

IMPACT DES CHANGEMENTS CLIMATIQUES SUR LE RENDEMENT LAITIER DES PETITS RUMINANTS AU SENEGAL

M. A. DIALLO¹, M. B. BARRY², A. G. WEIBIGUE³

¹Docteur ès sciences économiques, Laboratoire de recherche sur les Institutions et la Croissance (LINC), Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD). Tel: 00 221 77 431 54 18. Email : layediallo84@yahoo.fr

²Docteur ès sciences économiques, Chargé de recherches, Institut Sénégalais de Recherches Agricoles, Bureau d'Analyse Macroéconomique (ISRA/BAME) ; Laboratoire de recherche sur les Institutions et la Croissance (LINC), Université Cheikh Anta Diop (UCAD). Tel : 00 221 77 431 59 83. Email : mbobobarry02@gmail.com/
bobobary2002@yahoo.fr

³Docteur ès sciences économiques, Enseignant-chercheur, Département d'Economie, Université de Moundou ; Tel : 00235 65 95 30 66. Email : adoum1985@yahoo.fr

RESUME

L'objectif de cet article est de mesurer l'impact des changements climatiques sur le rendement laitier des petits ruminants (ovins et caprins). Pour l'estimation des modèles, nous avons utilisé le modèle à correction d'erreur de Johansen. Les résultats révèlent que le stress thermique a un impact négatif à long terme sur les rendements laitiers des petits ruminants. En effet une hausse de la température de 1 % (soit 0,3°C en moyenne) entraînera une baisse du rendement laitier de 23 % (soit en moyenne 40,8 kg) et 7,47 % (soit en moyenne 15 kg) pour les brebis et les chèvres respectivement. Par contre une bonne pluviométrie aura un impact positif sur le rendement laitier des brebis. En effet, une hausse des précipitations de 1 % (soit 7 mm en moyenne) entraînera une hausse du rendement laitier des brebis de 3,8 % (soit 6,7 kg en moyenne). La combinaison entre fortes températures et bonne pluviométrie a un impact négatif sur le rendement laitier des brebis, mais cette combinaison impact peu sur le rendement laitier des chèvres. Ainsi, ces résultats démontrent que les caprins sont plus résistants aux changements climatiques que les ovins.

Mots clés : Ovins, Caprins, Lait, Rendement, Changements climatiques

ABSTRACT

IMPACT OF CLIMATE CHANGE ON MILK YIELD OF SMALL RUMINANTS IN SENEGAL

The objective of this paper is to measure the impact of climate change on the milk yield of small ruminants (sheep and goats). For model estimation, we used the Johansen error correction model. The results show that heat stress has a long-term negative impact on the milk yield of small ruminants. Indeed, an increase in temperature of 1% (i.e. 0.3°C on average) will lead to a decrease in milk yield of 23% (i.e. an average of 40.8 kg) and 7.47% (i.e. an average of 15 kg) for sheep and goats respectively. On the other hand, good rainfall will have a positive impact on the milk yield of ewes. Indeed, an increase in rainfall of 1% (i.e. 7 mm on average) will lead to an increase in the milk yield of ewes of 3.8% (i.e. 6.7 kg on average). The combination of high temperatures and good rainfall has a negative impact on ewe milk yield, but this combination has little impact on goat milk yield. Thus, these results demonstrate that goats are more resilient to climate change than sheep.

Key words: Sheep, Goats, Milk, Yield, Climate change

INTRODUCTION

Le changement climatique est une très grande menace pour l'humanité. Ces effets sont sévères dans les pays en développement à cause de la forte variabilité des précipitations et de la température trop élevée (Basanta et Ghosh, 2019), remettant en cause toutes les politiques de lutte contre la pauvreté. Selon Karimi *et al.* (2017), l'agriculture est le secteur le plus vulnérable aux changements climatiques. Leur intensité compromet, ainsi, l'évolution des systèmes agricoles pluviaux et donc la sécurité alimentaire des populations à travers la diminution des surfaces des terres arables, la durée des saisons de culture et la baisse des rendements par hectare. Le secteur de l'élevage est également touché par le phénomène du changement climatique. Selon la FAO (2016), la variabilité des précipitations et les températures élevées entraînent une diminution des rendements des productions animales en général. L'effet des changements climatiques sur l'élevage se manifeste de manières directes (par exemple, avec le stress thermique et l'augmentation de la morbidité et de la mortalité) et indirectes (par exemple, par la qualité et la disponibilité des aliments et des fourrages, et les maladies animales).

Au Sénégal, l'élevage figure parmi les secteurs moteurs de la croissance économique. Il est cité comme un secteur important dans le Plan Sénégal Emergent (PSE), cadre de référence de la politique économique et sociale depuis 2014. Selon le Ministère de l'Élevage et des Productions Animales (MEPA) du Sénégal (SEN), la valeur ajoutée aux prix courants de ce secteur est évaluée à 459,8 milliards de FCFA en 2018, soit environ 4,6 % du Produit Intérieur Brut (PIB) du pays (SEN, ANSD, 2019).

En 2017, le nombre d'ovins est estimé à 6,036 millions de têtes soit 39,37 % de l'effectif total des ruminants au Sénégal. Ils sont suivis des caprins au nombre de 5,723 millions de têtes (37,32 %) et des bovins au nombre de 3,43 millions de têtes (23,31 %) (FAO, 2019).

Au plan microéconomique, l'élevage des petits ruminants constitue une source de revenus pour les ménages, en particulier pour les femmes, à travers la vente d'animaux sur pied, de lait et de produits laitiers (Missohou *et al.*, 2016).

Le lait des petits ruminants est très important au Sénégal. Il est utilisé cru essentiellement pour

l'autoconsommation des ménages ou transformé en fromage, beurre de lait et crème. Cependant, il est confronté à des aléas climatiques tels que les pauses pluviométriques, le démarrage tardif de l'hivernage, les hausses de températures notamment en saison sèche..., qui pèsent lourdement sur les ressources fourragères et donc sur la production laitière notamment en saison sèche. Or c'est à cette période que l'on fait le plus appel à la production laitière des petits ruminants pour la consommation familiale et la vente car, dans les élevages pastoraux mobiles le lait de vache est laissé au veau.

De nombreuses études ont porté sur l'impact des changements climatiques sur le rendement laitier (Bianca, 1965 ; Bandaranayaka et Holmes, 1976 ; McDowell *et al.*, 1976 ; Klinedinst *et al.*, 1993 ; André *et al.*, 2011 ; Yano *et al.*, 2014 ; Mauger *et al.*, 2015 ; Foskolos et Moorby, 2018). Klinedinst *et al.* (1993) ont analysé les effets directs potentiels du réchauffement planétaire sur la production laitière aux États-Unis et en Europe. Ils trouvent que la production de lait baisse durant l'été dans ces zones à cause de la hausse de la température constatée durant cette période. Selon eux, le stress thermique survient lorsque les vaches laitières souffrent d'hyperthermie et qu'elles ne parviennent pas à maintenir la thermoneutralité avec l'augmentation de la température et de l'humidité ambiantes. Ainsi, les vaches qui produisent plus de lait sont plus vulnérables que les vaches à production plus faible (Bianca, 1965), car elles sont sensibles à une augmentation de la chaleur métabolique. Dans cette même lancée, Yano *et al.* (2014), ont modélisé les effets de la température sur la production laitière au Japon. Ils arrivent à la conclusion que chaque vache réagit différemment à la chaleur et les vaches produisant des quantités de lait relativement élevées ont tendance à être particulièrement plus sensibles à la chaleur. Le stress thermique entraîne une diminution de la production de lait et la teneur en matières grasses et en protéines (Schneider *et al.*, 1988 ; Abdel-Bary *et al.*, 1992).

Mauger *et al.* (2015), analysant les impacts du changement climatique sur la production laitière aux États-Unis trouvent que la hausse des températures diurnes entraîne une forte baisse de la production de lait. Toutefois, cette baisse est plus faible dans les régions les plus tempérées. Ils estiment les pertes de production

à 1,9 % par rapport à la production de référence (30 kg/jour en absence de stress thermique).

Foskolos et Moorby (2018), en combinant des modèles de projection climatique et des modèles de production laitière trouvent que les pertes annuelles moyennes de lait dues au stress thermique devraient dépasser 170 kg/vache dans le sud-est de l'Angleterre qui est la région où l'incidence du stress thermique est la plus élevée. Leurs prévisions montrent également que la zone la plus chaude (sud-est de l'Angleterre) au cours de l'année la plus chaude des années 2090 devrait entraîner une perte de lait annuelle supérieure à 1300 kg/vache, soit environ 18,6 % du rendement laitier annuel. Analysant les effets de la température ambiante en été sur certaines réponses physiologiques et productives chez une race exotique européenne (Holstein – Friesian) et une race locale de zébu (écotype Butana) de bovins au Soudan, Ahmed et Amin (1997), trouvent que la température rectale et le rythme respiratoire des espèces étaient positivement corrélés mais aussi que la consommation de matière sèche et la production de lait étaient négativement corrélées avec la variation de la température ambiante. Cependant, des effets négatifs importants sur le niveau élevé de la température ambiante n'ont été observés que chez la race exotique.

Ainsi, cet article contribue à la littérature existante sur les questions relatives à l'élevage. À notre connaissance, aucune recherche scientifique n'a abordé la relation entre le changement climatique et le rendement laitier des petits ruminants au Sénégal.

L'objectif de ce papier est d'analyser l'impact des changements climatiques sur les rendements laitiers des petits ruminants au Sénégal.

$$rend_{lait,i,t} = a_0 + a_1 femelle_{lait,i,t} + a_2 résid_t + a_3 pluv_t + a_4 temp_t + a_5 temp - pluv_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$rend_{lait,i,t}$: Rendement laitier de l'espèce i à la période t ; $femelle_{lait,i,t}$: Nombre de femelles laitières de l'espèce i à la période t ; $résid_t$: Quantité de fourrage disponible à la période t ; $pluv_t$: Quantité de pluviométrie à la période t ; $temp_t$: Température à la période t ; $temp - pluv_t$: combinaison température et pluviométrie à la période t ; ε_t : Terme d'erreur associé au modèle du rendement laitier de l'espèce i ; a_0 :

L'article s'articule autour de cinq sections. Après l'introduction, la section 2 décline le cadre méthodologique ; la section 3 expose les résultats, la section 4 présente la discussion ; et enfin la section 5 conclut.

MATERIEL ET METHODES

Dans cette section, nous présenterons successivement les sources des données utilisées, la spécification des modèles, le test de racine unitaire, le test de cointégration et, le modèle à correction d'erreur utilisé pour estimer les modèles.

SOURCES DES DONNEES

Les données utilisées proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (2019) et de celle de la FAO (2019) sur le Sénégal. Ainsi les données concernant le rendement laitier des ovins et celui des caprins ; les ovins laitiers ; les caprins laitiers et le résidu sont tirées de la base de données de la FAO (2019). Celles concernant la température et la pluviométrie proviennent de la base de données de la banque Mondiale. Ce sont des données annuelles et elles couvrent la période allant de 1961 à 2017, soit donc 56 années. Ces données ont d'abord été traitées sur le logiciel Excel 2013, puis elles ont été exportées sur le logiciel stata13 à l'aide duquel nous avons fait les estimations.

SPECIFICATION DES MODELES

Deux modèles sont estimés dans cet article : le modèle du rendement laitier des ovins et celui du rendement laitier des caprins.

Pour chaque modèle, la fonction à estimer est la suivante :

Constante associée au modèle du rendement laitier de l'espèce i ; a_1 : Coefficient associé au nombre de femelles laitières de l'espèce i ; a_2 : Coefficient associé à la quantité de fourrage ; a_3 : Coefficient associé à la quantité de pluviométrie ; a_4 : Coefficient associé à la température ; a_5 : Coefficient associé à la combinaison température et pluviométrie ; i = brebis, chèvres.

Avant d'estimer les modèles, nous avons effectué des tests de racine unitaire et de cointégration sur les séries afin de faire le choix sur la méthode d'estimation.

TEST DE RACINE UNITAIRE

Le traitement d'une série chronologique nécessite d'abord d'étudier ses caractéristiques stochastiques car, si ces dernières, c'est-à-dire son espérance et sa variance se trouvent modifiées dans le temps, la série chronologique est considérée comme non stationnaire, par contre si le processus stochastique est invariant, la série temporelle est alors stationnaire (Bourbonnais, 2015). La non-stationnarité pose des problèmes pour l'utilisation de certaines méthodes statistiques, telle que la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Si une série est stationnaire, sa distribution est

asymptotiquement normale. Par contre si la série est non stationnaire, sa distribution n'est plus normale. Selon Bourbonnais (2015), un processus stochastique y_t est stationnaire si :

(i) sa moyenne est constante et indépendante du temps ;

$$E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu, \forall t \text{ et } \forall m \quad (2)$$

(ii) sa variance est finie et indépendante du temps ;

$$v(y_t) < \infty, \forall t \quad (3)$$

(iii) sa covariance est indépendante du temps.

$$\text{cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma k \quad (4)$$

La littérature relève plusieurs tests de racine unitaire, notamment les tests de Dickey et Fuller (1979), les tests de Dickey et Fuller augmentés (1981) et le test de Phillips et Perron (1988).

Cependant, dans ce papier, nous avons utilisé les tests de Dickey et Fuller augmentés (DFA). En effet, pour les tests de Dickey-Fuller simples, le processus \mathcal{E}_t est, par hypothèse, un bruit

blanc. Selon Bourbonnais, il n'y a aucune raison pour qu'à priori l'erreur ne soit pas corrélée. Les tests de Dickey et Fuller augmentés (1981) permettent de prendre en compte cette hypothèse. Ces tests sont fondés sur l'hypothèse alternative $|\phi_1| < 1$, sur l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) de trois modèles.

Le modèle 1 représente une série sans constance ni tendance.

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Le modèle 2 représente une série avec constance mais sans tendance.

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \quad (6)$$

Le modèle 3 représente une série avec constance et tendance.

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \quad (7)$$

Dans le cadre de ce travail, nous avons choisi le modèle 1, parce que dans la littérature, il est dit que lorsque la constante de la relation de long terme du modèle à correction d'erreur n'est pas significative, il est préférable d'utiliser ce modèle. Dickey et Fuller ont tabulé des valeurs critiques pour des échantillons de tailles

différentes.

Les tests de Dickey et Fuller augmentés montrent qu'aucune variable n'est stationnaire en niveau, mais les différences premières de toutes les séries sont stationnaires au seuil de 1 %. En effet, une série est stationnaire, lorsque la valeur de la statistique de Dickey et Fuller

augmenté est inférieure à la valeur critique de la statistique tabulée. Les tests de racine unitaire

sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tableau I : Tests de racine unitaire de DFA.

DFA unit root tests.

Augmented Dickey Fuller test			
Variables	Test statistique		
	Niveau	Différence Première	
ov _{lait}	1,061	- 4,059***	
rend _{lai, ov}	- 1,298	- 2,980***	
résidu	1,416	- 5,739***	
pluv	- 0,720	- 4,315***	
temp	0,942	- 5,064***	
cap _{lait}	1,649	- 4,760***	
rend _{lait, cap}	- 0,572	- 4,187***	
temp_pluv	- 0,494	- 4,393***	
	1%	5 %	10 %
Valeur critique	- 2,619	- 1,950	- 1,610

*** Significatif au seuil de 1 % ; ** Significatif au seuil de 5 % ; * Significatif au seuil de 10 %.

Source : Estimation des auteurs.

TEST DE COINTEGRATION

Selon Bourbonnais (2015), dans un modèle économétrique à *k* variables explicatives, si les variables non stationnaires sont intégrés d'ordre *d* [*I*(*d*)], alors il existe un risque de cointégration.

La cointégration a comme idée sous-jacente : si *X_t* et *Y_t* sont non stationnaires, alors ces variables peuvent avoir une évolution divergente à court terme, mais à long terme elles vont évoluer ensemble. Ainsi, il existe une relation stable à long terme entre *X_t* et *Y_t* appelée relation de cointégration qui est donnée par :

$$Y_t = b + aX_t + \varepsilon_t \tag{8}$$

a = *a*₁ + *a*₂ + + *a*_{*n*} : le vecteur de cointégration représentant les coefficients de long terme ;

X_t: le vecteur des variables explicatives.

Deux branches de la littérature peuvent être distinguées pour le test de cointégration : (i) l'approche d'Engle et Granger (1987) et (ii) celle de Johansen (1988). Mais nous n'allons explorer que l'approche de Johansen que nous avons utilisé dans le cadre de ce travail. Cette approche est utilisée lorsque toutes les séries sont intégrées de même ordre.

L'approche de cointégration de Johansen exprime de manière conjointe tous les

paramètres par le maximum de vraisemblance. L'avantage de la procédure de Johansen est qu'elle permet de tester l'existence d'une ou de plusieurs relations de cointégration entre les différentes séries. Ainsi cette approche évite l'application en deux étapes de la procédure d'Engle-Granger.

La matrice δ représentant la relation de cointégration peut s'écrire sous la forme suivante :

$$\pi = \alpha\beta' \tag{9}$$

α : la force de rappel vers l'équilibre et ;

β' : le vecteur dont les éléments sont les coefficients des relations de long terme des variables.

A l'aide de la méthode de maximum de vraisemblance, Johansen a proposé deux tests de cointégration : (i) la trace statistique (trace statistic) et (ii) la statistique de la valeur propre maximale (max statistic).

La trace statistique est donnée par :

$$\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \tag{10}$$

n : nombre d'observations ; λ_i : valeur propre de la matrice *M* ; *k* : nombre de variables ; *r* : nombre de vecteurs de cointégration sous l'hypothèse

nulle.

Le deuxième test proposé par Johansen est donnée par la statistique suivante :

$$\lambda_{\max} = -n \text{Log} (1 - \lambda_{r+1}) \quad (11)$$

$r = 0, 1, 2, \dots$

Le test s'effectue comme précédemment de manière séquentielle par exclusion d'hypothèses alternatives.

Cependant, il est possible que ces deux statistiques donnent des résultats différents quant au nombre de relations de cointégration. Si c'est le cas, Bourbonnais privilégie le test de la trace. Les tests de cointégration effectués

$$\Delta Y_t = \gamma(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

X_t : Le vecteur des variables explicatives ;

p : le nombre de retards maximums et ;

γ : le paramètre représentant la force de rappel

$$\Delta \text{rend}_{\text{lait},t} = \gamma(\text{rend}_{\text{lait},t-1} - \theta X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta \text{rend}_{\text{lait},t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

RESULTATS

Dans cette section, nous allons d'abord faire une brève analyse descriptive, puis présenter les résultats des estimations économétriques, avant de terminer par la discussion.

ANALYSE DESCRIPTIVE

Les résultats de l'analyse descriptive révèlent qu'au cours de la période 1961-2017, le rendement moyen des brebis est estimé à environ 177 kg par lactation, pour un maximum et un minimum de 200 kg et 144 kg respectivement. Pour les chèvres, le rendement

concluent à une seule relation de cointégration pour la trace statistique pour les deux modèles.

LE MODELE A CORRECTION D'ERREUR

Johansen propose cinq spécifications pour le modèle à correction d'erreur concernant soit les vecteurs cointégrants soit les séries. Cependant, nous avons choisi dans cet article la première spécification qui est un modèle sans tendance ni constante. Cette spécification est choisie lorsque la constante dans la relation de long terme est non significative, ce qui est le cas pour notre modèle. Ce modèle est présenté comme suit :

vers l'équilibre, c'est-à-dire le terme à correction d'erreur qui doit être négatif et significatif pour que le modèle soit validé.

Ainsi nous avons le modèle du rendement laitier suivant :

moyen en cette période est estimé à environ 201 kg par lactation, alors que le maximum et le minimum sont estimés à 212 kg et 186 kg respectivement. Pendant ce temps, la pluviométrie moyenne est évaluée à environ 701 millimètres, alors que le maximum observé en 2010 est estimé à environ 921 millimètres et le minimum observé en 1983 est estimé à environ 461 millimètres. Quant à la température, elle est estimée en moyenne à 28,29 °C, pour une température maximale de 29, 20 °C, observée en 2010 et un minimum de 27,24 °C, observée en 1974. Ainsi, le constat général est que pendant cette période, l'année de la pluviométrie maximale correspond aussi à celle de la température maximale.

Tableau II : Résultats de l'analyse descriptive.*Results of the descriptive analysis.*

	Moyenne	Ecartype	Minimum	Maximum
$rend_{lait,ov}$	177,26	23,59	144	200
$rend_{lait,cap}$	201,56	5,01	186	212
$pluv$	701,21	120,39	461,52	920,87
$temp$	28,29	0,48	27,24	29,20

Source : auteurs à partir des données de la FAO et de la BM.**RESULTATS DES ESTIMATIONS**

Le Tableau III montre que pour le rendement laitier des brebis, le nombre d'ovins laitiers, le fourrage et la température sont statistiquement significatifs au seuil de 1 % à long terme, même si le coefficient associé au fourrage est quasiment nul. Par contre, la pluviométrie et la combinaison température et pluviométrie ont les signes attendus mais elles ne sont pas significatives au seuil de 1 %. Ainsi, la forte température impacte négativement sur le rendement laitier des brebis. En effet, une

hausse de la température de 1 % (0,3°C en moyenne) entrainera une baisse du rendement laitier des brebis de 23 % (40,8 kg en moyenne) à long terme. Ce résultat corrobore le travail de Chase (2006) qui a montré que le stress thermique peut avoir un effet négatif sur la production animale et la rentabilité des petits ruminants, ainsi que leurs reproductions et celui de Mauger *et al.* (2015), qui ont trouvé que la hausse des températures diurnes entraine une forte baisse de la production de lait aux États Unis.

Tableau III : Relation de long terme du modèle de rendement de lait des ovins.*Long-term relationship of the sheep milk yield model.*

Variables	coefficients	t-statistique	probabilité
ov_{lait}	0,001806	5,95	0,000
résidu	-0,000085	-4,84	0,000
Pluv	3,814531	1,28	0,202
temp	-23,01221	-3,75	0,000
temp_pluv	-0,09547	-0,90	0,367
TCE*	-0,02726	-2,510	0,012

TCE : * terme à correction d'erreur.

Concernant le rendement laitier des chèvres, les coefficients associés au fourrage et à la température sont statistiquement significatifs aux seuils de 1 % et 5 % respectivement à long terme (tableau IV). Par contre, les coefficients associés à la pluviométrie et à la combinaison

température et pluviométrie ne sont pas significatifs. Ainsi, une hausse de la température de 1 % entraine une baisse du rendement laitier des chèvres de 7,47 % (15 kg en moyenne) à long terme.

Tableau IV : Relation de long terme du modèle du rendement de lait des caprins.*Long-term relationship of the goat milk yield model.*

Variables	coefficients	t-statistique	probabilité
ov_{lait}	0,0000203	-3,08	0,002
résidu	1,0000025	3,41	0,001
Pluv	-0,1261405	-1,36	0,174
temp	-7,474354	-50,95	0,000
temp_pluv	0,0044381	1,32	0,188
TCE*	-0,5120521	-1,71	0,088

Source : estimation des auteurs à partir des données de la FAO et de la BM.

DISCUSSION

Au vu des résultats obtenus en considérant les deux espèces, on constate que les chèvres sont plus résistantes à l'effet de la température sur la production laitière. En effet, une hausse de 1 % de la température entraîne une baisse de 23 % du rendement laitier des brebis alors que pour les chèvres cette baisse n'est que d'environ 7,47 %, soit un écart de 25 kg en moyenne. De plus, le signe négatif du coefficient associé à la combinaison température et pluviométrie pour les brebis et celui positif pour les chèvres démontre davantage que les chèvres sont plus rustiques que les brebis. En d'autres mots, si les fortes températures sont accompagnées d'une bonne pluviométrie, cela impactera peu le rendement laitier des chèvres.

Les résultats des estimations ont montré que la hausse des températures observées au cours de ces dernières années accélère le tarissement des mares qui constituent la principale source d'abreuvement du cheptel. Ce qui entraîne donc une réduction de la disponibilité en eau et qui par la même occasion conduit le bétail à se déplacer sur de longues distances pour boire. Ces longs déplacements sont synonymes de dépense d'énergie qui peut entraîner ainsi une perte d'eau pour l'animal et donc affecter sa capacité productive.

Le coefficient positif associé à la pluviométrie montre que cette dernière joue un rôle essentiel dans la production laitière des petits ruminants notamment pour les brebis. En effet, la pluie est non seulement un phénomène qui apporte de l'eau pour l'abreuvement du bétail et la régénérescence du tapis herbacé mais aussi elle contribue à la réduction de la température ambiante. Toutefois, nos résultats montrent que son effet sur le rendement laitier des petits ruminants est relativement faible. Ce qui pourrait s'expliquer par les mauvaises pluviométries enregistrées au cours de ces dernières années au niveau de la zone sylvo-pastorale.

Par conséquent, nous pouvons dire que la variabilité des températures agit négativement sur le rendement laitier à cause de la mauvaise pluviométrie et du manque de disponibilité alimentaire qui est un facteur essentiel pour le rendement animal. Pour limiter cet impact du phénomène du changement climatique sur le rendement des petits ruminants, des politiques d'adaptation au changement climatique doivent

être menées dans le pays. Il s'agit notamment de l'intensification des cultures fourragères grâce au développement des techniques d'irrigation à travers l'aménagement de fermes hydroagricoles pour la culture du fourrage. En effet, la possession de champ de fourrage impacte à la fois la capacité de collecte de lait et les recettes issues de la vente de bouture. Il faudra également mettre l'accent sur la formation dans les bonnes pratiques en élevage. Ces bonnes pratiques concernent essentiellement les techniques de cultures fourragères, d'alimentation, d'abreuvement et de gestion de la santé animale. Il faut également réduire les coûts de l'alimentation du bétail notamment les compléments alimentaires, ce qui permet de disposer de plus de moyens financier pour le renforcement des forages au niveau des différentes zones d'élevage du pays. Ces derniers doivent être renforcés par des antennes qui vont servir de relais pour atteindre les villages ou localités les plus éloignées.

Par ailleurs, l'accroissement du rendement laitier des petits ruminants contribuera ainsi à la hausse de l'offre nationale de lait et réduire du coup la dépendance du pays de l'extérieur. Cette situation pourrait constituer une réelle opportunité pour les femmes en termes de création de richesses. En effet, la production et la transformation laitière sont généralement réservées aux femmes et les revenus issus de la production laitière sont essentiellement gérés par ces dernières. De plus, avec la forte diversité des produits issus de la transformation du lait, les femmes ont ainsi diverses sources de revenus qui leur permettent de subvenir décemment à leurs besoins.

CONCLUSION

L'élevage est l'un des secteurs importants pour la croissance économique du Sénégal. Cependant, il est confronté au défi des changements climatiques. L'objectif de cet article était d'analyser les effets de la variabilité pluviométrique et de la température sur les rendements laitiers des petits ruminants au Sénégal. Nous avons après avoir effectué des tests de racine unitaire et de cointégration, utilisé un modèle à correction d'erreur de Johansen pour estimer nos modèles.

Les résultats des estimations indiquent que le stress thermique a un impact négatif sur le

rendement laitier des petits ruminants. Ainsi, une hausse de la température moyenne de 0,3°C entraînera une baisse du rendement laitier des brebis de 40,8 kg en moyenne et celui des chèvres de 15 kg en moyenne. Par contre, le coefficient associé à la pluviométrie n'est pas significatif aussi bien pour les brebis que pour les chèvres. Par ailleurs, lorsque les températures extrêmes sont accompagnées par de fortes pluies, cela aura des effets négatifs sur le rendement laitier des brebis, mais cette combinaison températures extrêmes et fortes précipitations impacte peu sur le rendement laitier des chèvres. Ce qui démontre que les caprins résistent mieux aux changements climatiques que les ovins.

Ces résultats que nous venons d'observer pourraient donc s'expliquer par la baisse de la pluviométrie observée au cours de ces dernières années. En effet, cette baisse entraîne la réduction de la teneur en eau du tapis herbacé qui constitue la première source d'alimentation des petits ruminants au niveau des pâturages. De plus, le dessèchement progressif sur pied du fourrage suite à la hausse de la température entraîne une perte de sa valeur nutritive. En effet, le fourrage humide apporte des éléments nutritifs mais aussi de l'eau qui est l'élément de base pour la lactation.

La principale limite de cette étude est la non prise en compte des zones agro-écologiques, du fait de la non disponibilité de données sur ces zones pour les petits ruminants. En effet, l'analyse suivant les zones agro-écologiques devraient permettre d'observer l'effet des changements climatiques suivant la spécificité des zones.

REFERENCES

- Abdel-Bary H. T., M.M. Mohamed, H.I. Zaky, and A.A. Mohamed. 1992. Effects of season and month of calving on oestrous performance, services per conception and milk yield of Friesian cows in Egypt. *Egypt. J. Anim. Prod.* 29 : 229–253.
- Ahmed, M.M. M. and A.I. El Amin. 1997. Effect of hot dry summer tropical climate on forage intake and milk yield in Holstein–Friesian and indigenous zebu cows in Sudan. *Journal of Arid Environments*, 35 : 737–45. [Crossref], [Web of Science ®], [Google Scholar]
- André G., B. Engel., P.B. M. Berentsen., Th. V. Vellinga and AGJM. Oude Lansink. 2011. Quantifying the effect of heat stress on daily milk yield and monitoring dynamic changes using an adaptive dynamic model. *J. Dairy Sci.* 94 : 4502–4513.
- Bandaranayaka D.D and C. W. Holmes . 1976. Changes in the composition of milk and rumen contents in cows exposed to a high ambient temperature with controlled feeding. *Trop. Anim. Health Prod.* 8 : 38–46.
- Pradhan, Basanta K. and Ghosh, Joydeep. 2019. Climate policy vs. agricultural productivity shocks in a dynamic computable general equilibrium (CGE) modeling framework: The case of a developing economy. *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 77(C) : 55–69.
- Bianca W. 1965. Reviews of the progress of dairy science. Section A. Physiology. Cattle in a hot environment. *J. Dairy Res.* 32 : 291–345.
- Bourbonnais R. 2015. *Econométrie. 9^{ème} Edition, DUNOD.*
- Chase E. L. 2006. Climate change impacts on Dairy cattle. Department of Animal Science, University
- Dickey D and W. Fuller. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74 (366).
- Dickey D and W. Fuller. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, 49 (4).
- Engle R.F and C.W. Granger. 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55 : 251–276.
- FAO. 2016. *Élevage et changements climatiques.*
- FAO. 2019. *Situation de l'alimentation et de l'agriculture. Le point sur l'élevage.* Rome.
- Foskolos A and J.M. Moorby. 2018. Evaluating lifetime nitrogen use efficiency of dairy cattle: A modelling approach. *PLoS ONE* 13 (8).
- Johansen S. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control.* 12 : 231–254.
- Karimi V. E. Karimi and M. Keshavarz. 2017. Climate change and agriculture : impacts and adaptive responses in Iran. *Journal of Integrative Agriculture* : 1–15
- Klinedinsk P.L. D.A. Whilite D. G. Hahu. and L. Hubbard. 1993. The potential affects of climate change on summer season dairy cattle milk production and reproduction. Nebraska Agricultural Research Division.
- Mauger G.S. Y. Bauman. T.D. Nennich. and Jr.E.P.

- Salathé. 2015. Impacts of Climate Change on Milk Production in the United States. *Journal The Professional Geographer*, 67 (1): 121-131.
- McDowell R.E. N.W. Hooven. and J.K. Camoens. 1976. Effect of climate on performance of Holsteins in first lactation. *J. Dairy Sci.* 59 : 965-971.
- Missohou A. G. Nahimana. S.B. Ayssiwede. M. Sembéne. 2016. Elevage caprin en Afrique de l'Ouest : une synthèse. *Revue d'élevage et médecine vétérinaire des pays tropicaux*, 69 (1) : 3-18
- Phillips P.C.B and P. Perron. 1988. Testing for unit root in time series regression. *Biométrica*, 75 (2): 335-46.
- SEN, ANSD. 2019. Comptes nationaux provisoires de 2018 et définitifs de 2017 (base 2014), Décembre 2019, 29p
- SEN. MEPA. 2018. Rapport de revue annuelle du secteur de l'élevage. *Ministère de l'Elevage et des productions Animales*.
- Schneider P.L. D.K. Beede. and C.J. Wilcox. 1988. Nycterohemeral patterns of acid-base status, mineral concentrations and digestive function of lactating cows in natural or chamber heat stress environments. *J. Anim. Sci.* 66 :112-125.
- Yano M. H. Shimadzu. and T. Endo. 2014. Modelling temperature effects on milk production: a study on Holstein cows at a Japanese farm. SpringerPlus, <http://www.springerplus.com/content/3/1/129>.