

Adhésion aux coopératives laitières : Facteurs déterminants et impacts sur la résilience alimentaire des petits exploitants agricoles dans la Vallée du Souss, au Centre-Sud du Maroc

Membership of dairy cooperatives: Determining factors and impacts on the food resilience of small farmers in the Souss Valley in the Central-South of Morocco

Mustapha EL JARARI, (*Docteur en sciences économiques*)

*Laboratoire de recherche en économie sociale et solidaire, gouvernance et développement.
Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales
Université Cadi Ayyad, Marrakech, Maroc.*

Brahim EL MORCHID, (*Docteur en sciences économiques*)

*Laboratoire de recherche en économie sociale et solidaire, gouvernance et développement.
Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales
Université Cadi Ayyad, Marrakech, Maroc.*

Adresse de correspondance :	Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales, Université Cadi Ayyad, BP 2380, Daoudiate –Marrakech, Maroc. +212 (0) 5 24 30 30 32 / +212 (0) 5 24 30 33 95
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude et ils sont responsables de tout plagiat dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	EL JARARI, M., & EL MORCHID, B. (2024). Adhésion aux coopératives laitières : Facteurs déterminants et impacts sur la résilience alimentaire des petits exploitants agricoles dans la Vallée du Souss, au Centre-Sud du Maroc. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 5(10), 407-426. https://doi.org/10.5281/zenodo.13948419
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: August 30, 2024

Accepted: October 16, 2024

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME

ISSN: 2658-8455

Volume 5, Issue 10 (2024)

Adhésion aux coopératives laitières : Facteurs déterminants et impacts sur la résilience alimentaire des petits exploitants agricoles dans la Vallée du Souss, au Centre-Sud du Maroc

Résumé :

Les enjeux scientifiques fondamentaux de cette recherche sont de deux types. En premier lieu, il évalue l'association entre l'adhésion des ménages de petits exploitants agricoles aux coopératives laitières et leur capacité à renforcer leur résilience face à l'insécurité alimentaire, mesurée par le Score de Consommation Alimentaire, dans le contexte de la vallée du Souss. Par la suite, à travers l'utilisation d'un modèle de régression logistique binaire, cette étude analyse l'influence de divers facteurs socio-économiques sur la probabilité d'adhésion à ces coopératives. L'objectif est de déterminer les principaux facteurs influençant cette participation et d'élucider les mécanismes sous-jacents. Nos résultats montrent que plus de 60 % des petits exploitants ne sont pas membres de coopératives, tandis que ceux qui adhèrent possèdent en moyenne un cheptel quatre fois plus important que les non-membres. L'éloignement des centres de collecte de lait réduit significativement la probabilité d'adhésion, tandis que les revenus non agricoles et les transferts financiers des migrants augmentent substantiellement cette probabilité. Bien que l'accès à l'eau d'irrigation soit bénéfique, son effet reste limité. En outre, la disponibilité en main-d'œuvre quadruple les chances d'adhésion, alors que l'accès au crédit et la taille des terres ne montrent pas d'effet significatif, et les visites de vulgarisation agricole ne semblent pas avoir d'impact mesurable.

Mots-clés : Coopératives laitières-Petits paysans-Sécurité alimentaire-Vallée du Souss.

JEL Classification : O13

Type du papier : Recherche empirique

Abstract:

The fundamental scientific challenges of this research are twofold. Firstly, it assesses the association between the membership of smallholder farming households in dairy cooperatives and their ability to strengthen their resilience to food insecurity, as measured by the Food Consumption Score, in the context of the Souss valley. Subsequently, through the use of a binary logistic regression model, this study analyzes the influence of various socio-economic factors on the probability of joining these cooperatives. The aim is to determine the main factors influencing this participation and to elucidate the underlying mechanisms. Our results show that over 60% of smallholders are not members of cooperatives, while those who are members own on average four times more livestock than non-members. Remoteness from milk collection centers significantly reduces the probability of membership, while off-farm income and financial transfers from migrants substantially increase this probability. Although access to irrigation water is beneficial, its effect remains limited. In addition, labor availability quadruples the likelihood of membership, while access to credit and land size show no significant effect, and agricultural extension visits do not appear to have any measurable impact.

Keywords: Dairy cooperatives - Food security - Smallholder farmers - Souss Valley

JEL Classification: O13

Paper type: Empirical Research

1. Introduction

Le capital social et les institutions rurales sont capables d'atténuer la vulnérabilité et de renforcer la résilience au niveau local (Bryan et al., 2009). Ils permettent aux individus et aux communautés locales de s'organiser collectivement pour gérer les risques climatiques. Toutefois, dans plusieurs systèmes, notamment celui des petits paysans et les agriculteurs de subsistance, les conditions sociales défavorables viennent aggraver la vulnérabilité face aux facteurs naturels, climatiques et autres. Les inégalités et l'insuffisance du capital social entravent la capacité d'adaptation et la résilience de ces systèmes productifs.

Pour renforcer leur résilience, les petits exploitants agricoles s'engagent dans des relations à la fois formelles et informelles, tant avec les acheteurs de leurs produits qu'avec d'autres agriculteurs. Dans ce dernier cas, la collaboration s'opérationnalise principalement par l'adhésion à des organisations agricoles, telles que les coopératives, comme observé dans notre étude. Cette adhésion permet aux agriculteurs de bénéficier de services et de ressources indispensables à leur adaptation face aux changements climatiques, auxquels ils n'auraient pas accès de manière individuelle. La mutualisation de ces ressources favorise l'accès à l'information, le partage d'expériences, et l'optimisation des moyens pour une réponse collective plus efficace.

La littérature a reconnu l'importance des institutions formelles et informelles ainsi que des relations sociales comme des facteurs pouvant soit favoriser, soit entraver la résilience (Bryan et al., 2009). Cette importance prend de l'ampleur lorsqu'il s'agit de faire face aux différents facteurs de stress dans des contextes dynamiques. En effet, les institutions locales que Jones et al. (2010) qualifient d'informelles permettent aux communautés de répondre à un environnement en évolution. Selon eux, se doter d'institutions sociales bien développées permet aux individus et aux communautés de s'adapter et de construire leur résilience.

Les organisations professionnelles jouent également un rôle fondamental dans l'amélioration de la capacité d'adaptation des ménages agricoles (Borsky & Spata, 2018). Armitage (2015) met en évidence plusieurs dimensions essentielles pour renforcer cette capacité au sein des systèmes agricoles, notamment les relations multi-niveaux entre les acteurs, les dynamiques de pouvoir en évolution, les ressources immatérielles telles que la confiance, ainsi que la compatibilité des normes culturelles avec l'apprentissage collaboratif. Ces éléments sont déterminants pour créer un environnement favorable à l'adaptation et à la résilience des ménages agricoles. Comme le soulignent Kangogo et al. (2020), ces éléments mettent en exergue l'importance d'une compréhension approfondie des contextes sociaux et institutionnels afin de favoriser la résilience.

L'importance des institutions locales formelles et informelles peut être également perçue en tant qu'entrée pertinente pour évaluer la résilience des petits paysans. L'étude de Agrawal et Perrin (2009) portant sur 16 pays africains est l'une des études les plus célèbres qui ont confirmé cette conception. En Tanzanie, au moyen d'une analyse factorielle et d'un modèle de régression linéaire multiple utilisant des variables latentes, Below et al. (2012) ont essayé d'étudier les déterminants de la capacité d'adaptation et de résilience des agriculteurs. Ils ont conclu que l'appartenance d'un ou plusieurs membres du ménage à un groupe social, agricole ou autre, peut être un facteur important et déterminant de résilience face aux chocs. Ces auteurs soulignent que les individus bénéficiant de réseaux sociaux robustes ont accès à des informations climatiques utiles, leur permettant de mieux résister aux chocs et de reconstruire leur vie plus rapidement que ceux ayant des liens sociaux moins développés.

Toutefois, tendre son capital social, en adhérant à une association par exemple, ne signifie pas toujours une mesure de résilience efficace pour un ménage de petit paysan. Dans une recherche au Kenya, Bryan et al. (2013) ont considéré que l'appartenance à des associations influence négativement la probabilité qu'un ménage de petit exploitant adopte le changement de variété de culture comme mesure de résilience. Cela concorde avec ce qui a été constaté par Roco et al. (2014) dans la région du Maule au centre du Chili. Leur conclusion souligne que, bien que la participation aux associations d'agriculteurs soit importante et positivement corrélée avec le nombre de pratiques adoptées, elle n'a aucun impact sur la décision d'adaptation, pourtant essentielle à la construction de la résilience.

En résumé, le capital social et les filets de sécurité sociale offrent aux individus vulnérables, tels que les petits paysans, la possibilité de réduire leur vulnérabilité en renforçant leur capacité d'adaptation. Ces réseaux offrent aux individus la possibilité de s'engager dans des actions visant à renforcer leur résilience face aux défis environnementaux et socio-économiques. En particulier, l'accès à ces réseaux implique la disponibilité d'une diversité d'informations pertinentes ainsi que la présence d'un soutien social nécessaire.

2. Revue de la littérature : Coopératives agricoles, durabilité des systèmes agricoles et sécurité alimentaire

Les organisations agricoles jouent un rôle central en tant qu'entités collectives gérées par des agriculteurs, ayant pour objectif de défendre des intérêts communs et de renforcer la résilience des exploitations agricoles (Gezahegn et al., 2020). En offrant une gamme de services essentiels tels que l'accès à l'innovation, la promotion de l'apprentissage collaboratif, la mise en place de mécanismes de gouvernance, et la diffusion d'informations clés, les organisations agricoles aident les exploitations à s'adapter aux changements climatiques (Jung, 2017). Les besoins des agriculteurs dictent la création et l'adhésion à ces organisations professionnelles. Dans la Vallée du Souss, elles prennent la forme de coopératives agricoles, d'associations locales, entre autres. Les organisations agricoles, en encourageant l'interaction et le partage de connaissances, jouent un rôle crucial dans la diffusion des pratiques agricoles durables, telles que la rotation des cultures et l'introduction de nouvelles variétés. Elles soutiennent cette adoption en offrant des services de vulgarisation, un accès à des technologies innovantes, au financement, et en fournissant une assistance technique adaptée. En négociant l'accès à des marchés plus lucratifs, ces organisations jouent un rôle déterminant dans la commercialisation, ce qui contribue directement à l'augmentation des revenus des agriculteurs (Dlamini-Mazibuko et al., 2019). Enfin, en fournissant des ressources essentielles et en favorisant une planification collective, ces organisations améliorent la capacité d'adaptation aux catastrophes (Cinner & Barnes, 2019). Les coopératives agricoles constituent l'une des formes d'organisations agricoles les plus répandues dans notre terrain de recherche. Elles représentent des structures collectives essentielles qui soutiennent les petits exploitants en facilitant leur accès aux marchés, aux mécanismes de financement et aux informations. Elles jouent également un rôle fondamental dans le renforcement des compétences des producteurs, favorisant ainsi une gestion plus efficace des ressources communes au sein de ces coopératives. En outre, les coopératives agricoles contribuent à la stabilité des revenus et soutiennent les moyens de subsistance en milieu rural, en stimulant l'approvisionnement alimentaire et en créant des opportunités d'emploi (Chambo, 2009). Ces actions permettent de renforcer la résilience du secteur agricole, d'améliorer l'accès aux marchés pour les produits des exploitants, et de consolider leur intégration dans la chaîne agroalimentaire (Allahdadi, 2011). Ainsi, la connaissance des prix

agricoles et l'accès à des informations sur le marché peuvent améliorer les revenus des exploitations agricoles et l'efficacité des intrants agricoles (Wu et al., 2023).

Les avantages et les apports de ces entités les positionnent comme de véritables leviers des politiques de développement rural local, notamment dans les environnements arides et semi-arides, en favorisant l'accroissement de la productivité agricole et la réduction de la pauvreté. Elles sont également bien placées pour pouvoir répondre à d'autres enjeux de développement, tels que la sécurité alimentaire et le développement durable. Plusieurs recherches, dont celle d'Ingutia et Sumelius (2022) ainsi que celle de Zeweld Nugusse et al. (2013), ont mis en évidence les effets positifs et significatifs des coopératives sur la production alimentaire. Cela s'explique par l'accès qu'elles offrent à leurs membres à la technologie ainsi qu'aux marchés des intrants et des produits agricoles.

L'adhésion aux coopératives agricoles est souvent motivée par une analyse coûts-bénéfices individuelle des agriculteurs. Malgré leur contribution essentielle à la promotion de la gestion durable des ressources naturelles et des pratiques agricoles respectueuses de l'environnement, les coopératives rencontrent des obstacles qui entravent le développement des petits paysans. La capacité de production limitée de ces agriculteurs compromet leur efficacité à générer un surplus commercialisable et restreint leur capacité à bénéficier pleinement de leur affiliation à ces institutions.

Fischer et Qaim (2012) mettent en lumière que les producteurs cherchent à équilibrer le retour perçu avec les coûts d'adhésion. Cela fournit des explications pour les faibles taux d'adhésion observés dans de nombreux milieux ruraux. Bernard et Spielman (2009) confirment cette tendance en Éthiopie, indiquant que la décision d'intégrer une coopérative ou un autre groupe professionnel résulte d'une évaluation comparative des avantages et des coûts.

Les déterminants de l'adhésion des ménages ruraux aux coopératives agricoles laitières incluent plusieurs facteurs clés, chacun soutenu par des hypothèses spécifiques. Tout d'abord, il est supposé que les ménages possédant des unités de bétail tropical (TLU) sont mieux qualifiés pour adhérer à ces coopératives que ceux qui ne détiennent pas ces actifs (H1). En effet, la probabilité de rejoindre des coopératives était élevée parmi les agriculteurs possédant un plus grand nombre d'unités de bétail dans les zones rurales du Nigéria (Wossen et al., 2017) et de la Thaïlande (Jitmun et al., 2020).

De plus, l'accessibilité et la proximité des centres de collecte de lait sont considérées comme des éléments fondamentaux, avec l'hypothèse que l'adhésion à une coopérative est fortement corrélée à ces caractéristiques (H2). Selon Abate (2018), l'adhésion des petits exploitants aux coopératives est influencée par leur proximité avec les routes goudronnées, les bureaux des coopératives et les marchés.

L'emploi hors exploitation est également vu comme un facteur positif, suggérant qu'une relation existe entre le salaire non-agricole et la probabilité d'adhésion, contribuant ainsi à améliorer la sécurité alimentaire des ménages (H3). Comme l'ont démontré Ito, Bao et Su (2016) en Chine, les réseaux sociaux élargis par les activités non agricoles ont une influence positive sur la décision de rejoindre une coopérative. Le capital social ainsi acquis favorise l'intérêt pour l'adhésion et facilite la prise de décision.

Les transferts monétaires issus de la migration sont supposés influencer positivement l'adhésion des ménages, élargissant leurs options économiques (H4). Haas (2010) renforce cette idée en soulignant que les transferts de fonds sont souvent accompagnés de nouvelles connaissances et perspectives, ce qui stimule l'intérêt et la participation aux structures coopératives.

En outre, l'accès à l'eau d'irrigation est considéré comme un déterminant fondamental, avec l'hypothèse que sa disponibilité a un impact favorable sur l'adhésion des petits paysans aux coopératives (H5). Conformément à cette hypothèse, Meinzen-Dick et al. (2012) révèlent que les agriculteurs ayant accès à l'eau d'irrigation sont 2,3 fois plus susceptibles d'adhérer à une coopérative par rapport à ceux qui n'en disposent pas.

La taille du ménage, qui indique la disponibilité de la main-d'œuvre, est également un facteur pertinent, car il est anticipé qu'une main-d'œuvre suffisante favorise l'adhésion à ces structures (H6). Dans ce sens, l'apport de main-d'œuvre est positif et significatif, indiquant que les ménages consacrant plus de main-d'œuvre à la production sont plus susceptibles d'adhérer à une coopérative, comme l'ont démontré Ma, W., et Abdulai, A. (2016).

L'accès au crédit est un autre élément déterminant, et il est postulé qu'une meilleure accessibilité financière augmente la probabilité pour les petits paysans de rejoindre une coopérative (H7). Selon Afolabi et Ganiyu (2021), les agriculteurs bénéficiant d'un accès au crédit se sont montrés plus enclins à devenir membres de coopératives.

Par ailleurs, la taille de l'exploitation agricole est considérée comme influente, avec l'hypothèse d'une corrélation positive entre celle-ci et la probabilité d'adhésion (H8). Cette hypothèse est appuyée par la littérature, notamment le travail de Chagwiza et al. (2016) en Éthiopie.

Enfin, les visites régulières des agents de vulgarisation agricole sont envisagées comme un catalyseur, favorisant l'adhésion des ménages de petits paysans aux coopératives agricoles laitières (H9). Cette influence se déploie à travers divers mécanismes, notamment la sensibilisation aux avantages des coopératives (Mojo et al., 2017), l'amélioration des compétences techniques et de la productivité (Ma et Abdulai, 2016), la promotion de pratiques agricoles innovantes (Verhofstadt et Maertens, 2014), et le renforcement du capital social (Ragasa et Golan, 2014). Ces hypothèses constituent un cadre pour examiner les différents facteurs qui influencent l'engagement des ménages dans les coopératives laitières.

Au regard des éléments présentés, notre étude se structure autour de deux axes principaux. Dans un premier temps, nous nous attacherons à déterminer s'il existe une corrélation significative entre l'adhésion à une coopérative laitière et la résilience face à l'insécurité alimentaire, mesurée par le score de consommation alimentaire. Dans un second temps, nous procéderons à l'analyse des facteurs déterminants influençant la décision des ménages de petits exploitants de la vallée du Souss à adhérer à une coopérative agricole laitière.

3. Outils et méthodes

3.1. La zone d'étude

Les propriétés naturelles inhérentes à la vallée du Souss jouent un rôle déterminant dans la configuration de l'activité agricole dans cette zone. Ces caractéristiques naturelles servent d'avantages en favorisant le développement d'une activité agricole prospère. Cependant, il est important de souligner que ces mêmes traits comportent une vulnérabilité intrinsèque, susceptible de compromettre la durabilité de toute activité productive dépendante des ressources naturelles, telles que l'agriculture.

Les répercussions du changement climatique sur l'agriculture dans la vallée du Souss sont clairement observables, aggravant le caractère semi-aride à aride de la région. Les caractéristiques intrinsèques du système hydrologique de la vallée, influencées par des facteurs tels que la topographie, la géologie et le climat, amplifient sa vulnérabilité. Les changements environnementaux accélèrent cette tendance vers un déterminisme naturel caractérisé par la

rareté des ressources hydriques, soumises également à des pressions anthropiques significatives.

La dynamique économique de la région, centrée sur l'agriculture irriguée, est actuellement confrontée à un véritable défi : la mobilisation de volume suffisant de ressources hydriques. La rareté de ces ressources représente un obstacle majeur à toute politique de développement socioéconomique, en particulier dans le secteur agricole. Par conséquent, l'augmentation de la variabilité hydro-climatique, résultante directe du changement climatique, risque d'affaiblir davantage la capacité des petits paysans de la vallée à garantir et à stabiliser leurs moyens de subsistance.

3.2. Échantillonnage

Pour cette recherche, nous avons adopté le ménage de petit paysan comme unité de base pour la collecte des données, car il est le niveau où se prennent les principales décisions d'adaptation aux stress climatiques et aux processus de subsistance. Le ménage rural est une unité d'analyse pertinente offrant une perspective appropriée pour comprendre les défis liés aux chocs et facteurs de stress de l'insécurité alimentaire, en explorant la dynamique de la résilience (Atara et al., 2020).

En l'absence d'une base de sondage fiable, nous avons utilisé l'échantillonnage par quotas, formant un échantillon basé sur des critères spécifiques de distribution. Dans chacune des sept communes échantillonnées, des listes de douars à dominance de terres irriguées et de terres pluviales ont été établies. Le traitement de ces listes a été réalisé avec Excel 2016 en utilisant un échantillonnage aléatoire simple, visant à identifier le premier douar irrigué et le premier douar pluvial représentatifs. Ainsi, nous avons obtenu deux douars pour chaque commune territoriale, à l'exception de la commune Igli où un seul douar a été sélectionné.

La formule de Kothari (2004) a été appliquée pour déterminer la taille d'échantillon nécessaire avec un niveau de confiance de 95 %, un degré de variabilité de 5 %, un niveau de précision de 5 % et 50% constituant la proportion estimée de douars exposés à la sécheresse extrême. La formule nous permet de sélectionner un échantillon de 382 ménages. Un prétraitement statistique des données saisies dans SPSS 26 a permis d'identifier les valeurs aberrantes multivariées à l'aide d'un test de distance de Mahalanobis (Tabachnick et al., 2013). Au total, vingt-deux valeurs aberrantes ont été détectées et supprimées afin de prévenir toute influence indésirable sur les analyses statistiques ultérieures.

3.3. Évaluation de l'effet de l'adhésion à une coopérative agricole laitière sur la sécurité alimentaire

L'adhésion à une coopérative agricole peut renforcer la diversité et la sécurité alimentaires en offrant un meilleur accès aux informations sur les marchés et en augmentant les prix agricoles. Selon Ma et al. (2018) et Ma et Abdulai (2016), les organisations professionnelles agricoles renforcent la compétitivité des agriculteurs en leur fournissant des informations essentielles sur les prix des intrants et des produits. Leurs membres profitent de revenus agricoles plus élevés (Hoken & Su, 2018), ce qui renforce leur résilience à l'insécurité alimentaire et stimule l'économie locale.

Pour évaluer l'impact de l'adhésion des ménages de petits paysans de notre échantillon à une coopérative agricole laitière sur la sécurité alimentaire, nous utilisons le score de consommation alimentaire, calculé à partir des données recueillies lors de l'enquête menée dans la vallée du Souss. Le score a été adopté, car il offre une mesure plus précise de la nutrition des ménages.

Ce score mesure le niveau de consommation alimentaire hebdomadaire suivant une approche initiée en 1996 par le Programme Alimentaire Mondial (PAM).

Le calcul du score repose sur neuf groupes d'aliments, en tenant compte de la diversité alimentaire, de la qualité nutritionnelle et de l'importance de consommation des aliments par les membres du ménage au cours des sept jours précédant l'enquête. Le score combine la diversité alimentaire et la fréquence de consommation (Kennedy et al., 2010; UN World Food Programme, 2020). Il est obtenu en réalisant une somme pondérée, intégrant le type de repas et la fréquence de consommation, avec des pondérations basées sur la valeur nutritionnelle relative de chaque groupe alimentaire.

Sur la base des réponses du chef de ménage, le SCA est estimé selon la formule proposée dans **“Emergency food security assessment handbook”** (WFP, 2009). La méthode de calcul du SCA consiste à multiplier le poids attribué à chaque groupe alimentaire par le nombre de jours durant lesquels ces aliments ont été consommés (Tableau1). La formule peut être exprimée de la manière suivante (Équation 1) :

$$SCA = a_1 \times f_1 + a_2 \times f_2 + a_3 \times f_3 + a_4 \times f_4 + a_5 \times f_5 + a_6 \times f_6 + a_7 \times f_7 + a_8 \times f_8 \quad (\text{Équation 1})$$

Où f constitue la fréquence (nombre de jours pendant lesquels chaque groupe alimentaire a été consommé au cours de la semaine passée). a est le facteur de pondération reflétant la valeur nutritionnelle des différents groupes alimentaires consommés.

Tableau 1 : Aliments, groupes et poids dans le SCA

Aliments	Groupes d'aliments	Poids de pondération
Riz, blé, pomme de terre	f_1 : Aliments à base de céréales et de racines comestibles	$a_1 = 2$
Haricots, petit-pois, lentilles	f_2 : Légumineuses	$a_2 = 3$
Légumes	f_3 : Légumes	$a_3 = 1$
Fruits	f_4 : Fruits	$a_4 = 1$
Œufs, viandes, poissons	f_5 : Œufs et viandes	$a_5 = 4$
Produits laitiers	f_6 : Lait	$a_6 = 4$
Sucre	f_7 : Sucre	$a_7 = 0.5$
Huile comestible	f_8 : Huile	$a_8 = 0.5$

Source : Nie et al., (2011).

Tableau 2 : Seuils pour les groupes de sécurité alimentaire selon le SCA

	Groupes de sécurité alimentaire	SCA
Insécurité alimentaire	Consommation alimentaire pauvre	0-21
	Consommation alimentaire limite	21.5 - 35
Sécurité alimentaire	Consommation alimentaire acceptable	> 35

Source : WFP (2009).

Cette recherche vise à répondre à une question centrale : existe-t-il une différence significative entre les ménages de petits paysans adhérents et non-adhérents aux coopératives agricoles laitières en termes de score de consommation alimentaire ?

Pour le présent article, nous proposons une hypothèse qui stipule qu'il n'existe pas de différence significative entre les ménages de petits paysans adhérents et non-adhérents aux coopératives agricoles laitières en termes de score de consommation alimentaire (H_0). En revanche, l'hypothèse alternative (H_1) postule l'existence d'une différence significative entre ces deux groupes.

Pour évaluer la différence entre les ménages adhérents et non-adhérents aux coopératives agricoles laitières en termes de score de consommation alimentaire, nous avons fait appel au test Mann-Whitney U (Tableau 6).

3.4. Modèle logistique binaire

Le modèle *Odds* repose sur la distribution de probabilité logistique. Le modèle logistique binaire est pertinent en économétrie pour analyser la relation entre une variable dépendante binaire et diverses variables indépendantes, qu'elles soient continues ou catégorielles (Garson, 2016). Le modèle de la régression logistique binaire est utilisé dans cette étude pour analyser les effets de certaines caractéristiques socioéconomiques des ménages sur leur adhésion ou non à une coopérative agricole laitière.

Le cadre analytique de la régression logistique binaire s'accommode mieux pour modéliser cette variable dichotomique. Ce modèle permet de sélectionner un ensemble de variables explicatives (prédicteurs) et décrit leur relation avec une variable de réponse binaire (la variable dépendante dichotomique) (Allison, 2012; Hosmer Jr et al., 2013). Dans notre cas, l'adhésion à une coopérative agricole laitière est une variable dichotomique (adhérer ou ne pas adhérer). Il fournit alors un cadre propice pour détecter la probabilité qu'un ménage soit membre d'une coopérative agricole laitière ou non. Les paramètres de ce modèle sont estimés à l'aide de la technique de l'estimation par maximum de vraisemblance.

La relation entre le statut d'adhésion ou non à une coopérative laitière et les variables explicatives est modélisée à l'aide d'une régression logistique. Cette approche utilise le logarithme des *odds*, ou *odds*, pour faciliter l'interprétation de l'impact de chaque variable indépendante sur le *odds* des *odds*. Cette approche est formalisée comme suit :

$$\text{logit}(P) = \log(p / (1 - p)) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (\text{Equation 2})$$

Où :

- β_0 constitue la constante ;
- P représente la probabilité qu'un ménage adhère à une coopérative laitière ;
- $X_1, X_2, \dots, X_k$ sont les variables indépendantes ;
- $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ sont les coefficients à estimer.

Cette fonction logistique permet d'estimer la probabilité qu'un ménage adhère à une coopérative agricole laitière, tout en quantifiant l'impact de chaque variable indépendante sur le logarithme des cotes (*log odds*) de la décision d'adhésion.

Pour étudier l'adhésion des petits paysans aux coopératives laitières dans la vallée du Souss, nous proposons deux hypothèses de travail. La première hypothèse propose que les petits paysans dépourvus de ressources ou d'actifs n'ont pas une forte propension à adhérer aux coopératives. En revanche, la seconde hypothèse suggère que la diversification des sources de revenus, qu'elles soient d'origine agricole ou non agricole, est essentielle pour favoriser l'adhésion à ces coopératives.

Nous chercherons à tester empiriquement la validité de ces hypothèses dans le cadre de notre recherche. À cette fin, nous utiliserons la modélisation de la régression logistique binaire pour identifier les principaux facteurs influençant l'adhésion des petits paysans aux coopératives laitières. Les résultats attendus de cette analyse offriront des éclairages sur la manière dont les facteurs socioéconomiques, ainsi que d'autres déterminants, peuvent influencer la décision des petits paysans de rejoindre ces coopératives.

4. Résultats et discussion

4.1. Statistiques descriptives

4.1.1. Les variables dépendantes et indépendantes du modèle

Dans cette étude, nous analysons les divers facteurs qui influencent la décision d'un ménage d'adhérer à une coopérative agricole laitière, dans le but de répondre à ses besoins économiques et de diversifier ses moyens de subsistance. L'adhésion à une coopérative est traitée comme une variable dépendante dichotomique, indiquant si un ménage est membre ou non d'une coopérative. Pour comprendre les déterminants de cette décision, nous avons utilisé un modèle de régression logistique binaire, permettant d'estimer l'impact des variables explicatives sur la probabilité d'adhésion.

Les variables indépendantes incluent divers aspects socio-économiques et environnementaux des ménages agricoles. Parmi celles-ci, le nombre d'unités de bétail tropical (TLU), qui présente une moyenne de 3,5 unités, reflète la variabilité des actifs des ménages, avec des valeurs allant de 0,5 à 8 unités. L'expérience agricole, une variable importante, a une moyenne de 12,6 ans et une amplitude allant de 1 à 35 ans. La distance moyenne aux centres de collecte de lait est de 5,2 km, avec une variation allant de 0,5 à 15 km, ce qui pourrait jouer un rôle significatif dans l'engagement des ménages envers les coopératives. D'autres variables comme le salaire non agricole et les transferts de migration reçus ont également été incluses, représentant une source de revenu clé pour de nombreux ménages. Environ 45 % des ménages ont accès à l'eau d'irrigation et 30 % bénéficient d'un accès au crédit, ces deux éléments étant fondamentaux pour soutenir l'adhésion aux coopératives. La superficie cultivée, avec une moyenne de 2,4 hectares, indique la capacité des ménages à diversifier leurs activités agricoles.

Tableau 3 : Variable dépendante et variables indépendantes du modèle de la régression logistique binaire

Variables	Types de variables	Description des variables	VIF
Dépendante : Adhérer à une coopérative laitière	Qualitative nominale (Binaire : Oui/Non)	-Affiliation du chef (ou un membre) du ménage à une coopérative agricole laitière; 1 si le ménage est adhérent, 0 autrement.	
Indépendantes :			
TLU	Quantitative continue	-Total des unités de bétail tropical possédées par le ménage.	1,453
dist_centcoll	Quantitative continue	-Distance séparant la résidence des ménages du centre de collecte du lait le plus proche (en Km).	1,023
sal_nonagri	Qualitative nominale (Binaire : Oui/Non)	-Si le ménage a ou non une source de salaire non agricole; 1 = Oui, 0 = Non.	1,437
trans_émigr	Qualitative nominale (Binaire : Oui/Non)	-Si le ménage reçoit ou non des transferts de migrants; 1 = Oui, 0 = Non.	1,072
eau_irrigation	Qualitative nominale (Binaire : Oui/Non)	-Accès du ménage à l'eau d'irrigation. -Si le ménage a accès ou non à l'eau d'irrigation ; 1 = Oui, 0 = Non.	1,435
aide_ménage	Qualitative nominale (Binaire : Oui/Non)	-Si le ménage compte ou non des aide-ménage parmi ses membres; 1 = Oui, 0 = Non.	1,737
accès_crédit	Qualitative nominale (Binaire : Oui/Non)	-Si le ménage a accès ou non à un mécanisme de crédit; 1 = Oui, 0 = Non.	1,229
sup_cultiv	Quantitative Continue	- Superficie agricole cultivée en 2022 (ha).	1,404
visit_vulg	Qualitative nominale (Binaire : Oui/Non)	-Si le ménage reçoit ou non des visites des agents de vulgarisation agricole; 1 = Oui, 0 = Non	1,068

Source : Calcul des auteurs (2024)

Afin d'assurer que les variables explicatives ne présentent pas de forte multicolinéarité, nous avons calculé le Variance Inflation Factor (VIF) pour chaque variable indépendante. Nos résultats affichent des valeurs de VIF inférieures à 5 pour toutes les variables (Tableau 3), ce qui suggère une multicolinéarité limitée.

En combinant ces variables dans notre modèle, nous cherchons à identifier les facteurs déterminants de l'adhésion des ménages aux coopératives laitières et à comprendre les dynamiques sous-jacentes qui influencent cette décision. Les résultats du tableau 3 confirment que les relations entre les variables indépendantes n'affectent pas de manière significative l'estimation des coefficients dans le modèle de régression logistique, garantissant ainsi la fiabilité des conclusions. Ces résultats nous permettent de passer à la suite de l'analyse.

4.1.2. Les déterminants de la sécurité alimentaire

L'analyse des groupes d'aliments pour le calcul du Score de Consommation Alimentaire (SCA) révèle des divergences significatives entre les ménages adhérents et non-adhérents, mettant en évidence l'impact potentiel de l'adhésion sur les choix et les habitudes nutritionnelles des ménages étudiés (Tableau 4).

Tableau 4 : Statistique descriptive des groupes d'aliments du SCA selon le statut d'adhésion aux coopératives agricoles laitières

	Adhérents				Non-adhérents			
	Moy.	Écart Type	Max.	Min.	Moy.	Écart Type	Max.	Min.
f_1 : Aliments à base de céréales et de racines comestibles	4	0	4	4	4	0	4	4
f_2 : Légumineuses	2,31	0,8	3	1	3,6	0,5	4	3
f_3 : Légumes	3,84	0,37	4	3	2,33	0,59	4	1
f_4 : Fruits	2,58	0,67	4	1	2,46	0,84	4	1
f_5 : Œufs et viandes	2,63	0,89	4	1	2,23	0,7	3	1
f_6 : Lait	2,59	1,02	4	1	2,42	0,9	4	1
f_7 : Sucre	3	0	3	3	3,64	0,49	4	3
f_8 : Huile	3,87	0,35	4	3	3	0	3	3

Source : Calculs des auteurs (2024)

Pour les aliments à base de céréales et de racines comestibles (f_1), l'écart type est nul, ce qui indique une consommation uniforme les deux groupes. Concernant les légumineuses (f_2), les non-adhérents consomment significativement plus de légumineuses que les adhérents, avec une variabilité réduite au sein de ce groupe. Pour les légumes (f_3), les non-adhérents montrent une consommation plus élevée que les adhérents, avec une consommation plus homogène parmi ces derniers. En ce qui concerne les fruits (f_4), les adhérents ont une consommation légèrement supérieure, bien que les deux groupes présentent une variabilité quasi-similaire. Pour les œufs et les viandes (f_5), les adhérents consomment davantage d'œufs et de viandes par rapport aux non-adhérents, avec une variabilité plus élevée parmi les adhérents. En ce qui concerne le lait (f_6), les adhérents consomment légèrement plus de lait, mais avec une variabilité marquée. Pour le sucre (f_7), les non-adhérents consomment plus de sucre, avec une variabilité légère, tandis que la consommation chez les adhérents est plus uniforme et moins élevée. Enfin, pour l'huile (f_8), les adhérents consomment plus d'huile avec une légère variabilité, alors que la consommation chez les non-adhérents est uniforme et moindre.

En résumé, les adhérents présentent une consommation accrue de légumes, de fruits, d'œufs, de viandes et d'huile, associée à une variabilité plus élevée pour certains groupes alimentaires. En

revanche, les non-adhérents consomment davantage de légumineuses et sucre. Ces différences peuvent refléter des variations dans l'accès aux aliments, les préférences alimentaires et les pratiques de consommation entre les deux groupes.

Le Score de Consommation Alimentaire

Les ménages affiliés aux coopératives agricoles laitières (n=143 ; 39,72% de l'échantillon) enregistrent des scores supérieurs pour des groupes alimentaires tels que les œufs, les viandes et le lait. Ces aliments, sont assortis de coefficients élevés dans le calcul du Score de Consommation Alimentaire en raison de leur apport nutritif substantiel, et contribuent à ce que ces ménages affichent un SCA moyen de 45,60. De plus, ces ménages obtiennent également des scores élevés pour les fruits, malgré leur coût relativement élevé. En comparaison, les ménages non-adhérents (n = 217 ; 60,28 % de l'échantillon) présentent un SCA moyen de 43,38. En comparaison, les ménages non-adhérents (n = 217 ; 60,28 % de l'échantillon) présentent un SCA moyen de 43,38. Ces ménages satisfont principalement leurs besoins alimentaires en consommant des légumineuses et des légumes, des aliments moins onéreux dont la contribution au SCA demeure modeste (Tableau 5).

Le revenu annuel moyen et les dépenses alimentaires

Les ménages adhérents aux coopératives agricoles laitières affichent un revenu annuel moyen par membre de ménage de 6351,38 MAD (Dirham marocain). En revanche, les ménages non-adhérents présentent un revenu annuel moyen par membre de ménage de 5876,4 MAD. Quant aux dépenses alimentaires annuelles par membre de ménage, les ménages adhérents enregistrent une moyenne de 4031,03 MAD, tandis que les ménages non-adhérents dépensent en moyenne 3371,44 MAD par membre de ménage (Tableau 5).

Les données révèlent que les ménages adhérents aux coopératives agricoles laitières ont tendance à obtenir des scores de consommation alimentaire plus élevés que les ménages non-adhérents, ce qui suggère une meilleure qualité alimentaire. Ce constat est soutenu par les revenus annuels et les dépenses alimentaires annuelles plus élevés par membre de ménage, bien que les dépenses alimentaires annuelles affichent une variation modérée au sein des deux groupes (Tableau 5). Ces résultats mettent en lumière l'impact des coopératives agricoles laitières sur la qualité de l'alimentation et les conditions économiques des ménages qui y adhèrent.

Tableau 5 : Le SCA, le revenu et les dépenses alimentaires selon le statut d'adhésion aux coopératives agricoles laitières

	Adhérents					Non-adhérents				
	Nb. Ménages	Moy.	Écart Type	Max.	Min.	Nb. Ménages	Moy.	Écart Type	Max.	Min.
SCA	143 (39,72%)	45,60	7,40	59,5	32	217 (60,28%)	43,38	6,37	60,5	32
Revenu annuel (par membre de ménage)		6351,38	2683	16200	2400		5876,4	2516,45	17250	2400
Dépenses alimentaires annuelles (par membre de ménage)		4031,03	1407,68	7300	2190		3371,44	1056,45	7300	1825

Source : Calcul des auteurs (2024)

Le tableau 6 présente les données sur l'insécurité alimentaire et la sécurité alimentaire pour les ménages adhérents et non-adhérents de notre échantillon. L'analyse de ces données fournit plusieurs enseignements clés. Aucun ménage, qu'il soit adhérent ou non-adhérent, ne présente

une consommation alimentaire qualifiée de très pauvre (0-21). En ce qui concerne les niveaux de consommation alimentaire limite (21,5 - 35), les adhérents sont moins représentés, avec seulement 10 cas, contre 22 pour les non-adhérents. La majorité des ménages dans les deux groupes affichent une consommation alimentaire jugée acceptable (>35). Cependant, 93 % des adhérents appartiennent à cette catégorie, contre 90 % des non-adhérents. Cette différence suggère une légère tendance à une meilleure consommation alimentaire parmi les adhérents, tout en restant globalement dans des plages acceptables pour les deux groupes.

Cette différence est confirmée par la médiane de la consommation alimentaire, qui est de 44,5 pour les adhérents, contre 42 pour les non-adhérents (Tableau 6). Ce qui suggère que les adhérents tendent à avoir une consommation alimentaire légèrement plus élevée que les non-adhérents. De plus, la statistique U de Mann-Whitney, qui est de 12947,00, la statistique W de Wilcoxon de 36600,00, et la valeur Z de -2,661444, signifiante au niveau de $p = 0,008$, indiquent une différence statistiquement significative entre les deux groupes ($p < 0,01$).

Nos résultats montrent que les ménages membres de coopératives présentent une meilleure sécurité alimentaire par rapport aux ménages non-adhérents, avec des différences significatives dans la consommation alimentaire globale entre les deux groupes. Les analyses statistiques confirment que les adhérents affichent une consommation alimentaire globalement plus élevée (Tableau 6). À un seuil de significativité de $p < 0.01$, nous rejetons l'hypothèse nulle. La valeur Z négative indique que les adhérents bénéficient généralement d'une consommation alimentaire plus importante que les non-adhérents.

Tableau 6 : La sécurité alimentaire selon le statut d'adhésion aux coopératives agricoles laitières

		Adhérents	Non-adhérents
Insécurité alimentaire	Nombre de ceux ayant une consommation alimentaire pauvre : 0-21	0	0
	Nombre de ceux ayant une consommation alimentaire limite : 21.5 - 35	10	22
Sécurité alimentaire	Nombre de ceux ayant une consommation alimentaire acceptable : >35	133	195
Médiane		44,5	42
• U de Mann-Whitney: 12947,00 • W de Wilcoxon: 36600,00 • Z: -2,661444 • Sig. asymptotique (bilatérale): 0,008			

Source : Nos calculs dans SPSS26.

4.2. Résultats de la régression logistique binaire

Pour vérifier l'existence d'une corrélation significative entre la variable dépendante et les variables explicatives, nous avons effectué une analyse bivariée. Les résultats de cette analyse (Tableau 7) montrent que toutes les variables sont significatives au seuil de 5 %, à l'exception de la variable « *trans_émigr* », qui n'est pas significative, et de la variable « *dist_centcoll* », qui est légèrement en dehors du seuil conventionnel de significativité ($p < 0,10$). En raison de leur importance soulignée par la littérature et de l'absence de colinéarité ($VIF < 2$), ces variables ont été retenues dans le modèle (Tableau 7).

Avant de lancer le modèle de régression logistique binaire, les variables significatives de l'analyse bivariée ont été soumises à une vérification de la colinéarité. Les valeurs des facteurs d'inflation de la variance (VIF) (Tableau 3), résultant d'un diagnostic de colinéarité, sont

largement inférieures au seuil de 5 suggéré par Hair et al. (2014). Conformément aux critères établis par ces derniers, nous pouvons conclure que ces variables ne présentent aucun problème de multicollinéarité.

Tableau 7: Test Spearman de corrélation

		Corrélation (Test Rho de Spearman)									
		Membre d'une coopérative	TLU	dist_centcoll	sal_nonagri	trans_émigr	eau_irrigation	aide_ménage	accès_crédit	sup_cultiv	visit_vulg
Variable dépendante : Membre d'une coopérative	Coefficient de corrélation	1,000	0,631	-	-	-	-	-	-	0,223	-
	Sig. (bilatéral)	-	0,000 (***)	0,061 (*)	0,000 (***)	0,744 (NS)	0,000 (***)	0,000 (***)	0,001 (***)	0,000 (***)	0,018 (**)
	N	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360

***= significatif à 1 % ; **= significatif à 5 % ; *= significatif à 10 % et ^{NS}=Non significatif.

Source : Résultats de notre enquête de 2022

Le tableau 8 ci-dessous, présente les résultats d'une analyse de régression logistique visant à identifier les facteurs qui pourraient expliquer l'adhésion des ménages de petits paysans de la vallée du Souss aux coopératives laitières. Le même tableau rapporte pour chaque variable explicative les coefficients, les erreurs standards, les valeurs *Wald*, les significations (*p-value*), et les *odd-ratios* (rapport de cotes). Ces déterminants incluent l'accès aux services de base (la distance aux centres de collecte de lait, visite des agents de vulgarisation agricole, l'accès au crédit), l'accès aux filets de sécurité sociale (les transferts des émigrés), les indicateurs socioéconomiques (TLU, salaire non agricole, les aide-ménage, l'accès à l'eau d'irrigation, la superficie cultivée).

Les résultats du modèle logistique binaire (Tableau 8) révèlent que le Pseudo-R² de Nagelkerke est de 0.700, indiquant que le modèle est robuste et les variables indépendantes expliquent bien 70 % de la variance de la variable dépendante. Cette valeur élevée de Pseudo-R² suggère que le modèle possède une forte capacité explicative, reflétant la pertinence des variables sélectionnées dans l'analyse. De plus, la prédiction correcte globale atteint 88,1 %, ce qui démontre l'efficacité du modèle à prédire le résultat étudié.

Les variables explicatives suivantes présentent une différence statistiquement significative au niveau de 1 %, identifiées comme déterminants de l'adhésion des ménages de petits paysans aux coopératives laitières : TLU, salaire non agricole, distance aux centres de collecte de lait, aide-ménage, et superficie cultivée. En ce qui concerne la variable des transferts des émigrés, elle est significative au niveau de 5 %.

L'analyse des coefficients de régression logistique et des statistiques associées dans le tableau 8 met en évidence plusieurs facteurs déterminants pour l'adhésion des ménages de petits paysans aux coopératives laitières.

Les Unités de Bétail Tropical (TLU)

Plus de 60 % des ménages de petits paysans dans notre échantillon n'adhèrent pas à une coopérative agricole laitière. Cette situation indique probablement que l'adhésion à ces coopératives n'est pas accessible à tous les petits paysans, car 23 % des non-adhérents de notre échantillon, malgré leur pratique de l'élevage, ne sont affiliés à aucune coopérative. Cette adhésion limitée peut être attribuée à plusieurs facteurs, notamment la réticence des coopératives à accroître leur nombre de membres ainsi que la décision des ménages de ne pas rejoindre l'organisation.

Cependant, les actifs possédés en termes d'Unités de Bétail Tropical (TLU) demeure un facteur déterminant pour l'adhésion à ces coopératives. Les adhérents de notre échantillon possèdent plus de bétail que les non-adhérents, avec une moyenne de 6,15 unités contre 1,67 unités. En d'autres termes, les adhérents détiennent en moyenne près de quatre fois plus de bétail que les non-adhérents. Nos résultats montrent aussi qu'une augmentation d'une unité dans les TLU double les chances d'adhésion aux coopératives laitières, avec un odd-ratio de 2,094, indiquant un effet significatif et positif sur l'adhésion ($p < 0,001$), ce qui valide notre hypothèse de départ (H1). Nos résultats sont en accord avec ceux de Verhofstadt et Maertens (2015) au Rwanda, qui ont montré qu'une unité supplémentaire de bétail accroît la probabilité d'adhésion à une coopérative de 9,1 points de pourcentage. En Éthiopie, la probabilité d'adhérer à des coopératives était élevée parmi les agriculteurs qui possédaient des bœufs (Abebaw et Haile, 2013), tandis qu'en Zambie, ce même phénomène a été observé chez ceux disposant de bétail (Manda et al., 2020).

La distance aux centres de collecte de lait

Une augmentation de la distance aux centres de collecte de lait d'un kilomètre réduit l'odd-ratio à 0,720, indiquant une diminution significative de 28 % des chances d'adhésion à une coopérative ($p < 0,001$). Tel que prévu par notre hypothèse de départ (H2), la distance au centre de collecte, utilisée comme indicateur de l'accès au marché du lait, a montré une influence négative et significative à un niveau de probabilité de 1 % pour les petits paysans. L'éloignement du centre de collecte impacte négativement les revenus des petits paysans. En effet, l'augmentation de la distance entraîne une hausse des coûts de transport et des risques de pertes dues à la détérioration de la qualité du lait, réduisant ainsi le volume des ventes et restreignant l'accès aux marchés. Dans ce sens, des études en Éthiopie (Mojo et al., 2017 ; Chagwiza et al., 2016) confirment ces résultats En Éthiopie. Ces auteurs soulignent que les agriculteurs résidant à proximité des bureaux des coopératives ou des centres de collecte de lait se sont avérés plus enclins à rejoindre ces coopératives laitières.

Le salaire non-agricole

Conformément à notre hypothèse initiale (H3), nos résultats montrent que la participation à des activités génératrices de revenus en dehors de l'exploitation a un effet significatif et positif sur la probabilité d'adhésion à une coopérative. En particulier, les revenus non-agricoles exercent une influence notable avec un odd-ratio de 4,796, ce qui rend les ménages bénéficiant de tels revenus près de cinq fois plus susceptibles de rejoindre les coopératives laitières ($p < 0,001$). Ces résultats sont confirmés par les conclusions de Abebaw et Haile (2013) en Éthiopie, qui ont également observé une relation positive entre les revenus non-agricoles et l'adhésion aux coopératives. En outre, l'engagement dans des emplois non agricoles et d'autres activités hors exploitation favorise également l'expansion des réseaux sociaux des individus et améliore leur accès à l'information. De même, Jia et Xu (2021) ont signalé que rejoindre des coopératives est

positivement corrélée avec le travail non agricole. Ils ont précisé dans leur étude que l'adhésion aux coopératives agricoles peut aider les agriculteurs à développer leurs réseaux sociaux et professionnels, ouvrant ainsi des opportunités pour des emplois hors ferme, ce qui rend les membres des coopératives plus susceptibles d'être employés dans des rôles non agricoles.

Les transferts de migrants

Les transferts de fonds des migrants ont un impact significatif et statistiquement validé sur la probabilité d'adhésion des ménages de petits paysans aux coopératives laitières, avec un rapport de cotes (*odds ratio*) de 3,646 ($p < 0,05$). Cette association indique que les ménages recevant ces transferts ont presque quatre fois plus de chances de rejoindre une coopérative comparativement à ceux qui n'en bénéficient pas. Cela confirme notre hypothèse de départ (H4). Mazzucato (2009) soutient que ces transferts améliorent substantiellement la situation économique des ménages, facilitant ainsi leur accès aux ressources nécessaires pour intégrer ces coopératives. Pour leur part, Wilmsen et al., (2023) ont trouvé des résultats similaires, avec un lien significatif entre la possession de bétail et la taille du troupeau avec l'adhésion aux coopératives en Chine.

L'accès à l'eau d'irrigation

Nos résultats indiquent que l'accès à l'eau d'irrigation est positivement associé à l'adhésion aux coopératives agricoles, avec un rapport de cotes (*odd-ratio*) de 2,257, bien que cet effet ne soit que légèrement en dehors du seuil traditionnel de significativité ($p < 0,10$). Cette relation suggère que l'accès à l'eau d'irrigation a un impact substantiel sur la probabilité d'adhésion des agriculteurs aux coopératives (H5).

L'influence de l'irrigation sur l'adhésion aux coopératives peut être attribuée à plusieurs mécanismes clés. En premier lieu, l'irrigation améliore considérablement la productivité des cultures, augmentant les rendements moyens par rapport à l'agriculture pluviale, comme le souligne Xie et al. (2014). Cette amélioration de la productivité, telle que décrite par Hussain et Hanjra (2004), renforce la situation économique des agriculteurs, augmentant ainsi leur capacité à intégrer des coopératives.

Les aide-ménage

La présence d'aide-ménage dans un ménage de notre échantillon révèle un effet fortement positif et significatif sur l'adhésion aux coopératives laitières, avec un *odd-ratio* de 4,511 ($p < 0,01$), quadruplant ainsi les chances d'adhésion aux coopératives laitières (H6). Cette relation suggère que la disponibilité de main-d'œuvre au sein du ménage réduit le taux de dépendance et limite la nécessité de recruter du personnel supplémentaire pour la gestion du bétail, en particulier des bovins. Cette relation positive entre la taille du ménage (nombre de membres du ménage) et la probabilité de rejoindre une coopérative laitière a également été observée en Éthiopie par Chagwiza et al. (2016).

L'accès au crédit

Dans notre échantillon, environ 61 % des membres des coopératives utilisent le crédit, tandis que plus de 77 % des non-adhérents n'ont pas accès à ces services financiers. Contrairement à notre hypothèse initiale (H7), notre analyse statistique révèle que l'accès au crédit n'exerce pas d'effet significatif sur l'adhésion aux coopératives ($p > 0,05$). Ce manque de significativité peut être attribué à une aversion au risque, qui pousse certains agriculteurs à éviter les emprunts. Cette réticence à contracter des prêts, même au détriment de potentielles sources substantielles

de financement, est affirmée par les travaux de Bastiaensen et Marchetti (2007) sur plusieurs pays d'Amérique Latine. Leur étude montre que ce comportement d'évitement de la dette peut limiter l'adhésion des agriculteurs aux coopératives, malgré les avantages financiers que ces adhésions pourraient offrir. Cependant, Morais et Braga (2018) ont établi un lien significatif entre l'accès au crédit et l'adhésion aux coopératives, affirmant que ces deux éléments contribuent à ce qu'ils désignent comme l'efficacité agricole des exploitations.

Tableau 8 : Résultats des estimations du maximum de vraisemblance du modèle de l'étude

Variables	Coefficients (B)	Erreur standard	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalle de confiance 95% pour EXP(B)	
						Inférieur	Supérieur
Constante	-2,038	0,948	4,627	0,031**	0,130		
-TLU	0,739	0,094	61,899	0,000***	2,094	1,742	2,517
-dist_centcoll	-0,328	0,083	15,681	0,000***	0,720	0,612	,847
-sal_nonagri	1,568	0,408	14,780	0,000***	4,796	2,157	10,665
-trans_émigr	1,294	0,568	5,185	0,023**	3,646	1,197	11,100
-eau_irrigation	0,814	0,447	3,309	0,069*	2,257	0,939	5,424
-aide_ménage	1,507	0,438	11,839	0,001***	4,511	1,912	10,641
-accès_crédit	-0,193	0,411	0,221	0,638 ^{NS}	0,824	0,368	1,846
-sup_cultiv	-0,877	0,185	22,574	0,000***	0,416	0,290	0,597
-visit_vulg	1,684	1,096	2,359	0,125 ^{NS}	5,387	0,628	46,197
-Nombre d'observation			360				
-Log de vraisemblance -2			221,425				
-R ² de Cox et Snell			0,517				
-R ² de Nagelkerke			0,700				
-χ ² (8 dl)			262,321 (P : 0,000***)				
-Prédiction correcte globale			88,1%				

Le test de Hosmer et Lemeshow donne un χ^2 de 9,92 avec 8 degrés de liberté et une *p-value* de 0,271, indiquant une bonne adéquation du modèle.

***= significatif à 1 % ; **= significatif à 5 % ; *= significatif à 10 % et ^{NS}=Non significatif.

Source : Résultats de notre enquête de 2022

La superficie cultivée

De manière générale, les résultats de l'estimation révèlent que les agriculteurs plus aisés sont plus enclins à rejoindre des coopératives. En particulier, la probabilité d'adhésion à une coopérative est significativement plus élevée parmi les propriétaires terriens possédant de grandes exploitations, comme l'ont démontré Abate et al. (2014) en Éthiopie et Ma, W., et Abdulai, A. (2016) en Chine. Cependant, nos résultats contredisent cette hypothèse (H8). Nous avons observé une relation négative entre la taille des terres et la probabilité d'adhésion à une coopérative. En effet, une plus grande superficie cultivée réduit l'odd-ratio à 0,416, indiquant une diminution significative des chances d'adhésion de 59% ($p < 0,001$). Ces résultats sont

confirmés par des évidences empiriques d'une recherche effectuée par Verhofstadt, E., et Maertens, M. (2015) au Rwanda. Ils ont conclu qu'un hectare supplémentaire de terre diminue la probabilité d'adhésion à une coopérative de 19 %.

Les visites des agents de vulgarisation agricole

Bien que les visites de vulgarisation semblent avoir un effet positif, nos résultats indiquent que cette hypothèse initiale (H9) n'est pas vérifiée, car l'effet observé n'est pas statistiquement significatif ($p > 0,05$). Néanmoins, la littérature empirique souligne l'impact considérable des services de vulgarisation agricole sur l'adhésion aux coopératives. Ces services facilitent de manière significative l'adhésion en agissant sur plusieurs dimensions : l'information, la productivité, l'innovation et la cohésion sociale. Par exemple, Abate et al. (2014) ont observé une augmentation de 25 % de la probabilité d'adhésion aux coopératives chez les agriculteurs éthiopiens bénéficiant de visites régulières d'agents de vulgarisation.

5. Conclusion

L'analyse de nos résultats révèle que l'adhésion des petits exploitants aux coopératives laitières dans la vallée du Souss joue un rôle significatif dans le renforcement de la résilience face à l'insécurité alimentaire. Cette conclusion repose principalement sur l'observation d'un niveau de sécurité alimentaire plus élevé chez les membres des coopératives, tel que mesuré par le score de consommation alimentaire dans le cadre de notre étude. Par conséquent, les coopératives laitières peuvent être considérées comme des institutions efficaces pour favoriser l'amélioration des conditions de vie, la sécurité alimentaire et le développement économique rural dans cette région.

Plusieurs facteurs clés favorisent l'adhésion des petits exploitants à des coopératives laitières au sein de notre échantillon. En premier lieu, les revenus non agricoles sont déterminants, car les ménages qui en bénéficient ont près de cinq fois plus de chances d'adhérer à une coopérative. De plus, les transferts de fonds en provenance de migrants renforcent la capacité financière des ménages, facilitant ainsi leur intégration dans ces structures. Bien que l'accès à l'eau d'irrigation présente une association positive avec l'adhésion, il se situe près du seuil de significativité et contribue à l'amélioration de la productivité agricole. Par ailleurs, la disponibilité de main-d'œuvre au sein du ménage augmente de manière significative les chances d'adhésion, car elle facilite la gestion du bétail. La décision d'adhérer à ces organisations est également étroitement liée au nombre de têtes de bétail détenues, ce qui est confirmé par le fait que les membres possèdent en moyenne un cheptel quatre fois plus important que celui des non-membres.

Néanmoins, divers facteurs limitent l'adhésion aux coopératives laitières. En effet, plus de 60 % des petits exploitants de notre échantillon ne sont pas membres de ces organisations, en partie en raison de la réticence des coopératives à élargir leur base de membres et des choix individuels des ménages. Une distance accrue par rapport aux centres de collecte de lait diminue significativement les chances d'adhésion, en augmentant les coûts de transport et en restreignant l'accès aux marchés. De plus, l'accès au crédit n'exerce pas d'effet significatif sur l'adhésion, ce qui pourrait s'expliquer par une aversion au risque parmi les agriculteurs. Fait intéressant, contrairement à certaines hypothèses, une plus grande superficie de terres cultivées est associée de manière négative à l'adhésion aux coopératives. Enfin, bien que les visites de vulgarisation semblent avoir un effet positif, elles n'atteignent pas la signification statistique dans notre étude. En somme, la résilience à l'insécurité alimentaire des petits exploitants du terrain étudié est

significativement influencée par l'adhésion aux coopératives laitières, qui est déterminée par un ensemble varié de facteurs socio-économiques.

Références

- (1). Agrawal, A., & Perrin, N. (2009). Climate adaptation, local institutions and rural livelihoods. *Adapting to climate change: thresholds, values, governance*, 350-367.
- (2). Allahdadi, F. (2011). *The contribution of agricultural cooperatives on poverty reduction : A case study of Marvdasht, Iran. Journal of American science*, 7(4), 22-25.
- (3). Allison, P. D. (2012). *Logistic regression using SAS: Theory and application. SAS institute*.
- (4). Armitage, T. W. (2015). *The impact and potential roles of Community Food Centres on local food distribution in the Southwestern Ontario context* [PhD Thesis, University of Guelph]. <https://atrium.lib.uoguelph.ca/handle/10214/9113>
- (5). Atara, A., Tolossa, D., & Denu, B. (2020). Analysis of rural households' resilience to food insecurity : Does livelihood systems/choice/ matter? The case of Boricha woreda of sidama zone in southern Ethiopia. *Environmental Development*, 35, 100530. <https://doi.org/10.1016/j.envdev.2020.100530>
- (6). Below, T. B., Mutabazi, K. D., Kirschke, D., Franke, C., Sieber, S., Siebert, R., & Tscherning, K. (2012). Can farmers' adaptation to climate change be explained by socio-economic household-level variables? *Global Environmental Change*, 22(1), 223-235. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2011.11.012>
- (7). Bernard, T., & Spielman, D. J. (2009). *Reaching the rural poor through rural producer organizations ? A study of agricultural marketing cooperatives in Ethiopia. Food policy*, 34(1), 60-69.
- (8). Borsky, S., & Spata, M. (2018). The Impact of Fair Trade on Smallholders' Capacity to Adapt to Climate Change. *Sustainable Development*, 26(4), 379-398. <https://doi.org/10.1002/sd.1712>
- (9). Bryan, E., Deressa, T. T., Gbetibouo, G. A., & Ringler, C. (2009). Adaptation to climate change in Ethiopia and South Africa : Options and constraints. *Environmental Science & Policy*, 12(4), 413-426. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2008.11.002>
- (10). Bryan, E., Ringler, C., Okoba, B., Roncoli, C., Silvestri, S., & Herrero, M. (2013). *Adapting agriculture to climate change in Kenya : Household strategies and determinants*.
- (11). Chambo, S. A. (2009). *Agricultural co-operatives : Role in food security and rural development*.
- (12). Cinner, J. E., & Barnes, M. L. (2019). Social dimensions of resilience in social-ecological systems. *One Earth*, 1(1), 51-56.
- (13). Dlamini-Mazibuko, B. P., Ferrer, S., & Ortmann, G. (2019). Examining the farmer-buyer relationships in vegetable marketing channels in Eswatini. *Agrekon*, 58(3), 369-386. <https://doi.org/10.1080/03031853.2019.1596824>
- (14). Fischer, E., & Qaim, M. (2012). Gender, agricultural commercialization, and collective action in Kenya. *Food Security*, 4(3), 441-453. <https://doi.org/10.1007/s12571-012-0199-7>
- (15). Gezahegn, T. W., Van Passel, S., Berhanu, T., D'haese, M., & Maertens, M. (2020). Do bottom-up and independent agricultural cooperatives really perform better? Insights

- from a technical efficiency analysis in Ethiopia. *Agrekon*, 59(1), 93-109. <https://doi.org/10.1080/03031853.2019.1663223>
- (16). Hoken, H., & Su, Q. (2018). Measuring the effect of agricultural cooperatives on household income : Case study of a rice-producing cooperative in China. *Agribusiness*, 34(4), 831-846. <https://doi.org/10.1002/agr.21554>
- (17). Hosmer Jr, D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression*. John Wiley & Sons.
- (18). Ingutia, R., & Sumelius, J. (2022). *Determinants of food security status with reference to women farmers in rural Kenya*. *Scientific African*.
- (19). Jones, L., Ludi, E., & Levine, S. (2010). Towards a characterisation of adaptive capacity : A framework for analysing adaptive capacity at the local level. *Overseas Development Institute, December*.
- (20). Jung, K. (2017). Sources of Organizational Resilience for Sustainable Communities : An Institutional Collective Action Perspective. *Sustainability*, 9(7), Article 7. <https://doi.org/10.3390/su9071141>
- (21). Kangogo, D., Dentoni, D., & Bijman, J. (2020). Determinants of Farm Resilience to Climate Change: The Role of Farmer Entrepreneurship and Value Chain Collaborations. *Sustainability*, 12(3), 868. <https://doi.org/10.3390/su12030868>
- (22). Kennedy, G., Razes, M., Ballard, T., & Dop, M. C. (2010). *Measurement of dietary diversity for monitoring the impact of food based approaches*. In *International symposium on food and nutrition security, Rome*.
- (23). Ma, W., & Abdulai, A. (2016). Does cooperative membership improve household welfare ? Evidence from apple farmers in China. *Food Policy*, 58, 94-102.
- (24). Ma, W., Renwick, A., Yuan, P., & Ratna, N. (2018). *Agricultural cooperative membership and technical efficiency of apple farmers in China : An analysis accounting for selectivity bias*. *Food policy*, 81, 122-132.
- (25). Roco, L., Engler, Bravo-Ureta, B., & Jara-Rojas, R. (2014). *Farm level adaptation decisions to face climatic change and variability : Evidence from Central Chile*.
- (26). Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., & Ullman, J. B. (2013). *Using multivariate statistics (Vol. 6, pp. 497-516)*. Boston, MA: pearson.
- (27). UN World Food Programme. (2020). *WFP-0000118395.pdf*.
- (28). Wu, F., Guo, X., & Guo, X. (2023). The impact of cooperative membership on family farms' income : Evidence from China. *Applied Economics*, 55(55), 6520-6537. <https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2159009>
- (29). Zeweld Nugusse, W., Van Huylbroeck, G., & Buysse, J. (2013). *Determinants of rural people to join cooperatives in Northern Ethiopia*. *International Journal of Social Economics*, 40(12), 1094-1107.