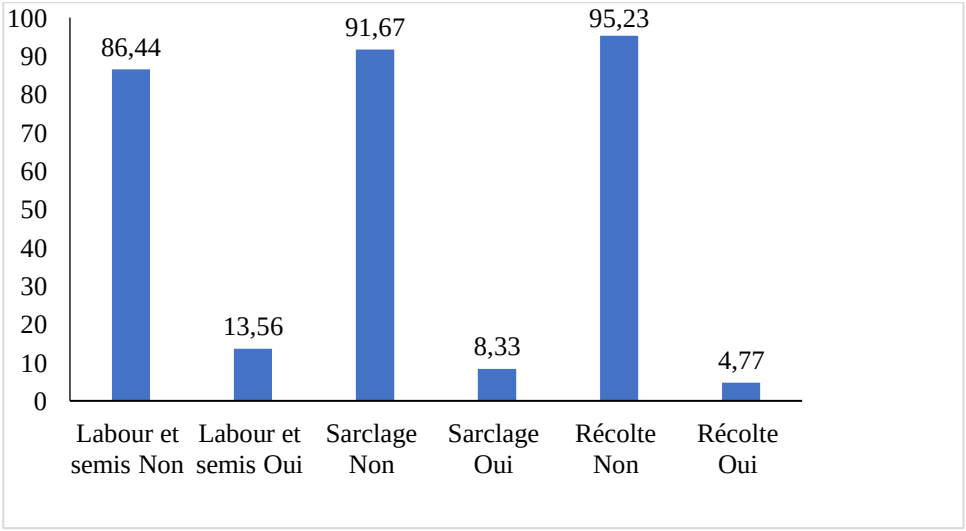


Figure 1 : utilisation de la main d'œuvre non familiale dans l'agriculture au Burundi

4.1.2. Main d'œuvre non familiale dans le labour et semis

Nous venons de démontrer que l'emploi agricole au Burundi est généralement exercé par la main d'œuvre familiale. La main d'œuvre non familiale est donc utilisée par une minorité d'agriculteurs, du fait qu'elle nécessite un coût (salaire) alors que les agriculteurs sont en grande partie à faible revenu. La minorité des agriculteurs qui recourent à cette main d'œuvre non familiale et salariée doivent la rémunérer en tenant compte du nombre d'hommes jour utilisé et du nombre des jours de travail. Dans ce travail, deux types de main d'œuvre non familiale sont distinguées, il s'agit des hommes et des femmes de 15 ans et plus. Les enfants de moins de 15 ans ne sont pas pris en compte dans ce travail.

Les résultats du tableau 1, montrent que le nombre d'homme jours dans le labour et semis varient en moyenne de 0,85 à 2,07 pour les hommes et de 0,45 à 1,25 pour les femmes.

Le test t de student de comparaison des moyennes indique que le nombre d'hommes et des femmes utilisés dans le labour sont statistiquement et significativement différents au seuil de 5%. Cette différence de moyenne varie entre 0,40 et 0,08 hommes jours. Cela signifie que dans le labour et semis, le nombre d'hommes utilisé est en moyenne différent du nombre des femmes.

Tenant compte du nombre des jours exercés par cette main d'œuvre non familiale dans le labour, il se démontre aussi une différence statistiquement significative entre les jours de travail effectués par les femmes (0,63±1,84) et les jours de travail des hommes (2,53±3,94). Cette différence des jours de travail entre les hommes et les femmes varie en moyenne entre 1,894872 et 0,1557 jours. Ce qui veut dire que les hommes travaillent trois fois plus des jours que les femmes dans le labour et semis au Burundi.

Tenant compte de la rémunération de cette main d'œuvre dans le labour et semis, le salaire moyen varie de 2727,17 Franc Bu à 10326,2 Franc Bu pour les hommes et de 3834,74Franc Bu à 11211,26 Franc Bu pour les femmes. Les hommes et les femmes utilisés comme main d'œuvre non familiale dans les activités de labour et semi au Burundi ne touchent pas un même salaire, il existe une différence de salaire de -1107.56±545.75 Franc Bu. Cette différence de salaire est significative statistiquement au seuil de 5% (Prob=0,04). Cela veut dire en d'autres que les femmes touchent plus que les hommes dans le labour et semi au Burundi.

Tableau 3 : main d'ouvre non familiale utilisée dans le labour et semis au Burundi

Variable	Moyenne ± erreur standard	Différence	tstat	Probabilité
Nombre des femmes	.8461538±2.072975	.3987179 ±0.0868	4.5953	0.0000
Nombre des hommes	.4474359±1.254949			
Nombre des jours pour les femmes	.6358974±1.840423	1.894872 ±.1557	12.1689	0.0000
Nombre de jours pour les hommes	2.530769±3.940224			
Salaire pour les hommes	2727.179±10326.2	-1107.564±545.756	-2.0294	0.0426
Salaire pour les femmes	3834.744±11211.26			

4.1.3. Main d'œuvre non familiale dans le sarclage

Dans les activités agricoles de sarclage au Burundi, le nombre des femmes (2.90±2.63) et des hommes (2.63±1.95) utilisés ne sont pas en moyenne différents statistiquement au seuil de 5% (Prob=0.15). Mais, il se démontre une différence statistique et significative de -3,27±0,18 jours entre le nombre des jours de travail effectués par les hommes (0,169±1,38) et les femmes (3,44±3,53). Ce résultat implique que les ménages utilisent trois fois moins les hommes que les femmes dans les activités de sarclage au Burundi.

Par ailleurs, concernant leurs rémunérations, il s'observe de ce fait une différence de salaire significative de 4317,64 ± 1025,67 Franc Bu entre les hommes (6476,46±16106,75 Franc Bu) et les femmes (2158,82±5368,91 Franc Bu) travaillant dans les activités de sarclage au Burundi.

Tableau 4 : Main d'œuvre non familiale dans les activités de sarclage au Burundi

Variable	Moyenne ± erreur standard	Différence	tstat	Probabilité
Nombre des femmes	2.904762±2.638715	.273375±.1900133	1.4387	0.1507
Nombre des hommes	2.631387±1.95346			
Nombre des jours pour les femmes	3.441606±3.539192	-3.27250±0.1821473	-17.9662	0.0000
Nombre de jours pour les hommes	.1691023±1.389819			
Salaire pour les hommes	6476.462±16106.75	4317.642±1025.679	4.2095	0.0000
Salaire pour les femmes	2158.821±5368.917			

4.1.4. Main d'œuvre non familiale dans la récolte

Nous venons de démontrer aux points 3 et 4 que les hommes sont payés différemment des femmes dans le labour et semi mais aussi dans le sarclage au Burundi. Mais quant aux activités de récolte,

la différence de salaire de -648.65 ± 1007.87 Franc Bu révèle un seuil de signification de 0,52 supérieur à 0,05%. Ce qui nous permet de conclure que cette différence du salaire des hommes (4979,20±10679,49 Franc Bu) et celui des femmes (5627,85±12817,1 Franc Bu) pour la récolte au Burundi n'est pas statistiquement significative. Ce qui veut dire en d'autres termes que les hommes et les femmes sont payés un même salaire pour leurs activités de récolte au Burundi.

Tableau 5 : Main d'œuvre non familiale dans les activités de récolte au Burundi

Variable	Moyenne ± erreur standard	Différence	tstat	Probabilité
Nombre des femmes	2.552326±1.904947	.4310998±.2374585	1.8155	0.0703
Nombre des hommes	2.983425±2.499945			
Nombre des jours pour les femmes	1.444444±.7725448	-.5880032±.964733	-0.6095	0.5429
Nombre de jours pour les hommes	3.571429±2.636737			
Salaire pour les hommes	4979.203±10679.49	-648.6557±1007.87	-0.6436	0.5201
Salaire pour les femmes	5627.859±12817.1			

4.1.5. Salaire moyen de la main d'œuvre agricole par rapport au milieu de résidence du ménage (employeur)

Nous venons de démontrer que la main d'œuvre non familiale masculine et celle féminine sont payées différemment pour les activités de labour et semis et pour les activités de sarclage. Mais elles sont payées de la même manière pour les activités de récolte. Il est alors question de vérifier s'il existerait aussi des différences dans la rémunération de cette main d'œuvre par rapport au milieu de résidence des ménages qui l'emploi c'est-à-dire si cette main d'œuvre dans les milieux urbains est payée un même salaire que dans les milieux ruraux.

Ainsi, les résultats du tableau 4 montrent qu'il y a en moyenne une différence de salaire significative de 6216.07 ± 1466.36 Franc Bu entre la main d'œuvre non familiale masculine employée dans les activités de labour et semis dans le milieu urbain (8528.84±2547.78 Franc Bu) et celle employée dans ces mêmes activités dans les milieux ruraux (2312.775±347.674 Franc Bu) du Burundi. En d'autres termes, la main d'œuvre non familiale masculine employée dans le labour et semis dans les milieux urbains touchent 4 fois plus que celle employée dans les milieux ruraux. Cela n'est pas le cas pour la main d'œuvre non familiale féminine employée dans ces activités au Burundi. La différence de salaire entre celle des milieux urbains (5471.15±1758.86 Franc Bu) et celles des milieux ruraux (3717.85±411.36 Franc Bu)

est de 1753.29±1609.09 Franc Bu et est non statistiquement significative au seuil de 5% (sa probabilité=0,27). Ce qui veut dire en d'autres termes que la main d'œuvre non familiale féminine est payée un même salaire dans les milieux urbains et ruraux pour les activités agricoles de labour et semis.

Dans les activités de sarclage, la main d'œuvre non familiale masculine des milieux urbains a un salaire en moyenne différent de celle des milieux ruraux. Cela est aussi valable pour la main d'œuvre non familiale féminine. Dans le premier cas, la différence entre le salaire de la main d'œuvre non familiale masculine dans les milieux urbains (11092.6±3365.92 Franc Bu) et celui de cette même main d'œuvre dans les milieux ruraux (5098.183±748.54 franc Bu) est de 5994.42±2288.004 Franc Bu. Ce qui veut dire en d'autres termes que la main d'œuvre non familiale masculine utilisée pour les activités de sarclage dans le milieu rural touchent deux fois moins que cette même main d'œuvre utilisée dans le sarclage dans les milieux urbains. Cependant, la main d'œuvre non familiale féminine est bien payée par les ménages des milieux urbains que ceux des milieux ruraux. Il en résulte une différence de salaire de 1998.14±762.66 Fbu, largement supérieure à ce que reçoit cette catégorie de main d'œuvre dans les milieux ruraux (1699.39±249.51 franc Bu).

Concernant les activités de récolte dans l'agriculture au Burundi, il n'existe pas de différence statistiquement significative dans le salaire de la main d'œuvre non familiale (masculine et féminine) selon les milieux (urbain ou rural).

Tableau 6 : salaire de la main d'œuvre non familiale par rapport au milieu de résidence

Activités culturales		Milieu urbain	Milieu rural	Différence	tstats	Prob.
		Moyenne ± erreur standard	Moyenne ± erreur standard	Moyenne ± erreur standard		
Labour	Homme	8528.846±2547.787	2312.775±347.6742	6216.071±1466.361	4.2391	0.0000
	Femme	5471.154±1758.861	3717.857±411.3641	1753.297±1609.097	1.0896	0.2762
	Obs.	52	728			
Sarclage	Homme	11092.6±3365.926	5098.183±748.542	5994.42±2288.004	2.6199	0.0093
	Femme	3697.534±1121.975	1699.394±249.514	1998.14±762.668	2.6199	0.0093
	Obs.	63	211			
Récolte	Homme	5087.065±1000.549	4944.291±791.4135	142.7732±1503.81	0.0949	0.9244
	Femme	4453.731±1574.829	6007.89±889.7629	-1554.16±1802.381	-0.862	0.389
	Obs.	67	207			

4.2. RESULTATS ECONOMETRIQUES

4.2.1. Déterminants de l'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans l'agriculture au Burundi.

La probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans l'agriculture au Burundi a été estimée conditionnellement aux caractéristiques sociodémographiques et économiques des ménages. Les tableaux ci-dessous présentent les résultats des estimations du modèle Probit estimant la probabilité de l'utilisation de la main d'œuvre non familiale par les ménages agricoles dans les différentes activités culturales au Burundi. Ce modèle est estimé par l'estimateur du maximum de vraisemblance.

Tableau 7. Utilisation de la main d'œuvre non familiale dans le labour

Probit regression		Number of obs	=5,748			
		LR chi2(11)	132.06			
		Prob > chi2	=0.0000			
Log likelihood = -2216.3793		Pseudo R2	=0.0289			
uti_mnflabour	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
age_cdm	-.0565036	.027352	-2.07	0.039	-.1101126	-.0028946
Taille	-.0125201	.0093867	-1.33	0.182	-.0309177	.0058775
niv_etude	-.0441554	.0353731	-1.25	0.212	-.1134854	.0251746
Activités	-.0111957	.0080932	-1.38	0.167	-.0270582	.0046668
cult_ppale	-.0237864	.0024071	-9.88	0.000	-.0285043	-.0190686
mode_acq_parcelle	-.0126577	.0174234	-0.73	0.468	-.0468069	.0214916
distance_mp	-.0014869	.0005839	-2.55	0.011	-.0026314	-.0003424
Sexe	.0444536	.0436495	1.02	0.308	-.0410978	.1300049
Credit	-.0523653	.0402953	-1.30	0.194	-.1313426	.026612
Superf	.0168471	.0987169	0.17	0.864	-.1766344	.2103286
rev_men	-8.23e-08	6.45e-08	-1.28	0.202	-2.09e-07	4.42e-08
_cons	-.2223424	.1821752	-1.22	0.222	-.5793992	.1347144

Source : *calcul de l'auteur avec les données de l'ISTEEBU*

Les résultats du modèle de régression probit montrent que la variable âge du chef de ménage a une influence négative dans l'utilisation de la main d'œuvre agricole non familiale pour les activités de labour et semis. Il en est de même pour les variables taille du ménage, niveau d'étude, culture principale, activité principale du chef de ménage, mode d'acquisition de la parcelle, distance entre champs et maison accès au crédit et revenu du chef de ménage influence négativement dans l'utilisation de la main d'œuvre agricole non famille pour les activités de labour. Par contre nous remarquons que les variables sexe et superficie ont une influence positive dans l'utilisation de la main d'œuvre agricole non familiale.

Tableau 8. Utilisation de la main d'œuvre non familiale dans le sarclage

Probit regression		Number of obs	=5,748			
		LR chi2(11)	=271.09			
		Prob > chi2	=0.0000			
Log likelihood = -1510.7882		Pseudo R2	=0.0823			
uti_mnfsarclage	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
age_cdm	.1684064	.0323702	5.20	0.000	.104962	.2318507
Taille	-.0338115	.0110125	-3.07	0.002	-.0553956	-.0122275
Niv étude	.3684006	.0369057	9.98	0.000	.2960668	.4407344
Activités	.0295401	.0085446	3.46	0.001	.012793	.0462871
cult_ppale	-.0303138	.003189	-9.51	0.000	-.0365641	-.0240635
mode_acq_parcelle	-.0021509	.0204909	-0.10	0.916	-.0423124	.0380106
distance_mp	.0021281	.0006201	3.43	0.001	.0009128	.0033435
Sexe	-.0644932	.0523713	-1.23	0.218	-.167139	.0381526
Credit	.0450012	.0497573	0.90	0.366	-.0525213	.1425237
Superf	-.090557	.1255291	-0.72	0.471	-.3365895	.1554754
rev_men	1.39e-09	3.40e-09	0.41	0.682	-5.27e-09	8.05e-09
_cons	-1.979819	.2196614	-9.01	0.000	-2.410347	-1.54929

Source : *calcul de l'auteur avec les données de l'ISTEEBU*

Pour les activités de sarclage, les résultats du modèle probit montrent qu'au Burundi les variables âge du chef de ménage, niveau d'étude, activité principale du chef de ménage, distance entre champ et maison, accès au crédit et revu du chef de ménage augmentent la chance d'utilisation de la main d'œuvre agricole non familiale. Cela implique que toutes ces variables ont une influence positive dans l'utilisation de la main d'œuvre agricole non familiale pour les activités de sarclée. Par contre les autres variables comme taille du ménage, culture principale, mode d'acquisition de la parcelle, sexe du chef de ménage et superficie ont une influence négative dans l'utilisation de la main d'œuvre agricole non familiale.

Tableau 9. Utilisation de la main d'œuvre non familiale dans la récolte

Probit regression	Number of obs	= 5,748
	LR chi2(11)	= 189.89
	Prob > chi2	= 0.0000
Log likelihood =-1006.331	Pseudo R2	=0.0862

uti_mnfrecolte	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
age_cdm	.1741901	.0385667	4.52	0.000	.0986007	.2497795
Taille	-.0412657	.0131722	-3.13	0.002	-.0670827	-.0154488
Niv étude	.3715043	.0425407	8.73	0.000	.288126	.4548826
Activités	.0166874	.0103767	1.61	0.108	-.0036505	.0370253
cult_ppale	-.0332403	.0041624	-7.99	0.000	-.0413985	-.0250821
mode_acq_parcelle	.0226208	.0239936	0.94	0.346	-.0244058	.0696474
distance_mp	.0019501	.0007306	2.67	0.008	.0005182	.003382
Sexe	-.0629532	.0629613	-1.00	0.317	-.1863552	.0604487
Credit	.003308	.0585106	0.06	0.955	-.1113706	.1179866
Superf	-.0996201	.1587417	-0.63	0.530	-.4107481	.2115079
rev_men	-6.50e-08	1.05e-07	-0.62	0.535	-2.70e-07	1.40e-07
_cons	-2.158004	.2616825	-8.25	0.000	-2.670892	-1.645116

Source : *calcul de l'auteur avec les données de l'ISTEEBU*

Selon les résultats du tableau ci-dessus de la régression du modèle probit, nous constatons qu'au Burundi les variables âge du chef de ménage, niveau d'étude, activité principale du chef de ménage, mode d'acquisition de la parcelle, distance entre champ et maison et accès au crédit influencent positivement l'utilisation de la main d'œuvre agricole non familiale pour les activités de récolte. Mais ces résultats montrent que les variables taille du ménage, culture principale, sexe, superficie et revenu du chef de ménage ont une influence négative dans l'utilisation de cette main d'œuvre pour la récolte au Burundi.

Tableau 10 : estimation des effets marginaux des déterminants de l'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans l'agriculture au Burundi.

	(1)	(2)	(3)
Variables	Probit/utilisation de la Main d'œuvre non familiale dans le labour et semis=1	Probit/utilisation de la Main d'œuvre non familiale dans le sarclage=1	Probit/utilisation de la Main d'œuvre non familiale dans la récolte =1
Age du CDM	-0.0565**	0.168***	0.174***
	(0.0274)	(0.0324)	(0.0386)
Taille du ménage	-0.0125	-0.0338***	-0.0413***
	(0.00939)	(0.0110)	(0.0132)
Niveau d'étude du CDM	-0.0442	0.368***	0.372***
	(0.0354)	(0.0369)	(0.0425)

Activité principale du CDM	-0.0112	0.0295***	0.0167
	(0.00809)	(0.00854)	(0.0104)
Culture principale	-0.0238***	-0.0303***	-0.0332***
	(0.00241)	(0.00319)	(0.00416)
Mode d'acquisition de la parcelle	-0.0127	-0.00215	0.0226
	(0.0174)	(0.0205)	(0.0240)
Distance entre champs et maison	-0.00149**	0.00213***	0.00195***
	(0.000584)	(0.000620)	(0.000731)
Sexe du CDM	0.0445	-0.0645	-0.0630
	(0.0436)	(0.0524)	(0.0630)
Accès au crédit	-0.0524	0.0450	0.00331
	(0.0403)	(0.0498)	(0.0585)

Superficie des champs	0.0168	-0.0906	-0.0996
	(0.0987)	(0.126)	(0.159)
Revenu du ménage	-8.23e-08	1.39e-09	-6.50e-08
	(6.45e-08)	(3.40e-09)	(1.05e-07)
Constant	-0.222	-1.980***	-2.158***
	(0.182)	(0.220)	(0.262)
Observations	5,748	5,748	5,748
Log likelihood	-2216.3793	-1510.7882	-1006.331
LR chi2(11)	132.06	271.09	189.89
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

La colonne (1) du tableau (5) présente les résultats du modèle Probit indiquant la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans le labour et semis.

Seulement trois facteurs dont l'âge du chef du ménage, la culture principale et la distance entre champs et maisons révèlent des coefficients significatifs. En plus, ces trois facteurs, tous ont un signe négatif, c'est qui veut dire qu'ils expliquent négativement la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans le labour.

Ainsi, pour la variable âge, son signe négatif signifie que toute augmentation d'un an à l'âge du chef du ménage, réduit sa probabilité d'utiliser la main d'œuvre non familiale dans le labour et semis de 0.0565. Ces résultats suggèrent que plus on est âgé, plus on réduit l'utilisation de la main d'œuvre non familiale pour labourer et semer au champ.

Quant à la culture principale, sa corrélation négative avec la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans le labour et semi signifie que lorsqu'un ménage pratique d'autres cultures que le blé, cela réduit sa probabilité d'utiliser la main d'œuvre non familiale dans le labour et semi de 0.023.

En plus, la variable distance entre champs et maison est aussi corrélée négativement avec la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans le labour et semi. Cela signifie que si le temps pour se rendre au champ augmente d'une minute, réduit la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans le labour et semi au Burundi.

Par contre, pour la colonne (2) du tableau ci-dessus, les résultats du modèle montrent que les variables âge,

taille du ménage et niveau d'étude du chef de ménage sont statistiquement significatives au seuil de 5%. Pour la variable âge, économétriquement, l'augmentation d'un an à l'âge du chef de ménage augmente la probabilité d'utiliser la main d'œuvre salariée de 0,16 pour le sarclage. Economiquement, plus on est âgé, plus on fait recours à la main d'œuvre non familiale.

Pour la variable taille du ménage, ces résultats montrent qu'une augmentation d'un membre de ménage réduit la probabilité d'utiliser la main d'œuvre rémunérée de 0,03 pour les activités de sarclage. Il en est de même pour la variable niveau d'étude du chef de ménage, l'augmentation d'une année d'étude augmente la probabilité d'utiliser la main d'œuvre rémunérée de 0,36 pour les activités de sarclage. Cela montre que plus le niveau d'étude du chef de ménage est élevé, plus l'utilisation de main d'œuvre salariée est élevée. Contrairement aux activités de labour et semis, la variable distance entre champs et maison exerce une influence positive sur l'utilisation de la main d'œuvre salariée. Cela implique que plus le temps pour se rendre au champ augmente d'une minute, plus la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans les activités de sarclage augmente de 0.002 au Burundi.

Concernant la colonne (3), les résultats du tableau montrent que l'âge du chef de ménage est statistiquement significatif. Ils montrent que l'augmentation d'un an à l'âge du chef de ménage engendre une augmentation de la probabilité de 0,17 pour les activités de récolte. Pour ces activités de récolte, la variable niveau d'étude du chef de ménage a une influence positive sur l'utilisation de la main d'œuvre rémunérée. Econométriquement, les résultats du tableau montrent que l'augmentation d'une année d'étude du chef de ménage augmente la probabilité de 0,37 d'utilisation de la main d'œuvre salariée pour la récolte. Mais la variable taille du ménage a une influence négative pour l'utilisation de la main d'œuvre rémunérée pour les activités de récolte. Selon les résultats du tableau, l'augmentation d'une personne dans le ménage réduit la probabilité de recourir à la main d'œuvre rémunérée de 0,04 dans les activités de récolte au Burundi. Par contre, la variable distance entre champs et maison influence positivement l'utilisation de main d'œuvre salariée pour la récolte. Statistiquement, pour la variable distance entre champs et la maison plus le temps pour se rendre au champ augmente d'une minute, la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans les activités de récolte au Burundi augmente de 0.0019.

V. Discussion

La littérature sur l'allocation de la main d'œuvre agricole dans les ménages agricoles au Burundi est presque inexistante. Cette recherche se veut donc être une pionnière et ceci pose un problème de confrontation des résultats.

Les résultats trouvés dans ce travail de recherche, pour le labour et semis, le nombre d'hommes et des femmes utilisés sont statistiquement et significativement différents au seuil de 5%. Ainsi, les hommes et les femmes utilisés comme main d'œuvre non familiale dans les activités de labour et semi au Burundi ne touchent pas un même salaire. Statistiquement, cette différence de salaire est significative au seuil de 5% (Prob=0,04).

Bien connu, les hommes passent plus de temps que les femmes. Ce qui corrèle avec les résultats trouvés par Locoh (2007) dans son étude sur le genre et sociétés en Afrique. Il en est de même que les résultats trouvés par F. A. ABOUDOU dans son étude sur la structure d'allocation de la main-d'œuvre familiale dans les ménages agricoles au Nord de Benin. Les résultats ont montré que les hommes passent plus leur temps dans l'agriculture (122 h.j/ha) en s'occupant des travaux à forte intensité, nécessitant plus de temps de travail comme le défrichement, le labour et le sarclage alors que les femmes (63 h.j/ha) et les enfants (57 h.j/ha) ne s'occupent principalement que du semis,

de la récolte et parfois de divers entretiens. Ainsi avec les résultats du modèle probit, seulement trois facteurs dont l'âge du chef du ménage, la culture principale et la distance entre champs et maison influencent significativement et négativement la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale pour les activités de labour et semis au Burundi. Par contre, Houngbo (1996) montre que la quantité de main-d'œuvre investie sur une parcelle par un ménage dépend de la taille du ménage, du nombre de personnes travaillant réellement, du temps de travail de chaque membre sur la parcelle, de la capacité physique (état de santé) de chaque membre, de l'existence et la disponibilité des activités agricoles.

Nous confirmons aussi qu'au Burundi l'agriculture est toujours fortement dépendante de la main d'œuvre familiale qui elle est fonction du nombre d'actifs agricoles de chaque ménage. L'importance de cette main d'œuvre avait été mise en relief par Saka (2011). Ces résultats sont similaires également à ceux trouvés par Agalati, al (2018) dans l'analyse des déterminants de l'allocation de la main-d'œuvre familiale des exploitations cotonnières de Banikoara au Nord-Bénin.

Par ailleurs, selon les résultats trouvés, la superficie des champs a une influence positive dans l'allocation de main d'œuvre agricole non familiale pour le labour et semis.

Ces résultats coïncident aux résultats trouvés dans l'analyse de l'offre et de la demande de main-d'œuvre dans le secteur agricole effectuée dans la province de Jambi en Indonésie, la demande de main-d'œuvre est affectée par la superficie des terres. De même, les résultants montrent également que les hommes sont beaucoup plus utilisés comme main d'œuvre agricole non familiale pour le labour et semis que les femmes. Ce constant est le même que de Furaha Mirindi (2014) sur l'analyse de la main-d'œuvre dans la riziculture de la plaine de la Ruzizi des pays de la CEPGL et Roehlano M. Briones (2017) en philippines.

VI. Conclusion

Cet article a examiné l'utilisation de la main-d'œuvre agricole au Burundi. Malgré les conditions socio-économiques des ménages agricoles, les résultats de cet article ont montré l'importance de la main d'œuvre familiale dans l'utilisation de la main-d'œuvre agricole au Burundi. L'utilisation de la main-d'œuvre agricole non familiale par les ménages agricoles dépend des caractéristiques sociodémographiques et économiques des ménages.

Cette analyse de l'utilisation de la main-d'œuvre par les ménages agricoles a révélé également que la main d'œuvre non familiale masculine et celle féminine sont payées différemment pour les activités de labour et semis et pour les activités de sarclage.

Mais elles sont payées de la même manière pour les activités de récolte. Nous avons constaté que la main d'œuvre non familiale masculine employée dans le labour et semis dans les milieux urbains touchent 4 fois plus que celle employée dans les milieux ruraux.

Au regard des résultats obtenus dans cette étude, il revient de souligner que la main d'œuvre agricole au Burundi est essentiellement familiale. Ces résultats montrent également que l'âge du chef du ménage, la culture principale et la distance entre champs et maisons expliquent significativement et négativement la probabilité d'utilisation de la main d'œuvre non familiale dans le labour et semis.

Notre travail présente des limites. Premièrement, nous n'avons pas pris en compte des spécificités relatives à la main d'œuvre agricole non familiale comme l'entraide dans les ménages agricoles. Cette main d'œuvre qui est non familiale n'est pas considérée dans la base des données que nous avons utilisée. Ensuite, une autre limite est que nous voulons savoir la fréquence de participation des jeunes à l'emploi agricole au Burundi mais nous avons manqué des informations dans cette base des données. Nous invitons d'autres chercheurs d'améliorer notre travail en valorisant cette main d'œuvre agricole et la fréquence de participation des jeunes à l'emploi agricole au Burundi. Nous suggérons également de professionnaliser ce secteur pourvoyeur d'emploi au Burundi

pour le développement des ménages agricoles en général et du monde rural en particulier.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.

- Aho, N., Kossou, D.K., (1997). Précis d'agriculture tropicale : bases et éléments d'applications. Editions du Flamboyant.
- Allen D. W. et Lueck D. (1998), "The nature of the farm." Journal of Law and Economics,
- Aurélie DARPEIX, (2010) la demande de travail salarié permanent et saisonnier dans l'agriculture familiale : mutations, déterminants et implications : Le cas du secteur des fruits et légumes français
- Banque mondiale (2013) : Rapport sur le développement dans le monde 2013. Washington, D.C.
- Banque Mondiale (2016), Rapport sur le développement dans le monde 2008 l'Agriculture au service du développement,
- Barnabé Agalati, al. (2018), Facteurs socioéconomiques déterminants de l'allocation de la main-d'œuvre familiale des exploitations cotonnières de Banikoara au Nord-Bénin.
- Benjamin C. (1996), Emploi et pluriactivité dans les exploitations agricoles : analyse théorique et application au cas français, Paris, Economica,
- Benjamin C. et Kimhi A. (2006), "Farm work, off-farm work, and hired farm labour: estimating a

discrete-choice model of French farm couples' labour decisions." European Review of Agricultural Economics,

- Benjamin C., Corsi A. et Guyomard H. (1996), "Modelling labour decisions of French agricultural households." Applied Economics,
- Benjamin C., Corsi A. et Guyomard H. (1996), "Modelling labour decisions of French agricultural households." Applied Economics,
- Blanc M., Cahuzac E., Elyakime B. et Tahar G. (2008), "Demand for on-farm permanent hired labour on family holdings." European Review of Agricultural Economics,
- Cardenas Mauricio, (2001) «Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976- 1996 »
- Dormont B. et Panchet M ,1997) « L'élasticité de l'emploi dépend-elle des structures de qualification ? Economie et Statistique N°301-302
- ENAB (2012), rapport campagne agricole du Burundi, 2013
- FAO (1984), Population et main d'œuvre dans l'économie rurale. Etude développement économique et social.
- Findeis J. L.et Lass D. A. (1994), "Labor decisions by agricultural households: Interrelationships

between off-farm labor supply and hired labor demand." Working Paper, Population Research Institute

- Fofana N. Félix, (1999) « Analyse des déterminants de la demande de travail dans les entreprises des sous branches manufacturières en Côte d'Ivoire »
- Germaine FURAHA MIRINDI, al. (2014), analyse de la main-d'œuvre dans la riziculture de la plaine de la Ruzizi des pays de la CEPGL.
- Gueye, B. (2006). Policy, poverty and agricultural development to support small scale farmers in SubSaharan Africa.
- ISTEEBU (2020), Enquête intégrée sur les conditions des vies des ménages du Burundi.
- Locoh T. (2007). Genre et sociétés en Afrique : implications pour le développement.
- Long, N (1984). Family and work in rural societies: perspectives on non-wage labour. Tavistock Publications, Ltd, Londo.
- Pierretti Patrice (2000), "les déterminants de l'emploi dans un petit pays ouvert »
- Schmitt G. (1991), "Why is the agriculture of advanced Western economies still organized by family farms? Will this continue to be so in the

future" European Review of Agricultural Economics,

Centre Universitaire de Recherche pour le Développement Economique et Social

Référence bibliographique des Cahiers du CURDES

Pour citer cet article / How to citate this article

MANIRAKIZA Diomède, MUKENGE NAMUBAMBA Adolphe, NIMUBONA Dieudonné, Analyse de l'emploi agricole au Burundi, pp. 163-225, Cahiers du CURDES n° 20, Mars 2024.

Contact CURDES : curdes.fsea@yahoo.fr