

Déterminants du rendement lait et viande des bovins au Sénégal

M. A. DIALLO¹, P. MENDY¹, F. J. CABRAL¹

(Reçu le 15/09/2020; Accepté le 03/01/2021)

Résumé

L'objectif de cet article est d'identifier les déterminants du rendement de lait et de viande des bovins au Sénégal. Pour cela, nous avons utilisé un modèle à correction d'erreur de Johansen. Les résultats révèlent qu'à long terme l'alimentation est un déterminant significatif du rendement de lait et de viande des bovins. Le prix du lait et celui de la viande bovine agissent également positivement sur le rendement de lait et de viande de bovins. En revanche, le prix de la viande est négativement lié au rendement de lait des bovins.

Mots-clés: Bovins, Déterminants, Rendement, Lait, Viande

Determinants of milk and meat yields of cattle in Senegal

Abstract

The purpose of this article is to identify the determinants of the milk and meat yields of cattle in Senegal. To estimate our models, we used a Johansen error correction model. The results reveal that in the long term, feed is a significant determinant of the milk and meat yields of cattle. The price of milk and that of beef also have a positive effect on the yield of milk and beef. On the other hand, the price of meat is negatively linked to the milk yield of cattle.

Keywords: Cattle, Determinants, Yield, Milk, Meat

INTRODUCTION

Au Sénégal, l'élevage constitue avec l'agriculture les deux principales activités des populations rurales, en tant que source d'aliments et de création de revenus. D'après le recensement général de la population de l'habitat, de l'agriculture et de l'élevage (RGPHAE) mené par l'Agence nationale de la statistique et de la démographie (ANSD) du Sénégal (SEN), 28,2% des ménages Sénégalais pratiquent l'élevage; soit 73,9% des ménages ruraux, contre 26,1% des ménages urbains (SEN. ANSD, 2013). Selon ce rapport, cette activité est également pratiquée dans toutes les régions, notamment 69% des ménages de Fatick, 68% des ménages de Louga et 66% des ménages de Matam.

D'après la FAO (2005), l'élevage contribue pour environ 30% aux besoins de subsistance des ménages au Sénégal. En dehors des produits alimentaires, l'élevage offre plusieurs autres services aux ménages comme la force de traction, la production de fumier et l'épargne mais aussi joue un rôle social. En effet, les animaux permettent à travers les dons et prêts de maintenir et développer les liens entre les membres d'une même communauté. De même, le bétail sert à couvrir les dépenses importantes comme pour les frais d'hospitalisation, de mariage, de pèlerinage, etc. Il joue également un rôle dans le financement des campagnes agricoles par la génération de ressources financières pour acheter les intrants agricoles.

L'élevage est un des secteurs moteurs de la croissance économique au Sénégal. Il est cité comme un secteur prioritaire dans le Plan Sénégal Émergent (PSE), qui est un cadre de référence de la politique économique et sociale du Sénégal depuis 2014. La valeur ajoutée du secteur aux prix courants est évaluée à 372 milliards de F CFA en 2015 contre 348 milliards F CFA en 2014, soit un accroissement de 6,9% (SEN. ANSD, 2018). Ainsi, il a représenté 4,6% du Produit Intérieur Brut (PIB) en valeur du Sénégal en 2015 (SEN. ANSD, 2018).

Cependant, l'élevage au Sénégal est caractérisé par une productivité faible. Cela s'explique en partie par le fait que les races bovines locales sont caractérisées par un rendement laitier faible, qui ne dépasse pas deux litres de lait par jour avec une durée de lactation de 180 jours (Diop *et al.*, 2004). Mais aussi les politiques d'élevage ont longtemps été tournées vers la protection sanitaire du cheptel, à travers des campagnes de vaccination de masse afin d'éradiquer les grandes épizooties (Magrin *et al.*, 2011).

Ainsi, il serait intéressant de s'interroger sur les déterminants du rendement de lait et de viande des bovins qui fournissent l'essentiel de la production animale dans le pays.

Les performances des animaux dépendent de plusieurs facteurs, notamment les paramètres de reproduction tels que l'âge au premier vêlage, la durée de l'intervalle entre vêlage, la prolificité et la durée de la carrière reproductrice des femelles (Fall *et al.*, 1982; Corniaux, 2005; Buldgen *et al.*, 1992; Kouamo *et al.*, 2009). L'âge au premier vêlage correspond à l'âge de la première mise bas d'une femelle reproductrice. C'est un paramètre très important dans la reproduction des animaux en ce sens qu'un âge tardif au premier vêlage peut engendrer un nombre de vaches reproductrices relativement faibles (Corniaux, 2005). L'intervalle entre vêlage mesure le temps entre deux mises bas consécutives. Pour la production de lait, ce paramètre est très important, car il détermine la somme entre le temps de lactation et le temps de tarissement de la femelle. L'âge au premier vêlage et l'intervalle entre vêlages déterminent l'efficacité de la reproduction d'un troupeau (Tellah *et al.*, 2015). Selon les auteurs, les faibles performances de ces paramètres sont susceptibles d'entraîner des pertes considérables et retarder le progrès génétique. Quant à la prolificité, elle correspond au nombre moyen de sujets issus d'une mise bas. Elle est exprimée par le rapport entre le nombre de sujets nés et le nombre de mises bas (Buldgen *et al.*, 1992).

¹ Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG), Université Cheikh Anta Diop (UCAD), Dakar, Sénégal

En dehors des paramètres de reproduction, plusieurs autres facteurs sont déterminants pour les performances de l'élevage, notamment l'alimentation des animaux (Martel, 2008; Corniaux 2005; Tsopito, 2003; Zoundi *et al.*, 2003), le statut de l'animal dans le troupeau (Corniaux, 2005), l'état sanitaire des animaux (Diop, 1993), la pluviométrie (Diop *et al.*, 2009) et d'autres facteurs environnementaux (Ames et Ray, 1993). D'après Martel (2008), l'impact des nutriments sur la capacité reproductive s'observe à différentes phases du processus de production de la femelle : dès son jeune âge à travers ses effets sur le moment d'apparition de la puberté, ensuite chez l'adulte par son impact sur le taux de fertilité et donc sur le rythme de reproduction. Le stress nutritionnel provoque d'importantes variations de poids et affecte le pouvoir fécondant des animaux (Zoundi *et al.*, 2003). S'agissant de la pathologie, elle demeure une contrainte majeure dans le domaine des productions animales (Diop, 1993). Elle est synonyme d'une baisse de performance, par conséquent une baisse de la production et du rendement. Pour Diop *et al.*, (2009), le facteur pluviométrique est le facteur le plus important dans l'évolution des performances de production de lait des races locales dans les zones tropicales, puisque la durée de traite est nettement plus longue lorsque les quantités de pluies sont plus importantes. Selon Ames et Ray (1993), lorsque les conditions environnementales extrêmes sont éliminées et que les animaux sont épargnés du stress environnemental, les taux de croissance et de reproduction augmentent.

L'impact des facteurs génétiques sur les performances avant sevrage a fait aussi l'objet de nombreuses études (Ayyat *et al.*, 1995; Dekhili, 2003; Dekhili et Benkhilif, 2005). Ayyat *et al.*, (1995) ont trouvé pour les lapides néozélandaises adaptées aux conditions égyptiennes que seule la mère de la portée influence les performances avant sevrage, puisque que l'impact du père est non significatif, excepté pour la taille à la naissance. Dekhili (2003) a trouvé une étroite corrélation entre le poids à la naissance et le taux de sevrage des agneaux (Ouled-Djellal) au Maroc. Ainsi, selon l'auteur une amélioration du poids à la naissance permettra de réduire la mortalité et du coup à accroître le taux de sevrage. Selon Dekhili et Benkhilif (2005) une baisse de la mortalité des agneaux (Ouled-Djellal) nécessite une alimentation équilibrée pendant la gestation, car cela garantira un meilleur développement du placenta et un poids du fœtus élevé, ce qui permettra d'augmenter le poids des agneaux à la naissance.

Plusieurs auteurs se sont intéressés à l'impact de la fécondité sur le rendement laitier (Jamuna et Chakravarty, 2016; Michaličková *et al.*, 2014; Cabrera 2011; Aktürk *et al.*, 2010; De Vries, 2010; Oltenacu et Broom, 2010; Mehouchi et Touhami, 2004 et Kopecek, 2002). Ainsi, selon Cabrera (2011), une amélioration du taux de fécondité de 5% augmenterait la production laitière de 21,41 kg par an, tandis que De Vries (2010) a montré pour les producteurs laitiers de la Floride que l'amélioration du taux de fécondité de 1% augmenterait la production de lait de 7,13 kg par an. Mais l'obsession à l'amélioration de la fécondité peut dans certains cas s'avérer contre-productif. En effet, Jamuna et Chakravarty (2016) ont trouvé pour les bovins laitiers de l'Inde que l'augmentation du taux de fécondité peut entraîner une baisse du rendement laitier. Selon les auteurs, une

hausse du taux de fécondité de 34% à 45%, diminue de 2040 kg à 1993 kg par lactation le rendement laitier.

D'autres facteurs peuvent influencer le rendement de lait : la hausse du prix du lait (Kopecek, 2002; Mehouchi et Touhami, 2004), la complémentation alimentation (Tsopito, 2003; Corniaux, 2005; Aktürk *et al.*, 2010) et la pratique des biotechnologies animales telle que l'insémination artificielle (Kouamo *et al.*, 2009; Djedović *et al.*, 2012), la durée de lactation des vaches (Djedović *et al.*, 2012) et le prix de la viande (Buxton, 1985). Selon Corniaux (2005) la production laitière d'un troupeau dans la zone du fleuve Sénégal pourrait par la pratique de la complémentation alimentaire être multipliée par quatre. Aktürk *et al.*, (2010) ont trouvé pour des élevages laitiers en Turquie que les coûts des fourrages et des aliments concentrés représentent 57% des coûts de production totaux et 71% des coûts variables. Buxton (1985) a trouvé que le prix de la viande affecte négativement le rendement de lait dans 42 États des États-Unis d'Amérique.

Les spécialistes de la production animale sont unanimes sur le fait que la variation du rendement par animal est un indicateur de productivité important. Cependant, au Sénégal les travaux sont rares dans ce domaine. La plupart des travaux de recherches en élevage à notre connaissance dans le pays concernent les paramètres de reproduction et la santé animale.

L'objectif de cet article est d'identifier les déterminants du rendement de lait et de viande des bovins au Sénégal.

Pour la suite de ce papier, la section 2 présente les matériels et la méthodologie utilisés; la section 3 sera consacrée à la présentation des résultats et à la discussion et enfin la section 4 conclura.

MATÉRIELS ET MÉTHODE

Dans cette section, nous allons d'abord effectuer des tests de racine unitaire et de cointégration et enfin donner la spécification du modèle à correction d'erreur utilisé dans ce travail.

Les déterminants du rendement de lait

Pour le rendement de lait certaines variables ont été prises en compte afin d'en identifier les facteurs clés: **(i)** la pluviométrie, plusieurs travaux ont montrés un impact positif de la pluviométrie sur le rendement de lait (Diop *et al.*, 2009; Mehouchi et Touhami, 2004); **(ii)** les résidus de récolte, cette variable est introduite pour prendre en compte le facteur alimentation, en effet l'impact positif de l'alimentation sur le rendement en élevage a été démontré par plusieurs auteurs (Tsopito, 2003; Corniaux, 2005; Aktürk *et al.*, 2010); **(iii)** le prix du lait, d'après Mehouchi et Touhami (2004) et Kopecek (2002), le prix du lait affecte positivement le rendement laitier; **(iv)** la variable densité des bovins qui est le nombre d'animaux par hectare, cette variable permet de caractériser le degré d'intensification de l'élevage; **(v)** le prix de la viande bovine pour analyser le comportement des producteurs de lait face à l'évolution de cette variable, en effet Buxton (1985) a montré pour les USA que le prix de la viande affecte négativement la production de lait.

Ainsi, pour le modèle du rendement de lait bovin, la fonction à estimer est la suivante:

$$rlaitbov_t = a_0 + a_1 effbov_t + a_2 plaitbov_t + a_3 résidu_t + a_4 pluv_t + a_5 densbov_t + a_6 pviandebov_t + \varepsilon_t$$

$rlaitbov_t$: Rendement de lait bovin à la période t, $effbov_t$: Effectif des bovins à la période t, $plaitbov_t$: Prix du lait bovin à la période t, $résidu_t$: Résidus de récolte à la période t, $densbov_t$: Densité bovine à la période t, $pluv_t$: Pluviométrie moyenne à la période t, $pviandebov_t$: Prix de la viande bovine à la période t, ε_t : Le terme d'erreur.

Par ailleurs, dans la littérature nous avons essentiellement trouvé que des travaux concernant le rendement de lait. Toutefois, nous allons essayer dans cet article d'analyser les variables qui influencent le rendement de viande des bovins. Ainsi, pour le modèle du rendement de viande des bovins, la fonction à estimer est la suivante:

$$rviandebov_t = b_0 + b_1 effbov_t + b_2 pviandebov_t + b_3 résidu_t + b_4 pluvbov_t + b_5 densbov_t + b_6 plaitbov_t + \mu_t$$

$rviandebov_t$: Rendement de viande bovine à la période t
 μ_t : Le terme d'erreur.

Les variables sont évaluées en logarithme. Avant d'estimer les modèles, des tests de racine unitaire et de cointégration ont été effectués sur les séries, afin de faire le choix de la méthode d'estimation.

Tests de racine unitaire

De nombreux tests de racine unitaire ont été développés dans la littérature économétrique afin d'aider le praticien dans le choix de l'ordre d'intégration, à partir des données dont il dispose. On citera en particulier, les tests de Dickey et Fuller (1979), les tests de Dickey et Fuller augmentés (1981) et les tests de Phillips et Perron (1988). Mais dans ce papier, nous utilisons le test de Phillips et Perron (1988) qui est construit sur une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller pour prendre en compte des erreurs hétéroscédastiques (Bourbonnais, 2015). Ce test a trois options de modèles: une série sans constance ni tendance; une série avec constance mais sans tendance et une série avec tendance et constance. Nous ne présentons que la première option de modèle, qui est utilisée dans ce travail. Cette option est choisie lorsque la constante de la relation de long terme n'est pas significative. Elle est donnée par:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

La chronique X_t n'est pas stationnaire quelque soit le modèle retenu lorsque l'hypothèse $H_0: \phi_1 = 1$ est vérifiée. H_0 est acceptée si $t\phi_1 > t_{tabulé}$, c'est-à-dire il existe une racine unitaire, le processus n'est donc pas stationnaire.

Les tests de racine unitaire de Phillips et Perron (1988) ont permis de constater qu'aucune variable n'est stationnaire à niveau¹. Cependant toutes les variables sont stationnaires en différence première au seuil de 1%. D'après la théorie économique, ces variables à niveau sont donc suspectées avoir de relations économiques de long terme. Les résultats des tests de racine unitaire de Phillips et Perron sont donnés dans le tableau 1.

Tableau 1: Tests de racine unitaire de Phillips et Perron

Variabes	Niveau	Différence Première	
ln rlaitbov	2,189	-3,950***	
ln effbov	4,819	-4,125***	
ln plaitbov	1,258	-5,088***	
ln résidu	1,530	-8,809***	
ln pviandebov	1,901	-6,640***	
ln pluv	0,719	-10,240***	
ln dnsbov	2,169	-2,892***	
ln rviandebov	1,937	-4,883*	
Valeurs critiques	1%	5%	10%
	-2.654	-1.950	-1.602

***significatif au seuil de 1%; **significatif au seuil de 5%;

*significatif au seuil de 10%.

(Source: estimation des auteurs)

Le test de cointégration

Deux approches peuvent être distinguées dans la littérature pour le test de cointégration: l'approche d'Engle et Granger (1987) et celle de Johansen (1988). Cependant nous n'explorons que l'approche de Johansen que nous utilisons dans ce travail. 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. A l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance, Johansen parvient à proposer deux tests pour déterminer les valeurs propres non nulles correspondant aux relations de cointégration: la statistique de la trace (trace statistic) et la statistique de la valeur propre maximale (max statistic).

La statistique de la trace est donnée par:

Avec n = nombre d'observations, λ_i = $i^{\text{ème}}$ valeur propre de la matrice M , k = nombre de variables, r = le nombre de vecteurs de cointégration sous l'hypothèse nulle.

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

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

$$\lambda_{max} = -n \text{Log}(1 - \lambda_{r+1}) \quad r = 0, 1, 2, \dots$$

Cependant, ces deux statistiques peuvent donner des valeurs divergentes quant au nombre de relations de cointégration. Quand cela arrive, Bourbonnais (2015) privilégie le test de la trace, alors que Gloria et Vaillancourt (2012) recommandent d'examiner le vecteur de cointégration estimé et choisir selon que les relations de cointégration soient interprétables.

Le modèle à correction d'erreur de Johansen

Johansen propose cinq spécifications pour le modèle à correction d'erreur concernant soit les vecteurs cointégrants soit les séries. Cependant nous choisissons dans cet article la première spécification qui est un modèle sans tendance ni constante. Le modèle est ainsi spécifié:

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

Avec Y_t , la variable dépendante et X_t le vecteur des variables explicatives, p le nombre de retards maximums et γ est le paramètre représentant la force de rappel vers l'équilibre qui doit être négatif pour que le modèle à correction d'erreurs soit valide.

¹ Une série est stationnaire, lorsque la valeur de la statistique de Phillips et Perron est inférieure à la valeur critique de la statistique tabulée.

Les données

Les données sur la pluviométrie proviennent de l'agence nationale de l'aviation civile et de la météorologie (ANACIM). Pour les autres variables, les données ont été collectées auprès de l'agence nationale de la statistique et de la démographie (ANSD), du ministère de l'élevage et de la production animale (MEPA) et de la FAOSTAT. Elles couvrent la période 1983 à 2013. Pour l'estimation des modèles, nous avons utilisé le logiciel stata 12.

RÉSULTATS ET DISCUSSION

Nous présenterons d'abord les résultats sur les déterminants du rendement de lait, avant d'exposer ceux sur le rendement de viande des bovins au Sénégal.

Déterminants du rendement de lait des bovins au Sénégal

Le test de cointégration de Johansen admet, l'existence d'un seul vecteur de cointégration pour le modèle du rendement de lait bovin avec deux retards maximum. Le test de Lagrange a prouvé que les erreurs ne sont pas autocorrélées et le test de normalité de Jarque-Bera montre que les erreurs suivent une loi normale. L'utilisation du modèle à correction d'erreur est justifiée par le signe négatif du terme à correction d'erreur du modèle.

Les résultats montrent que le prix du lait, le résidu de récolte et la densité bovine affectent positivement et de façon significative le rendement de lait bovin à long terme (Tableau 2). Ces résultats corroborent ceux de Mehouachi et Touhami (2004) et Kopecek (2002) pour le prix et ceux de Tsopito (2003), Corniaux (2005) et Aktürk *et al.* (2010) pour le résidu. Ainsi une hausse du prix du lait de 1%, augmentera le rendement de lait bovin de 7,9%. De même, une hausse des résidus de récolte d'1% augmentera le rendement de lait bovin de 3,38% à long terme. Un accroissement du nombre de bovins par hectare d'1% entraînera une hausse du rendement de lait bovin de 10,9% à long terme. Le coefficient associé au prix de la viande bovine est négatif et statistiquement significatif, ce qui signifie qu'une hausse du prix de la viande bovine affecte négativement le rendement de lait bovin. Ce résultat corrobore le travail de Buxton (1985) qui a trouvé pour 42 États des USA que le prix de la viande affecte négativement sur le rendement de lait.

S'agissant de la relation de court terme, le signe du coefficient d'aucune des variables n'est significatif (Tableau 3), ce qui montre qu'à court terme ces variables ne sont pas déterminantes pour le rendement de lait bovin.

Tableau 2: Relation de long terme du modèle du rendement de lait des bovins

Variables	Coefficient	t-st	Prob.
<i>ln eff_{bov}</i>	-3,754	-2.82	0.005
<i>ln plait_{bov}</i>	7,910	3.72	0.000
<i>ln résidu</i>	3,383	1.99	0.047
<i>ln pluv</i>	1,034	0.49	0.622
<i>ln dns_{bov}</i>	10,978	5.94	0.000
<i>ln pviandebov</i>	-13,678	-5.34	0.000
TCE*	-0,018	-2.25	0.024

TCE*: Terme à correction d'erreur (Source: estimation des auteurs)

Tableau 3: Relation de court terme du modèle du rendement de lait des bovins

Variables	Coefficient	t-st	Prob.
<i>d ln rlai_{bov}</i> (-1)	0,222	1,12	0,263
<i>d ln eff_{bov}</i> (-1)	-0,145	-0,280	0,782
<i>d ln plait_{bov}</i> (-1)	-0,042	-0,250	0,802
<i>d ln résidu</i> (-1)	0,022	0,330	0,739
<i>d ln pluv</i> (-1)	0,029	0,320	0,753
<i>d ln dens_{bov}</i> (-1)	-0,087	-0,310	0,755
<i>d ln pviande_{bov}</i> (-1)	-0,021	-0,150	0,880

(Source: estimation des auteurs)

Déterminants du rendement de viande des bovins au Sénégal

Pour le modèle du rendement de viande des bovins, le test de cointégration admet l'existence de deux relations de cointégration entre les variables avec deux retards maximum. Le test de Lagrange montre que les erreurs ne sont pas autocorrélées et le test de normalité de Jarque-Bera conclut que les erreurs suivent une loi normale.

Les résultats des estimations montrent que le prix de la viande bovine, la densité bovine et le résidu affectent positivement et de façon significative le rendement de viande bovine à long terme (Tableau 4). Ainsi, une hausse du prix de viande bovine de 1% augmentera le rendement de viande bovine à long terme de 2,8%. Un accroissement du résidu de récolte de 1% entraînera à long terme un taux de croissance de 1,97% du rendement de viande bovine. Aussi, un accroissement de la densité bovine de 1% entraînera à long terme une hausse du rendement de viande bovine de 5,9%. Le coefficient du prix du lait bovin est négatif et significatif au seuil de 5%. Autrement dit, une hausse du prix du lait bovin affecterait négativement le rendement de viande bovine. Ce qui peut être expliqué par le fait que la hausse du prix du lait incite les éleveurs à plus s'investir dans l'accroissement du rendement laitier plutôt que de céder les vaches aux producteurs de viande.

Tableau 4: Relation de long terme du modèle du rendement de viande des bovins

Variables	CE1		CE2	
	Coefficient	t-st	Coefficient	t-st
<i>ln pviandebov</i>	2,780	2,43**	0,344	2,10**
<i>ln résidu</i>	1,976	3,46***	0,229	2,80***
<i>ln pluv</i>	0,801	1,17	0,162	1,66*
<i>ln dns_{bov}</i>	5,962	6,41***	0,360	2,71***
<i>ln plait_{bov}</i>	-1,742	-1,98**	-0,181	-1,44
TCE	-0,027	-0,12	-0,778	2,81**

CE1: modèle à correction d'erreur, associé à la première relation de cointégration, CE2: modèle à correction d'erreur, associé à la deuxième relation de cointégration, *** significatif à 1%; ** significatif à 5%; *significatif à 10% (Source: estimation des auteurs)

Pour la relation de court terme, aucune variable n'explique de façon significative le rendement de viande bovine, puisqu'aucun signe n'est significatif (Tableau 5).

Tableau 5: Relation de court terme du modèle du rendement de viande des bovins

Variabes	Coefficient	t-st	Prob.
$d \ln r_{viande}_{bov} (-1)$	-0,231	0,26	0,793
$d \ln eff_{bov} (-1)$	-0,657	-0,67	0,502
$d \ln p_{viande}_{bov} (-1)$	-0,157	-0,58	0,559
$d \ln résidu (-1)$	0,014	-0,11	0,915
$d \ln pluv (-1)$	0,072	0,41	0,682
$d \ln dens_{bov} (-1)$	-0,354	-0,38	0,703
$d \ln plait_{bov} (-1)$	0,290	0,96	0,339

(Source: estimation des auteurs)

CONCLUSION

L'objectif de ce papier est d'identifier les déterminants du rendement de lait et de viande des bovins au Sénégal. Ainsi, nous avons utilisé un modèle à correction d'erreur de Johansen.

Les résultats montrent que les résidus de récolte influencent positivement le rendement de lait et de viande des bovins. Le prix du lait et celui de la viande des bovins agissent positivement sur le rendement de lait et de viande respectivement. Par ailleurs, il existe une forte substituabilité entre la production de lait et celle de la viande.

A partir des résultats obtenus de ce travail, plusieurs enseignements peuvent être tirés.

L'alimentation est un facteur très important pour le rendement de l'élevage comme le montre nos résultats, confortés par la littérature. Une meilleure disponibilité alimentaire pour le cheptel est importante. Cela nécessite l'adoption de nouvelles techniques de cultures fourragères, pour que le cheptel ne dépende plus essentiellement des résidus de récolte qui dépendent-eux-mêmes de la pluviométrie qui est un facteur aléatoire.

L'élevage au Sénégal reste encore dominé par le système extensif, et les résultats montrent une relation positive entre la densité bovine et le rendement de lait et de viande. Il faut donc d'avantage penser à l'intensification de l'élevage au Sénégal, qui permettra de fixer les bovins afin qu'ils arrivent à mieux extérioriser leur potentiel génétique.

Le prix est aussi un facteur déterminant, aussi bien pour le rendement de lait que celui de la viande. Ainsi, il convient de mettre en place des politiques incitatives de prix, notamment pour le lait afin d'accroître l'offre nationale et réduire les importations.

RÉFÉRENCES

Aktürk D. Zeki Bayramoğlu, Ferhan Savran et Füsün Tatlıdil F. (2010). The Factors Affecting Milk Production and Milk Production Cost: Çanakkale Case-Biga Kafkas. *Univ. Vet. Fak. Derg.*, 16: 329-335.

Ames D.R et Ray D.E. (1993). Environmental manipulation to improve animal productivity. *Journal of animal science*, 57: 209-220.

Ayyat M.S, Marai I.F.M et El-Sayaid G.H.A. (1995). Genetic and non-genetic factors affecting milk production preweaning litter traits of new Zealand white does under Egyptian conditions. *Word rabbit science*, 3: 119-124.

Bourbonnais R. (2015). *Econométrie*. 9^{ème} Edition, DUNOD.

Buldgen A. Dieng A. Ducrot D. Dumont D. et Compère R. (1992). Productivité des élevages villageois de moutons du bassin arachidier sénégalais. *Revue mondiale de Zootechnie*, 72: 26-33.

Buxton B M. (1985). Factors Affecting U.S. Milk Production. National Economics Division, Economic Research Service, U.S., Department of Agriculture. *Agricultural Economic Report* 527: 1- 28.

Cabrera V. E. (2011). The economic value of changes in 21-day pregnancy rate and what controls this value. In 21st American Dairy Science Association Discover Conference: Improving Reproductive Efficiency of Lactating Dairy Cows (Vol. 10).

Corniaux C. (2005). Gestion technique et gestion sociale de la production laitière: les champs du possible pour une commercialisation durable du lait - cas des modes de production actuels du delta du fleuve Sénégal. Thèse de Doctorat, INA-PG, France.

Dekhili M. (2003). Relation entre le poids de naissance des agneaux (Ouled-Djellal) et le taux de sevrage à 90 jours. *Renc. Rech. Ruminants*, 10: 116.

Dekhili M. et Benkhilif R. (2005). Bilan portant sur les performances reproductives d'un troupeau de Brebis Ouled-Djellal. *Renc. Ruminants*, 12: 162.

De Vries A. (2010). Economic Importance of Genetic Improvements in Milk Production, Reproduction, and Productive Life. *University of Florida, IFAS Extension*, AN 158.

Dickey D. and Fuller W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.

Dickey D. and Fuller W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, 1057-1072.

Diop P.E.H. (1993). L'Élevage Africain face à l'enjeu des biotechnologies animales. In Maîtrise de la reproduction et amélioration sanitaire des ruminants. Dakar: N.E.A.S.- 290 p. (Actualités Scientifiques AUPELF/UREF).

Diop A.T. Diaw O.T. Dieme I. Touré I. Sy O. et Diémé G. (2004). Mares de la zone sylvopastorale du Sénégal: tendances évolutives et rôle dans les stratégies de production des populations pastorales. *Rev. Elev. Méd. Vet. Pays Trop.*, 5: 77-85.

Diop A.T. Ickowicz A. Diène A. et Nzimulinda J.C. (2009). Production laitière dans la zone sylvopastorale du Sénégal: étude des facteurs de variation et modes de gestion par les populations locales. *Revue Elev. Méd. vét. Pays trop.*, 62: 39-47.

Djedović R. Bogdanović V. Trifunović G. Petrović M.D. Petrović M.M et Stanojević D. (2012). The Effect of the Level of Milk Yield on the Reproduction Traits in Black and White Cow. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 28: 487496.

Engle R.F et Granger C.W. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55: 251-276.

Falla A. Djop A. Sandford J. Wissocq Y.J. Durkin J. et Trail J.C.M. (1982). Évaluation des productivités des ovins Djallonke et des taurins N'Dama au Centre de recherches zootechniques de Kolda, Sénégal. *Centre international pour l'élevage en Afrique. Rapport de recherche*, No. 3.

FAO (2005). *Livestock Sector Brief*.

Fuglie K. Wang S. et Ball V.E. (2012). Productivity Growth in Agriculture: An International Perspective. *Oxfordshire, UK: CAB International*.

Gloria M. et Vaillancourt F. (2012). Les déterminants macroéconomiques de l'épargne québécoise et canadienne-une étude économétrique. Montréal, Centre international de recherche en analyse des organisations. Rapport de projet.

- Jamuna V. Chakravarty A.K. (2016). Evaluation of fertility in relation to milk production and productivity of Murrah buffaloes. *Animal Reproduction Science*, 171: 72–80.
- Johansen S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231–254.
- Kopecek P. (2002). Analyse of the yield milk effect on the economics of milk production. *Agric. Econ.*, 48: 473-479.
- Kouamo J. Sow A. Leye A. Sawadogo G.J et Ouedraogo G.A (2009). Amélioration des performances de production et de reproduction des bovins par l'utilisation de l'insémination artificielle en Afrique Subsaharienne et au Sénégal en particulier: état des lieux et perspectives. *Revue Africaine de Santé et de Productions Animales*, 7:139-148.
- Magrin M. Ninot O. Cesaro J.D. (2011). L'élevage pastoral au Sénégal entre pression spatiale et mutation commerciale. *M@ppemonde*, 103.
- Martel G. (2008). Pratiques d'élevage, Productivité des Troupeaux de Truies et Rythmes de Travail des Éleveurs en Production Porcine: Une Approche par Modélisation. *Thèse de Doctorat d'État*, AgroParisTech.
- Mehouachi D. et Touhami B.S. (2004). Analyse de l'offre du lait frais en Tunisie. *New Médit*, 1: 61-64.
- Michaličková M. Krupová Z. et Krupa E. (2014). Determinants of Economic Efficiency in Dairy Cattle and Sheep. *Slovak J. Anim. Sci*, 47: 39-50.
- Oltencu P.A. Broom D.M. (2010). The impact of genetic selection for increased milk yield on the welfare of dairy cows. *Anim. Welfare*, 19: 39–49.
- Phillips P.C.B. et Perron P. (1988). Testing for unit root in time series regression. *Biométrica*, 75: 335-46.
- Sénégal, Agence Nationale de la Statistique et de la démographie. (2018). Note d'analyse des comptes nationaux.
- Sénégal, Agence Nationale de la Statistique et de la démographie. (2014). Recensement Général de la Population de l'Habitat de l'Agriculture et de l'Élevage. *Rapport définitif*.
- Tellah M. Mbaindingatoloum F.M. Logtene Y.M et Boly H. (2015). Age au premier vêlage et intervalle entre vêlages de quatre races bovines en zone périurbaine de N'Djaména, Tchad. *Afrique Science*, 11: 229 – 240.
- Tsopito C.M. (2003). Crop residues as a feed source for ruminants. *J. of Agric.*, 12: 29-34.
- Zoundi J.S. Sawadogo L. et Nianogo A.J. (2003). Pratiques et stratégies paysannes en matière de complémentation des ruminants au sein des systèmes d'exploitation mixte agriculture-élevage du plateau central et du Nord du Burkina Faso. *Tropicultura*, 21: 122-128.