

Sommaire

PATHOLOGIE INFECTIEUSE

5-9 Prévalence des principales bactéries responsables de mammites subcliniques des vaches laitières au nord-est de l'Algérie. Boufaïda Asnour Z., Butel M.J., Ouzrout R. *(en français)*

PATHOLOGIE PARASITAIRE

11-15 Evaluation de la gestion des bovins exposés à la trypanosomose dans les zones des nouveaux colons et des populations autochtones de la vallée du Ghibe, sud-ouest de l'Éthiopie. Abunna F., Mekibib B., Kidanemariam M., Amenu K., Beyene D. *(en anglais)*

RESSOURCES ALIMENTAIRES

17-23 Effets de la substitution totale du tourteau d'arachide par la fève de coton glandless sur les performances zootechniques de poulets de chair au Sénégal. Diaw M.T., Dieng A., Mergeai G., Camara A., Hornick J.L. *(en français)*

RESSOURCES ANIMALES

25-29 Performances de ponte et caractéristiques des œufs de la pintade locale (*Numida meleagris*) en système de conduite améliorée dans la région Centre du Burkina Faso. Sanfo R., Boly H., Sawadogo L., Brian O. *(en français)*

31-39 Contrôle de croissance des ovins allaitants en Tunisie. I. Ajustement d'une courbe globale et analyse critique du protocole officiel. Ben Hamouda M. *(en français)*

41-47 Contrôle de croissance des ovins allaitants en Tunisie. II. Perte de précision sur le calcul des performances à âge type selon un protocole simplifié alternatif au protocole officiel. Ben Hamouda M., Rekik M. *(en français)*

Contents

INFECTIOUS DISEASES

5-9 **Prevalence of major bacteria causing subclinical mastitis in dairy cows in Northeastern Algeria.** Boufaïda Asnoune Z., Butel M.J., Ouzrout R. (*in French*)

PARASITIC DISEASES

11-15 **Management assessment of cattle exposed to trypanosomosis challenge in the new settlement and native areas of the Ghibe Valley, Southwestern Ethiopia.** Abunna F., Mekibib B., Kidanemariam M., Amenu K., Beyene D. (*in English*)

FEED RESOURCES

17-23 **Effect of the total substitution of glandless cottonseed kernels for groundnut cake on broiler production in Senegal.** Diaw M.T., Dieng A., Mergeai G., Camara A., Hornick J.L. (*in French*)

ANIMAL RESOURCES

25-29 **Laying performances and egg characteristics of the guinea fowl (*Numida meleagris*) under improved breeding system in the central region of Burkina Faso.** Sanfo R., Boly H., Sawadogo L., Brian O. (*in French*)

31-39 **Growth monitoring of suckling lambs in Tunisia. I. Global curve fitting and critical analysis of the conventional protocol.** Ben Hamouda M. (*in French*)

41-47 **Growth monitoring of suckling lambs in Tunisia. II. Loss of precision in calculating performances at typical ages according to a simplified protocol as alternative to the conventional protocol.** Ben Hamouda M., Rekik M. (*in French*)

Sumario

PATOLOGIA INFECCIOSA

5-9 Prevalencia de las principales bacterias causantes de la mastitis subclínica en las vacas lecheras en el noreste de Argelia. Boufaïda Asnoune Z., Butel M.J., Ouzrout R. (*en francés*)

PATOLOGIA PARASITARIA

11-15 Evaluación de la gestión de los bovinos expuestos a la tripanosomosis en las zonas de los nuevos colonizadores y de los indígenas del Valle Ghibe, en el sur-oeste de Etiopía. Abunna F., Mekibib B., Kidanemariam M., Amenu K., Beyene D. (*en inglés*)

RECURSOS ALIMENTICIOS

17-23 Efectos de la sustitución total de torta de cacahuete por semilla de algodón sin glándulas en el rendimiento de pollos de engorde en Senegal. Diaw M.T., Dieng A., Mergeai G., Camara A., Hornick J.L. (*en francés*)

RECURSOS ANIMALES

25-29 Rendimiento de la postura y características de los huevos de la gallina pintada (*Numida meleagris*) bajo un sistema de manejo mejorado en la región central de Burkina Faso. Sanfo R., Boly H., Sawadogo L., Brian O. (*en francés*)

31-39 Control del crecimiento de ovejas lactantes en Túnez. I. Ajuste de una curva global y el análisis crítico del protocolo oficial. Ben Hamouda M. (*en francés*)

41-47 Control del crecimiento de ovejas lactantes, en Túnez. II. Pérdida de precisión en el cálculo del rendimiento por edad estándar según un protocolo simplificado alternativo al protocolo oficial. Ben Hamouda M., Rekik M. (*en francés*)

Prévalence des principales bactéries responsables de mammites subcliniques des vaches laitières au nord-est de l'Algérie

Z. Boufaïda Asnune^{1*} M.J. Butel² R. Ouzrout¹

Mots-clés

Bovin – Vache laitière – Mammites – Infection latente – Analyse bactériologique – Algérie.

Résumé

Des analyses bactériologiques de 235 prélèvements de lait de vaches laitières atteintes de mammites subcliniques dépistées par le *California mastitis test*, provenant de dix exploitations du nord-est de l'Algérie, ont été réalisées sur une période de deux ans (2008-10). L'isolement bactérien a concerné 89 p. 100 des échantillons. Parmi les germes isolés, les coques à Gram positive ont été les plus fréquents, notamment des staphylocoques à coagulase négative (43 p. 100) et *Staphylococcus aureus* (30 p. 100). *Escherichia coli* a été isolé dans 14 p. 100 des prélèvements. Les autres germes isolés ont été *Streptococcus uberis* (4 p. 100), *Streptococcus agalactiae* (3 p. 100), *Streptococcus dysgalactiae* (3 p. 100), et *Klebsiella* sp. plus rarement (2 p. 100).

■ INTRODUCTION

La mammites est considérée comme l'une des pathologies les plus importantes, fréquentes et coûteuses affectant les vaches laitières (10, 11), et la plus pénalisante pour les élevages laitiers (22). Elle se traduit le plus souvent sous forme inapparente, sans symptôme ni altération visible du lait. Biologiquement, elle se manifeste seulement par une augmentation du taux des leucocytes et des cellules épithéliales détectées par divers tests de comptage cellulaire. Ces tests permettent d'apprécier l'état sanitaire de la mamelle et d'évaluer la qualité du lait destiné à la consommation.

Dans de nombreux pays développés, une mise sous surveillance systématique et régulière est entreprise au sein des élevages laitiers afin de dépister les cas de mammites. En revanche, en Algérie la plupart des élevages ne sont soumis à aucun contrôle laitier régulier. La fréquence des mammites cliniques et subcliniques est élevée (6). Selon le ministère de l'Agriculture et du Développement rural, l'Algérie a un cheptel de 900 000 vaches laitières, dont 230 000 bovins laitiers à haut potentiel.

L'Algérie, troisième importateur mondial après l'Italie et le Mexique, a une consommation moyenne de lait de 130 L/habitant/an (3), dont le montant s'élève à 600 millions de dollars pour importer la moitié de ses besoins, soit 5 milliards de litres. En 2009, ce pays a importé de la poudre de lait pour un montant de 350 millions de dollars. Afin de réduire les coûts d'importation, les pouvoirs publics ont opté pour l'importation massive de vaches laitières, mais l'augmentation de la production laitière doit aussi s'accompagner d'une amélioration de l'état sanitaire des vaches. La présente étude a eu pour objectif d'évaluer la prévalence de mammites subcliniques dans des exploitations laitières, afin d'identifier les germes responsables de ces infections.

■ MATERIEL ET METHODES

Exploitations

L'étude a été conduite sur une période de deux années dans dix exploitations situées dans cinq wilayas du nord-est de l'Algérie (EL Tarf, Annaba, Skikda, Guelma et Souk haras). Les critères de choix des exploitations ont été la facilité d'accès et la disponibilité des éleveurs. Une enquête épidémiologique a été entreprise par le biais d'une fiche de renseignements relatifs à la conduite de la traite, à son hygiène et au traitement au tarissement.

Prélèvements

Au total 248 vaches ont été incluses dans cette étude. Les prélèvements de lait ont été effectués directement à la mamelle, avant

1. Institut des sciences vétérinaires, centre universitaire El Tarf, BP 73, 36000 Algérie.

2. Faculté des Sciences pharmaceutiques et biologiques, laboratoire de microbiologie, Université Paris 5, France.

* Auteur pour la correspondance

Tél. : +213 6 59 48 29 29

E-mail : zahidaboufaïda@hotmail.fr

la traite du soir. Deux prélèvements ont été réalisés sur chaque quartier : le premier a servi à dépister les mammites subcliniques au pied de la vache avec le *California mastitis test* (CMT). Le deuxième a été destiné à l'analyse bactériologique et n'a concerné que les échantillons de lait détectés positifs par le CMT.

Pour le deuxième prélèvement, le lait a été collecté dans un flacon stérile après lavage à l'eau et désinfection des trayons avec de l'alcool à 70° et élimination des premiers jets, selon les recommandations du National Mastitis Council (19). Tous ces prélèvements ont été identifiés et acheminés au laboratoire dans des conditions strictes de réfrigération (4 °C) dans un délai de 18 heures maximum (4).

Dépistage des mammites par le *California mastitis test*

Le principe du CMT repose sur l'utilisation d'une solution à base d'alkylaryl sulfonate de sodium à 4 p. 100 avec du pourpre de bromocrésol à 1/10 000 qui joue le rôle d'indicateur de pH (5). Trois millilitres de lait à tester sont mélangés à une même quantité de réactif (Schalm-Test, Rhône Mérieux).

Le score du CMT va de 0 à 4 en fonction de l'aspect du mélange (14). La relation entre le nombre de cellules et le score du CMT a été établie (tableau I) pour permettre le dépistage de l'infection du quartier. Ce test est considéré positif à partir d'un score de 2. Si au moins un quartier est positif, la vache est déclarée positive et si tous les quartiers sont négatifs, la vache est déclarée saine.

Analyses bactériologiques du lait

L'ensemencement des échantillons positifs au CMT a été réalisé sur gélose au sang de mouton (5 p. 100) et sur gélose Hektoen incubés à 37 °C pendant 24–48 heures. L'identification des bactéries a été effectuée par les méthodes conventionnelles (aspect des colonies, coloration de Gram, test à la catalase, test à l'oxydase associé à la coagulase). Les caractères biochimiques ont été étudiés à partir des galeries (API Bio Mérieux) permettant la caractérisation des espèces bactériennes au sein du même genre : si au moins cinq colonies bactériennes sont présentes, le germe isolé est retenu comme responsable de la mammité (21).

Analyses statistiques

Le test du chi 2, test non paramétrique permettant de tester l'indépendance entre variables aléatoires, a été utilisé.

■ RESULTATS

Enquête épidémiologique

Les résultats ont indiqué que la traite manuelle était pratiquée dans 40 p. 100 des exploitations (effectifs : 12 à 18 vaches) (tableau II) et la traite mécanique au moyen de chariots trayeurs était pratiquée dans les autres exploitations étudiées. La salle de traite était

Tableau I

Interprétation du *California mastitis test*

Score	Aspect	Concentration cellulaire	Interprétation
0	Mélange liquide sans précipitation	0 à 200 000	Pas d'infection subclinique
1	Floculat très fin qui disparaît après agitation	150 000 à 500 000	Pas d'infection subclinique
2	Floculat très net sans tendance à la gélification	400 000 à 1 500 000	Infection subclinique légère
3	Floculat épais avec formation d'un gel ; par endroits, consistance du blanc d'œuf	800 000 à 5 000 000	Infection subclinique nette
4	Gel épais à la consistance du crachat	> 5 000 000	Infection subclinique parfois clinique

Tableau II

Caractéristiques des exploitations et résultats du *California mastitis test*

Exploitation	Mode de traite	Hygiène de la traite	Traitement au tarissement	Nb. de vaches	Nb. de vaches positives (fréquence)	Nb. de quartiers positifs
E1	Mécanique	Lavage de la mamelle	Systématique	48	16 (33 %)	38
E2	Mécanique	Lavage de la mamelle	Systématique	36	14 (39 %)	32
E3	Mécanique	Lavage de la mamelle	Pas systématique	29	10 (35 %)	26
E4	Manuel	Lavage de la mamelle	Aucun	18	10 (35 %)	22
E5	Mécanique	Lavage de la mamelle	systématique	39	8 (56 %)	18
E6	Mécanique	Lavage de la mamelle	Pas systématique	17	4 (24 %)	14
E7	Manuel	Lavage de la mamelle	Aucun	15	9 (60 %)	25
E8	Manuel	Aucune	Aucun	12	7 (58 %)	18
E9	Mécanique	Lavage de la mamelle	Pas systématique	20	9 (45 %)	17
E10	Manuel	Aucune	Aucun	14	9 (64 %)	25
Total				248	96 (38,6 %)	235

absente dans la totalité des élevages. Une différence très significative a été notée entre la traite manuelle et la traite mécanique ($p < 0,001$) quant au nombre de germes de mammites isolés. La machine à traire n'était pas désinfectée correctement et aucun contrôle de machine n'était réalisé, expliquant la plus forte prévalence des germes pathogènes dans les élevages où se pratiquait la traite mécanique.

L'analyse des informations recueillies sur l'hygiène de la traite a montré que le nettoyage de la mamelle à l'eau n'était réalisé systématiquement que dans 80 p. 100 des exploitations. Le nettoyage était le plus souvent incorrect, réalisé à mains nues à l'aide d'une éponge ou avec des serviettes en coton. L'essuyage et l'élimination des premiers jets étaient très rarement pratiqués. L'étude statistique a révélé que l'hygiène de la traite était associée aux mammites subcliniques avec une valeur significative ($p < 0,01$).

Les traitements au tarissement avec un anti-infectieux étaient pratiqués dans 30 p. 100 des exploitations. Ils étaient généralement administrés par voie intramammaire. Une différence très significative a été notée entre l'application ou non d'un traitement au tarissement et l'apparition de mammites subcliniques ($p < 0,001$).

Test de dépistage

La prévalence troupeau de CMT positif (CMT ≥ 2) a varié de 24 à 64 p. 100 selon les troupeaux avec, pour l'ensemble de l'échantillon, un total de 96 vaches (38,6 p. 100) dont 235 quartiers étaient atteints. La moyenne du nombre de quartiers atteints par vache a été de 2,4 (tableau II).

Analyses bactériologiques du lait

Les examens bactériologiques ont révélé que sur les 235 échantillons de lait analysés, 186 ont été positifs (79 p. 100), 23 pluricontaminés (9 p. 100) et 26 stériles (11 p. 100). Au total, 228 isolements bactériens ont été réalisés correspondant à l'identification de sept espèces de bactéries (tableau III). Le genre *Staphylococcus* a dominé les isolats avec 30 p. 100 de *S. aureus* et 43 p. 100 de staphylocoques à coagulase négative (SCN). Les principales espèces de SCN isolées ont été *S. chromogenes* et *S. epidermis* avec des fréquences respectives de 18,4 et 12,3 p. 100 (tableau IV).

Les germes dits de réservoir mammaire (21) ont été majoritaires et représentés par *S. aureus*, avec un taux de prévalence de 79,4 p. 100 des bactéries isolées à partir des 235 quartiers révélés positifs par le CMT. La fréquence des germes de l'environnement,

Escherichia coli, *Klebsiella* sp. et *Streptococcus uberis*, ont été respectivement de 14,5, 2,2 et 3,9, soit une fréquence globale de 20,6 p. 100.

Les cas de mammites subcliniques pour lesquelles une seule espèce a été isolée ont représenté 58,1 p. 100 des échantillons positifs. Ils ont été dominés par les SCN. Les cas d'infections multiples représentés par l'association de deux espèces ont concerné 41,9 p. 100 des échantillons positifs. Le germe le plus souvent isolé en association avec un autre a été *Staphylococcus aureus*.

DISCUSSION

Enquête épidémiologique

L'hygiène de la traite a été jugée globalement déficiente dans la plupart des exploitations suivies. Le simple lavage des trayons était négligé, parfois pratiqué à l'aide d'une lavette collective avec de l'eau uniquement et sans être suivi d'essuyage. L'élimination des premiers jets avant la traite se faisait généralement sur le sol sous la vache, présentant ainsi un facteur de risque de contamination de la surface de couchage de la vache. Autant de fautes d'hygiène et de carences qui constituent des facteurs de risques des mammites subcliniques (17, 20). Les observations de la présente étude sont en accord avec celles de plusieurs autres auteurs (4, 12) qui indiquent que ces facteurs sont étroitement liés à l'installation des infections mammaires.

Test de dépistage

Le dépistage des mammites subcliniques est à la base de leur contrôle. Dans la présente étude, l'utilisation du CMT a permis de détecter une fréquence de 79 p. 100 de mammites subcliniques. A titre de comparaison, une étude récente réalisée par Aggad et coll. (1) portant sur l'évaluation de la qualité hygiénique du lait dans l'Ouest algérien a montré que les mammites étaient décelées dans 76 p. 100 des laits de mélange et 47 p. 100 des laits individuels. Une étude des mammites des vaches laitières des hautes terres de Madagascar, réalisée à la ferme à l'aide du CMT et du papier pH, a montré que 43 p. 100 des vaches avaient un lait positif à ces tests (21).

Selon Hanzen (16), le CMT, lorsqu'il est réalisé régulièrement, présente les mêmes indications que le comptage cellulaire individuel. Il a l'avantage, par rapport à ce dernier, d'être moins coûteux, de pouvoir être réalisé par tous les éleveurs et de fournir une image plus précise des infections en donnant des résultats

Tableau III

Espèces bactériennes isolées

Bactéries isolées	Nb.	Fréquence (%)
Staphylocoques à coagulase négative	98	43
<i>Staphylococcus aureus</i>	69	30,3
<i>Streptococcus uberis</i>	9	3,9
<i>Streptococcus agalactiae</i>	8	3,5
<i>Streptococcus dysgalactiae</i>	6	2,6
<i>Escherichia coli</i>	33	14,5
<i>Klebsiella</i>	5	2,2
Total	228	100

Tableau IV

Principales espèces de staphylocoques à coagulase négative isolées

Espèce bactérienne	Nb.	Fréquence (%)
<i>Staphylococcus chromogenes</i>	42	18,4
<i>Staphylococcus epidermis</i>	28	12,3
<i>Staphylococcus xylosus</i>	10	4,4
<i>Staphylococcus warneri</i>	7	3
<i>Staphylococcus haemolyticus</i>	10	4,4
<i>Staphylococcus cohnii</i>	1	0,4
Total	98	43

quartier par quartier. Il peut également être utilisé pour vérifier, voire sélectionner les animaux à traiter au moment du tarissement. Dans la pratique, le CMT constitue donc la méthode de choix pour la détection des mammites subcliniques par l'éleveur (15).

Analyses bactériologiques du lait

Les résultats de l'analyse bactériologique ont révélé que, sur les 235 échantillons de lait récoltés, 212 ont réellement pu être analysés au laboratoire et 186 (79 p. 100) ont été positifs. Par ailleurs, 11 p. 100 des prélèvements ont été trouvés indemnes de bactéries après culture. Plusieurs raisons pouvaient l'expliquer : le germe était enkysté dans le parenchyme mammaire, cas de *S. aureus* (2) ; une antibiothérapie préalable a inhibé les germes sans les détruire complètement ; les prélèvements ont été mal conservés. Pour des raisons pratiques un certain nombre d'échantillons ont été congelés. Certains germes supportent mal la congélation, comme *Escherichia coli* ou les SCN, tandis que d'autres la supportent bien, comme les streptocoques ou *S. aureus* (23).

Les SCN ont représenté 43 p. 100 des bactéries isolées. Ce sont les agents étiologiques les plus fréquemment rencontrés dans le cas de mammitte subclinique. Ces germes ont longtemps été considérés comme des agents pathogènes rarement responsables de ce type d'infection (13), mais les recherches réalisées au cours des dix dernières années font apparaître l'importance des SCN comme germes pathogènes responsables de mammites cliniques et subcliniques (4, 7, 24). Ils sont maintenant reconnus comme étant les agents responsables majeurs des infections intramammaires bovines.

Le nombre élevé de ces germes serait dû aux mauvaises conditions d'hygiène de la traite. Parmi les SCN, *Staphylococcus chromogenes* a occupé la première place dans la présente étude comme agent responsable de mammitte subclinique, suivi par *S. epidermis*, (tableau IV), bien que ce dernier ait été le germe le plus souvent rencontré dans d'autres études (4, 8).

Classé parmi les agents pathogènes majeurs, *S. aureus* est, après les SCN, le germe le plus fréquemment isolé des quartiers infectés, probablement en relation avec des déficiences en matière d'hygiène (9). Il a été isolé avec une fréquence de 30,3 p. 100 dans la présente étude, le plus souvent lors d'infections multiples. Il se trouve en grand nombre dans le lait cru. Son réservoir est constitué par les glandes mammaires infectées mais aussi par le portage cutané des animaux sains. Wallemacq et coll. (25) indiquent que les mammites à *S. aureus* sont considérées comme l'une des maladies majeures chez les vaches laitières, causant de lourdes pertes économiques principalement dues à la réduction de la qualité et de la quantité de lait produit. Elles se caractérisent fréquemment par des formes subcliniques et chroniques, rendant leur diagnostic et leur contrôle difficile. En 2007, Nagahata et coll. (18) signalent que *S. aureus* est détecté avec une fréquence de 41,2 p. 100 chez 54 vaches en lactation au Japon.

Escherichia coli est considéré comme un germe de l'environnement et il est présent en abondance sur tous les supports des étables et dans l'eau. Il a été isolé avec une fréquence de 14,5 p. 100 dans la présente étude ; le mauvais entretien de la litière et la mauvaise hygiène de la stabulation et des vaches en général pouvaient expliquer sa présence. Une étude effectuée à Madagascar (21) rapporte qu'*E. coli* est isolé dans 20 p. 100 des laits de mammites. Ce germe, responsable le plus souvent de mammites cliniques aiguës, occupe aussi une place importante dans les infections intramammaires en France avec une fréquence de 14,5 p. 100 dans une étude de 1991 (13).

■ CONCLUSION

Le présent travail a permis d'évaluer la prévalence des mammites subcliniques qui demeurent parmi les pathologies dominantes sévissant dans les élevages laitiers en Algérie et d'identifier les germes qui en sont responsables. Cette pathologie multifactorielle représente un trouble majeur chez la vache laitière, affectant la qualité du lait et le bien-être animal. La maîtrise des mammites subcliniques devrait impliquer un dépistage systématique et précoce de ces affections à l'aide d'un test rapide et fiable comme le CMT, des conditions de traite et d'hygiène préservant l'intégrité de la mamelle, une utilisation raisonnée des anti-infectieux, et l'identification des agents pathogènes responsables de ces infections. Compte tenu du faible nombre d'exploitations échantillonnées, une étude portant sur un plus grand nombre d'exploitations est suggérée pour confirmer les résultats présentés ainsi qu'une caractérisation plus poussée des germes isolés en recherchant leurs éventuelles antibiorésistances.

BIBLIOGRAPHIE

1. AGGAD H., MAHZOUZ F., AHMEDAMMAR Y., KIHAL M., 2009. Evaluation de la qualité hygiénique du lait dans l'ouest algérien. *Rev. Méd. vét.*, **169** : 590-595.
2. ALEXANDRE A., 2005. Utilisation des comptages cellulaires dans la comparaison de deux préparations hors lactation. Thèse Doct. vét., Université Claude Bernard, Lyon I, France, p. 73-74.
3. AMELLAL R., 1995. La filière lait en Algérie : entre l'objectif de la sécurité alimentaire et réalité de la dépendance. *Options Méditerr., Sér. B* : 14.
4. BEN HASSEN S., MESSADI L., BEN HASSEN A., 2003. Identification et caractérisation des espèces de *Staphylococcus* isolées de lait de vaches atteintes ou non de mammitte. *Ann. Méd. vét.*, **147** : 41-47.
5. BENNET G., 1993. What to expect from sire selection to lower somatic cell count. In: 32nd Annual Meeting National Mastitis Council, Kansas City, USA, 4-7 Oct. 1993, p. 65-72.
6. BEROUAL K., 2003. Caractérisation des germes d'origine bactérienne responsables des mammites bovines dans la région de la Mitidja. Thèse Magister, Université de Blida, Algérie, 134 p.
7. BES M., GUERIN-FAUBLEE V., MEUGNIER H., ETIENNE J., FRENEY J., 2000. Improvement of the identification of staphylococci isolated from bovine mammary infections using molecular methods. *Vet. Microbiol.*, **71** : 287-294.
8. BIGERSON A., JONSSON P., HOLMBERG O., 1992. Species identification and some characteristics of coagulase-negative staphylococci isolated from bovine udders. *Vet. Microbiol.*, **31** : 181-189.
9. BONNIER M., DORE C., MEDEO J., GUERIN-FAUBLEE V., 2006. Activité *in vitro* de la tylosine et de la tilmicosine sur des coques isolés de mammites bovines. *Rev. Méd. vét.*, **157** : 486-489.
10. BOUTET P., DETILLEUX J., MOTKIN M., DELIEGE M., PIRAUX E., DEPINOIS A., DEBLIQUY P., MAINILJ., CZAPLICKI G., LEKEUX P., 2005. Comparaison du taux cellulaire et de la sensibilité antimicrobienne des germes responsables de mammitte subclinique bovine entre les filières conventionnelle et biologique. *Ann. Méd. vét.*, **149** : 173-182.
11. BRADLEY A.J., 2002. Bovine mastitis: An evolving disease. *Vet. J.*, **164** : 116-128.
12. DELFOSSE C., FOIDMONT E., CURNEL Y., HUMBLET M.F., HANZEN C., BERTOZZI C., BARTIAUX-THILL N., 2006. Etude éco pathologique des facteurs de risque des mammites dans les élevages laitiers en Wallonie. *Rech. Ruminants*, **13** : 440.
13. FABRE J.M., BERTHELOT X., LEBRET P., BLANC M.F., BLANC M.C., 1991. Estimation de la fréquence des différents germes responsables d'infection mammaires en élevage bovin laitier dans le sud-ouest de la France. *Rev. Méd.vét.*, **142** : 823-829.
14. FAROULT B., POUTREL B., BROUILLET P., LE PAGE P., 2003. Mammitte des bovins (cliniques et subcliniques) : démarche diagnostique et thérapeutique. *Dépêche vét. (suppl.)* : 87.

15. GAMBO H., AGNEM ETCHIKI C., 2001. Dépistage de mammites subcliniques chez des vaches Goudali en lactation au Nord Cameroun. *Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop.*, **54** : 5-10.
16. HANZEN C., 2009. Propédeutique de la glande mammaire : sémiologie, diagnostic individuel et de troupeau. Liège, Belgique, Université de Liège, p. 11.
17. MTAALLAH B., OUBEY Z., HAMMAMI H., 2002. Estimation des pertes de production en lait et des facteurs de risques des mammites subcliniques à partir des numérations cellulaires de lait de *tank* en élevage bovin laitier. *Rev. Méd. vét.*, **153** : 251-260.
18. NAGAHATA H., ITO H., MARUTA H., NISHIKAWA Y., SUSKINO H., MATSKI S., HIGUCHI H., OKUHIRA A., ANRI A., 2007. Controlling highly prevalent *Staphylococcus aureus* mastitis from dairy farm. *J. vet. med. Sci.*, **69**: 893-898.
19. NATIONAL MASTITIS COUNCIL, 1999. Laboratory handbook on bovine mastitis, rev. Edn. Madison, WI, USA, National Mastitis Council.
20. PLUVINAGE P., DUCRUET T., JOSSE J., MONICAT F., 1991. Facteurs de risques des mammites des vaches laitières. Résultats d'enquête. *Rec. Méd. vét.*, **167** : 105-112.
21. RAKOTOZANDRINDRAINY R., FOUCRAS G., 2007. Etiologie bactérienne des mammites des vaches laitières du triangle laitier des hautes terres de Madagascar. *Rev. Méd. vét.*, **158** : 106-110.
22. REMY D., 2010. Les mammites : hygiène, prévention, environnement, 1^{re} éd. Paris, France, La France agricole, 260 p.
23. SCHUKKEN Y.H., GROMMERS F.J., SMIT J.A., VANEGEER D., BRAND A., 1989. Effect of freezing on bacteriologic culturing of mastitis milk samples. *J. Dairy Sci.*, **72**: 1900-1906.
24. TAPONEN S., 2008. Bovine mastitis caused by coagulase-negative staphylococci. *Accad. Diss., Faculty of Veterinary Medicine, University of Helsinki, Finland*, 63 p.
25. WALLEMACQ H., GIRARD B., LEKEUX P., BUREAU F., 2010. La vaccination contre les mammites à *Staphylococcus aureus* chez la vache laitière. *Ann. Méd. vét.*, **154** : 16-29.

Accepté le 18.06.2012

Summary

Boufaïda Asnoue Z., Butel M.J., Ouzrout R. Prevalence of major bacteria causing subclinical mastitis in dairy cows in Northeastern Algeria

Bacterial analyses of 235 milk samples of dairy cattle distributed over 10 farms in Northeastern Algeria, affected by sub-clinical mastitis diagnosed by the California mastitis test, were carried out over a two-year period (2008-10). Bacterial isolation concerned 80% of the samples. Among the pathogenic agents detected, Gram-positive cocci were the most frequently found, particularly coagulase-negative staphylococci (43%) and *Staphylococcus aureus* (30%). *Escherichia coli* was isolated in 14% of the samples. The other bacteria isolated were *Streptococcus uberis* (4%), *Streptococcus agalactiae* (3%), *Streptococcus dysgalactiae* (3%), and more rarely *Klebsiella* sp. (2%).

Keywords: Cattle – Dairy cow – Mastitis – Latent infection – Bacteriological analysis – Algeria.

Resumen

Boufaïda Asnoue Z., Butel M.J., Ouzrout R. Prevalencia de las principales bacterias causantes de la mastitis subclínica en las vacas lecheras en el noreste de Argelia

Los análisis bacteriológicos de 235 muestras de leche de vacas lecheras con mastitis subclínica detectadas por el *California Mastitis Test*, provenientes de diez fincas en el noreste de Argelia, se llevaron a cabo durante un período de dos años (2008-2010). El aislamiento de la bacteria afectó al 80% de las muestras. Entre las bacterias aisladas, los cocos Gram positivos fueron los más frecuentes, especialmente los estafilococos coagulasa negativos (43%) y los *Staphylococcus aureus* (30%). El *Escherichia coli* se aisló en el 14% de las muestras. Otros microorganismos aislados fueron los *Streptococcus uberis* (4%), los *Streptococcus agalactiae* (3%), los *Streptococcus dysgalactiae* (3%), y más raramente, la *Klebsiella* sp. (2%).

Palabras clave: Ganado bovino – Vaca lechera – Mastitis – Infección latente – Análisis bacteriológico – Argelia.

Management assessment of cattle exposed to trypanosomosis challenge in the new settlement and native areas of the Ghibe Valley, Southwestern Ethiopia

F. Abunna^{1*} B. Mekibib² M. Kidanemariam²
K. Amenu³ D. Beyene⁴

Keywords

Cattle – *Trypanosoma* – Trypanosomosis – Livestock management – Ghibe Valley – Ethiopia.

Summary

A study was conducted from October 2007 to April 2008 using a semi-structured questionnaire and blood samples in the Ghibe Valley, southwest of Ethiopia, to assess the management of cattle exposed to trypanosomosis in two communities, the natives and the new settlers. Blood samples collected from the ear of 429 cattle (210 from the natives and 219 from the new settlers) revealed an overall prevalence of 5.4%, with 6.2 and 4.6% in the natives and the new settlers, respectively. This difference between communities was not significant ($p > 0.45$). Qualitative and quantitative information was obtained from 50 natives and 51 new settlers randomly selected using the questionnaire. Most management practices of cattle in the natives' and new settlers' communities were found to be significantly different. Although the prevalence of trypanosomosis infection was not significantly different between the two communities, more animals were found anemic in the natives' herds than in the new-settlers'. Further research should be carried out to determine the major reason that contributed to the difference observed between the PCVs of both communities. Moreover, attention toward effective management of trypanosomosis in both communities of the Ghibe Valley is needed to improve prevention and control strategies.

■ INTRODUCTION

Tsetse-transmitted trypanosomosis is a widespread protozoan disease affecting cattle and a wide range of other hosts in sub-Saharan Africa. Its course may run from a chronic long lasting disease to an acute and rapidly fatal one depending on parasite-host interactions (2). It is mainly characterized by intermittent fever, progressive anemia and loss of condition of susceptible hosts which if untreated leads to heavy mortality. It is caused by pathogenic species of trypanosomes transmitted cyclically by tsetse flies (*Glossina* sp.) and non-cyclically by other biting flies, except *Trypanosoma equiperdum*, which follows another epidemiological route of transmission among the equine population in its endemic areas. Trypanosomosis is the main constraint to cattle production on the continent of Africa

and prevents full utilization of land. Much of the best grazing land on which cattle can be raised is infested by tsetse flies which can transmit the pathogenic trypanosomes: *Trypanosoma congolense*, *T. vivax* and *T. brucei brucei* (7). Out of 165 million cattle found in Africa, only 50 million are found within the tsetse belt. These are mainly low producing breeds that are maintained on high drug management regimens to keep trypanosomosis under control. The presence of tsetse flies and trypanosomosis forced people and livestock to crowd into partially environmentally-fragile tsetse-free areas leading to overgrazing and erosion (13).

In Ethiopia, five species of tsetse flies are known to exist and an estimated total of 220,000 km² of land is infested (9). Four species of tsetse-borne trypanosomes are found in the country, namely *T. congolense*, *T. vivax* and *T. b. brucei* in livestock, and *T. b. rhodesiense* in humans (6). Because of trypanosomosis, the majority of human and livestock populations are concentrated in the tsetse-free areas leading to depletion of natural resources and recurrent attacks from drought and famine. All these factors being major driving forces, the need is rapidly growing now to settle in the areas of river basins including the tsetse-infested fertile valleys. To this effect, extensive operations have been undertaken since 2003 to resettle 2.2 million people within a period of three to five years.

1. Addis Ababa University, College of Veterinary Medicine and Agriculture, PO Box 34, Bishoftu, Ethiopia.

2. School of Veterinary Medicine, Hawassa University, Hawassa, Ethiopia.

3. University of Hohenheim, Institute of Animal Production in the Tropics and Subtropics, Stuttgart, Germany.

4. Haramaya University, College of Veterinary Medicine, Dire Dawa, Ethiopia.

* Corresponding author

E-mail: drfufex@yahoo.com

Most of the settlement areas are tsetse-infested which poses major constraints to the program and to livestock keepers to maintain themselves in their new home areas. In the majority of the newly established settlement schemes of Western Ethiopia, bovine trypanosomosis is the most important disease. During the first year of the settlement, disease caused heavy mortality in certain settlements, even to the extent that large numbers of introduced work oxen were lost. As information on the status of the disease was insufficient, and in response to the complaints raised by the community, the present study was proposed to address the problem. Understanding the epidemiology of the disease will facilitate the choice of suitable control methods and help the planning of development programs in the area. Likewise, as new settlers come from different areas and have different cultures, they may have specific cattle management practices, which may have their own impact on the prevalence of cattle trypanosomosis. Therefore, this study was carried out to generate baseline data that may assist in decision making for setting up the settlement programs and administer appropriate tsetse and trypanosomosis control with the following objectives:

- To assess any possible differences or similarities in the management of cattle trypanosomosis between the new settlers and the natives in the Ghibe Valley;
- To determine the prevalence of the disease in the herds belonging to the new settlers and to the natives, and to determine risk factors associated with the occurrence of the disease.

■ MATERIALS AND METHODS

Study area

The study was conducted in the Ghibe River valley, located 180 km southwest of the capital, Addis Ababa. The area has a subhumid climate with a maximum temperature of 30–37°C and a minimum one of 10–15°C. It receives high and reliable annual rainfall averaging 1100 mm with a low interannual variation. In the valley, an estimated 6000 households or 30,000 people are raising 15,000 head of cattle (8).

Study animals, design and methodology

A cross-sectional study was conducted on local zebu cattle of all ages and both sexes belonging to either the new settlers' or the natives' communities of the study area. The settlers were from the eastern part of Oromia Regional State, Ethiopia. They shared the same language and culture with the natives. The study animals included randomly selected cattle from both groups.

Questionnaire survey

A structured questionnaire was prepared to assess the management practices and awareness of both the new settlers and the natives about bovine trypanosomosis. The questionnaire included questions on feeding and grazing activities and disease preventive measures that took place in both groups. A total of 101 farmers, 50 from the natives and 51 from the new settlers were randomly selected and interviewed during the study period.

Parasitological survey

To determine the overall prevalence of trypanosomosis and check for possible differences in prevalence in cattle of both communities, blood samples were collected from an ear vein of 429 cattle (210 from the natives and 219 from the new settlers). The blood samples were collected using hematocrit capillary tubes and examined for the presence of trypanosomes by the dark ground buffy

coat technique (12) and the level of anemia was estimated by the packed cell volume (PCV) (19).

Data collection and analysis

The data obtained from the questionnaire and laboratory work were recorded and analyzed using simple descriptive statistics and chi-square tests.

■ RESULTS

Parasitological and hematological results

The overall prevalence of cattle trypanosomosis based on the examination of the buffy coat was 5.4% (n = 429). There was no significant difference observed between different age groups and communities. Male animals were found to be more affected than females ($\chi^2 = 4.21$, $p = 0.04$) (Table I).

Overall PCV results showed that 67.6% of the cattle was anemic (PCV < 26). The proportion of anemic cattle in the new settlers' and natives' communities was 54.8% (n = 219) and 80.5% (n = 210), respectively. A significant difference ($p < 0.01$) was found in the level of anemia between natives' cattle and new settlers' (Table II). Among the anemic animals, 65.5% were negative

Table I

Prevalence of cattle trypanosomosis in the Ghibe Valley, Ethiopia

Variable	Category	Total tested	Num. (%)	χ^2 (p value)
Site	Native	210	13 (6.2)	0.56 (0.45)
	New settlement	219	10 (4.6)	
Age (months)	6–18	64	1 (1.6)	2.26 (0.32)
	19–30	59	3 (5.1)	
	> 30	306	19 (6.2)	
Sex	Male	335	14 (4.2)	4.21 (0.04)
	Female	94	9 (9.6)	

Table II

Packed cell volume of cattle depending on the site, age and sex, and trypanosome infection status in the Ghibe Valley, Ethiopia

Variable	Category	PCV		χ^2 (p value)
		Num. (%) < 26 (anemic)	Num. (%) \geq 26 (normal)	
Site	Native	169 (80.5)	41 (19.5)	32.2 (0.0001)
	New settlement	120 (54.8)	99 (45.2)	
Age (months)	6–18	44 (68.75)	20 (31.2)	0.12 (0.74)
	19–30	38 (64.4)	21 (35.6)	
	> 30	207 (67.7)	99 (32.3)	
Sex	Male	227 (67.8)	108 (32.2)	0.30 (0.86)
	Female	62 (66.0)	32 (34.0)	

by the dark ground buffy coat technique, whereas all infected cattle were anemic.

Questionnaire survey

One hundred and one farmers (50 natives and 51 new settlers) were interviewed to get information regarding trypanosomosis management in the two farming communities. Overall, respondents owned five cattle per household (range 2–15). The new settlers reported to have an average of three cattle per household (range 2–6), whereas the natives owned an average of seven cattle per household (range 2–15). The difference in herd size between natives and new settlers was highly significant ($p < 0.01$) when assessed by Poisson regression model, taking into account the number of cattle per household as a dependent variable, and the two communities as an explanatory variable.

Feeding management was assessed based on the season of the year. During the dry season, most farmers (76%) used essentially a confined system by feeding cattle on crop residues. Ninety-four percent of the new settlers and 58% of the natives used a confined system during the dry season. There was a significant difference ($p < 0.01$) between them. During the wet season, most farmers in the Ghibe Valley (76%) used mainly communal grazing lands, mostly bush land. Ninety-six percent of the natives and 59% of the new settlers used communal grazing during the rainy season, showing a significant difference ($p < 0.01$) between the two communities.

The result of the survey showed that all interviewed farmers knew trypanosomosis was present in the area and prioritized the disease as a major health problem for their herds. There was no statistical difference between the two communities toward their awareness of the presence and negative impact of the disease. Regarding acquaintance with symptoms of cattle trypanosomosis, 76.5% of new settlers knew less than two symptoms indicative of the disease. On the other hand, 90% of the natives mentioned two or more typical symptoms of trypanosomosis. There was a significant difference ($\chi^2 = 50.18, p < 0.01$) between the two communities in relation to their knowledge of the typical symptoms of trypanosomosis (Table III). Among the symptoms of cattle trypanosomosis mentioned by respondents, the most common were rough hair coat, swollen lymph nodes, tail alopecia, dullness and anorexia.

Most of the native residents (92%) and few of the new settlers (21%) were aware of the common trypanosomosis control measures with a statistically significant difference between the two groups ($\chi^2 = 32.5, p < 0.01$). Mid-day grazing was considered to be safe in relation to risk for trypanosome infection by 68% of the native residents. In contrast, the respective figure for new settlers was 43.1%, with a statistically significant difference ($\chi^2 = 16.9, p < 0.01$) between the two communities. According to the results

Table III

Level of awareness on the symptoms of cattle trypanosomosis among residents of the Ghibe Valley, Ethiopia

Symptoms	New settlers (%)	Natives (%)	Total (%)
Not aware	7.8	–	4.0
1	68.6	10	39.6
2	17.6	20	18.8
3 and above	6	70	37.6

of the survey, 41.2% of the new settlers practiced traditional control methods to combat cases of trypanosomosis, whereas none of the natives practiced these methods of control. Some of the traditional control methods the new settlers used consisted in surrounding cattle with smoke in order to reduce tsetse fly contact with cattle, and the farmers watched and disturbed the flies if they rested on the body surface of cattle.

A large proportion of native farmers (92%) responded that the best source of chemoprophylactics was the service cooperatives, which are organized and supported by the International Livestock Research Institute (ILRI). Provision of prophylactic drugs by service cooperatives was not known by new settlers who mainly knew of the veterinary service unit under the government. Most of the new settlers (80.4%) used the government clinic to treat cases of trypanosomosis and to get drug supplies. On the other hand, the natives were alternatively supplied by the service cooperatives and the government clinic. Few natives (14%) and new settlers (17.6%) depended on local village shops for the source of drugs (Table IV). The result of the interview showed that only 24% of the natives faced shortage of trypanocidal drug supply, whereas 47% of the new settlers encountered drug shortage from service providers.

DISCUSSION

Parasitological and hematological results

The overall prevalence of cattle trypanosomosis found in the present study (5.4%) was less than the previously reported prevalence of 37% *T. congolense* (14), or 52.4% *T. congolense*, 20% *T. vivax* and 18% *T. brucei* (1). This may be due to the continuous control effort being undertaken which gradually decreases the prevalence of the disease. Moreover, in this study, blood collection was carried out in March and April. According to Rowlands et al. (15), the prevalence of *T. congolense* infection in the Ghibe Valley seems to be lower between March and June. In addition to seasonal variation and control efforts, the continued human settlement in the Ghibe Valley led to destruction of bush lands and forests which disturbs the normal ecology of tsetse flies and thereby decreases the vector number.

The variation in prevalence of trypanosomosis showed no significant difference between the two communities. The wider use of chemoprophylactics by the natives did not result in a lower difference in prevalence of trypanosome infection compared to new settlers. This may be due to the fact that although the natives had more often access to chemoprophylactics, most of the new

Table IV

Source and usage of trypanocidal drugs by natives and new settlers of the Ghibe Valley, Ethiopia

Drug source	New settlers (%)	Natives (%)
Government clinic only	80.4	0
Service cooperative only	2	22
Government clinic and village shop	17.6	0
Government clinic and service cooperative	0	64
Service cooperative and village shop	0	14

settlers (94%) fed their cattle on crop residuals in confinement, which decreased the risk of infection, contrary to the natives who grazed their cattle in bush lands. Cattle which graze on bush land are more exposed to tsetse fly bite than cattle tethered within the village (17).

No differences in prevalence of cattle trypanosomosis could be identified between age groups. This result was in accordance with earlier reports in Dano, Western Ethiopia. In contradiction to the present study, higher prevalences of trypanosomosis infection in adults than in calves were indicated in other sites in Kenya (5) and West Africa (4).

Prevalence of trypanosomosis in sex groups indicated that there was a significant difference between males and females. Female cattle were found to be more often infected than males. This result was different from previous findings which reported no significant difference in prevalence of cattle trypanosomosis between sexes (3, 17). The small sample size of calves, young and female cattle in the present study could be responsible for the observed differences in prevalence.

The noticeably high degree of anemia observed in the present study might be attributed to recently treated or undetected trypanosomosis infections. The other possible causes of reduced PCV might be internal parasites and/or suboptimal nutrition or other factors. It has also been reported that the herd average PCV could be affected by factors other than trypanosomosis (16). These confounding factors are not always identifiable but they are likely to affect both trypanosomosis positive and negative animals (3).

A similar result in PCV readings in Dano, Western Ethiopia, indicated that out of the 248 randomly selected cattle, 62% had PCV values below 26 and only 26% were infected by trypanosomosis. However, a parallel survey about internal parasites' prevalence on the same herds identified a very high prevalence of gastrointestinal parasites in Dano cattle. Suboptimal nutrition due to feed shortage and overgrazing were important problems of cattle keeping for farmers in Dano (14).

The PCV results in the present study confirmed that there was a significant difference between cattle of both communities. A higher percentage of anemic cattle were found in natives than in new settlers. This could be associated with the management practice system, in which cattle in new settlement areas were fed at home with crop residues. Given that the herd-size of new settlers was small, the care given to individual cattle was good and there was a lower risk of malnutrition. Moreover, most cattle of new settlers were kept around the homestead, whereas the natives commonly used communal grazing on bush land areas of the Ghibe Valley which could make their cattle more exposed to trypanosome and other parasitic infections.

Questionnaire survey

Trypanosomosis was well known and considered as a major disease problem by all farmers in the study site. A comparable study conducted in Kenya showed a similar level of knowledge about trypanosomosis among farmers (4). Although a similar response was observed about the risk of trypanosomosis in the area, the majority of the new settlers (76.5%) only knew one or none of the symptoms, whereas the majority of the natives (90%) identified more than one of the common symptoms which are consistent with the accepted symptoms by veterinarians. A low level of knowledge among farmers about trypanosomosis and its diagnosis makes control more difficult (14). Accordingly, in the current scenario, control in new settlement areas could be a challenge unless the creation of farmers' awareness is given emphasis.

Most farmers in the Ghibe Valley got drug supplies and treatments to their cattle from appropriate sources, which provided genuine and unexpired drugs. Despite this, the remaining farmers used drugs from village shops and administered drugs by themselves. This caused problems because drugs supplied by village shops were illegally introduced to the area despite the fact that all trypanocidal drugs were supposed to be imported and supplied under the control of the Drug Administration and Control Authority. The improper drug administration and regimen would be another key issue for veterinary extension, as it could lead to a build-up of drug resistance (18).

The native farmers also had the advantage over new settlers of using chemoprophylactic drugs for trypanosome infection thanks to farmers' service cooperatives which monthly supplied spot-on only to them (10, 11), and to the government clinic, which satisfied most of them (84%). In contrast, the new settlers, which did not have farmers' service cooperatives, had to rely on the government clinic only and were not satisfied (78.4%) by the limited access to treat their cattle. Only 11.8% of them got their supplies of chemoprophylactic drugs from the government, and they were not supplied all year round.

Due to the lack of adequate service supply and the trend of using traditional treatment for cattle diseases, 41% of the new settlers used ethnoveterinary control methods against trypanosome infections, whereas none of the natives used traditional medicine against this disease.

CONCLUSION

This study showed different approaches in the management of cattle trypanosomosis by the two communities in the Ghibe Valley. The natives' knowledge about cattle trypanosomosis was better and, with the help of their service cooperatives, they used a more organized animal health system than the new settlers.

In the present study, the prevalence of cattle trypanosomosis had decreased in comparison to previous results at the study site. In spite of the fact that most of the natives, unlike the new settlers, had been using different measures to control cattle trypanosomosis, the natives' cattle were more anemic than the new settlers'. However, the prevalence of trypanosomosis in both sites was not significantly different. The blood sample results and particularly PCVs obtained in both sites could be associated with the statistically significant difference in cattle management between the two communities. However, the difference in disease management practice observed in both sites could not be considered as the cause of the difference in trypanosomosis prevalence.

Acknowledgments

This study was conducted in agreement with the animal owners. All contributions are gratefully acknowledged.

REFERENCES

1. AFEWERK Y., CLAUSEN P.H., ABEBE G., TILAHUN G., MEHLITZ D., 2000. Multiple-drug resistant *Trypanosoma congolense* population in village cattle of Metekel district, Northwest Ethiopia. *Acta Trop.*, **76**: 231-238.
2. BOURN D., SCOTT M., 1978. The successful use of work oxen in agricultural development of tsetse infested land in Ethiopia. *Trop. Anim. Health Prod.*, **10**: 191-203.
3. DAGNACHEW S., SANGWAN A.K., ABEBE G., 2005. Epidemiology of bovine trypanosomosis in the Abay (Blue Nile) basin area of Northwest Ethiopia. *Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop.*, **58**: 151-157.

4. DELIA, G., THOMAS R., HIPPOLYTE A., DAO D., OMAR D., PETER-HENNING C., 2009. Characterization and validation of farmers' knowledge and practice of cattle trypanosomosis management in the cotton zone of West Africa. *Acta Trop.*, **111**: 137-143.
5. DOLAN R.B., 1998. The Orma Boran: a trypanotolerant East African breed. Fifteen years of research on Galana Ranch in Kenya. Kikuyu, Kenya, Kenya Trypanosomosis Research Institute, p. 96.
6. LANGRIDGE W.P., 1976. Tsetse and trypanosomosis survey of Ethiopia. London, UK, Ministry of Overseas Development, Addis Ababa, Ethiopia, Ministry of Agriculture, p. 1-40.
7. LUCKINS A.G., 1992. Trypanosomosis in small ruminants: A major constraint to livestock production. *Br. Vet. J.*, **148**: 471.
8. MACMILLAN S., 2002. Rebuilding lives in South Western Ethiopia where the tsetse fly no longer rules. www.ilri.org
9. NATIONAL TSETSE AND TRYPANOSOMOSIS INVESTIGATION AND CONTROL CENTER, 1996. Annual report. Bedelle Illubabor, Ethiopia, Ministry of Agriculture, p. 29.
10. OMAMO S.W., D'IETEREN G.D.M., 2003. Managing animal trypanosomosis in Africa: issues and options. *Rev. sci. tech. Off. int. Epizoot.*, **22**: 989-1002.
11. OMAMO S.W., WILLIAMS J.C., OBARE G.A., NDIWA N.N., 2002. Soil fertility management on small farms in Africa: evidence from Nakuru District, Kenya. *Food Policy*, **27**: 159-170.
12. PARIS J., MURRAY M., MCOODIMBA F., 1982. A comparative evaluation of the parasitological techniques currently available for the diagnosis of African trypanosomiasis in cattle. *Acta Trop.*, **39**: 307-316.
13. PATTEC, 2001. Plan of action. Addis Ababa, Ethiopia, Pan African Tsetse and trypanosomosis Eradication Campaign, 19 p.
14. RIEDEL S., CLEMENS W., WORKNEH A., TEMESGEN A., 2007. Participatory assessment of incidence and perception of bovine trypanosomosis by cattle farmers in Dano, Western Ethiopia. In: Tropentag 2007, International Agricultural Research for Development, University of Kassel-Witzenhausen, University of Göttingen, Witzenhausen, Germany, 9-11 Oct. 2007, 7 p.
15. ROWLANDS G.J., LEAK S.G.A., PEREGRINE A.S., NAGDA S.M., MULATU W., D'IETEREN G.D.M., 2000. The incidence of new, and the prevalence and persistence of recurrent trypanosome infection in cattle in Southwest Ethiopia, exposed to a high challenge with drug-resistant parasites. *Acta Trop.*, **79**: 149-163.
16. ROWLANDS G.J., MULATU W., AUTHIE E., D'IETEREN G.D.M., LEAK S.G.A., NAGDA S.M., PEREGRINE A.S., 1993. Epidemiology of bovine trypanosomiasis in the Ghibe valley, Southwest Ethiopia. 2. Factors associated with variations in trypanosome prevalence, incidence of new infections and prevalence of recurrent infections. *Acta Trop.*, **53**: 135-150.
17. SNOW W.F., WACHER T.J., RAWLING S., 1996. Observations on the prevalence of trypanosomosis in small ruminants, equines and cattle, in relation to tsetse challenge, in The Gambia. *Vet. Parasitol.*, **66**: 1-11.
18. VAN DEN BOSSCH, P., AKODA K., KUBI C., MARCOTTY T., 2006. The transmissibility of *Trypanosoma congolense* seems to be associated with its level of resistance to isometamidium chloride. *Vet. Parasitol.*, **135**: 365-367.
19. WOO P.T.K., 1970. Hematocrit centrifugation technique for the diagnosis of African trypanosomosis. *Acta Trop.*, **27**: 384-386.

Accepté le 12.06.2012

Résumé

Abunna F., Mekibib B., Kidanemariam M., Amenu K., Beyene D. Evaluation de la gestion des bovins exposés à la trypanosomose dans les zones des nouveaux colons et des populations autochtones de la vallée du Ghibe, sud-ouest de l'Ethiopie

Une étude a été menée, d'octobre 2007 à avril 2008, à l'aide d'un questionnaire semi-structuré et d'échantillons sanguins dans la vallée du Ghibe, au sud-ouest de l'Ethiopie, pour évaluer la gestion des bovins exposés à la trypanosomose dans deux communautés, la population autochtone et les nouveaux colons. Des échantillons sanguins prélevés à l'oreille de 429 vaches (210 chez les autochtones et 219 chez les colons) ont révélé une prévalence globale de 5,4 p. 100, avec respectivement 6,2 et 4,6 p. 100 chez les autochtones et les colons. Cette différence entre les deux communautés n'a pas été significative ($p > 0,45$). Les informations qualitatives et quantitatives ont été obtenues à l'aide du questionnaire auprès de 50 autochtones et 51 colons sélectionnés de manière aléatoire. La plupart des pratiques de gestion du bétail chez les autochtones et chez les colons se sont avérées significativement différentes. Bien que la prévalence d'infection trypanosomienne n'ait pas été significativement différente entre les deux communautés, l'anémie a été rencontrée plus fréquemment chez les animaux des autochtones que chez ceux des colons. D'autres recherches devraient être menées afin de déterminer la raison principale qui a contribué à la différence observée entre les valeurs de l'hématocrite des deux communautés. Par ailleurs, l'attention vers une gestion efficace de la trypanosomose dans les deux communautés de la vallée du Ghibe est nécessaire pour améliorer les stratégies de prévention et de contrôle.

Mots-clés : Bovin – *Trypanosoma* – Trypanosomose – Conduite d'élevage – Vallée du Ghibe – Ethiopie.

Resumen

Abunna F., Mekibib B., Kidanemariam M., Amenu K., Beyene D. Evaluación de la gestión de los bovinos expuestos a la tripanosomosis en las zonas de los nuevos colonizadores y de los indígenas del Valle Ghibe, en el sur-oeste de Etiopía

Ha sido realizado un estudio, de octubre 2007 a abril de 2008, utilizando un cuestionario semi-estructurado y muestras sanguíneas en el Valle Ghibe, en el sur-oeste de Etiopía, para evaluar la gestión de bovinos expuestos a la tripanosomosis en dos comunidades, la población indígena y los nuevos colonizadores. Las muestras sanguíneas recogidas de la oreja de 429 vacas (210 en la población indígena y 219 en los colonizadores) han revelado una prevalencia global del 5,4%, con 6,2 % en los indígenas y 4,6% en los colonizadores. Esta diferencia entre las dos comunidades no fue significativa ($p > 0,45$). La información cualitativa y cuantitativa fue obtenida por medio del cuestionario a 50 indígenas y a 51 colonizadores seleccionados al azar. La mayoría de las prácticas de manejo del ganado de los indígenas y de los colonizadores fueron significativamente diferentes. Aunque la prevalencia de la infección por tripanosoma no fue significativamente diferente entre las dos comunidades, la anemia fue encontrada con mayor frecuencia en los animales de los indígenas que en aquellos de los colonizadores. Deberían realizarse otras investigaciones para determinar cuál es la razón principal que ha contribuido para la diferencia observada entre los valores de hematocrito de ambas comunidades. Además, es necesaria atención para una gestión eficaz de la tripanosomosis en las dos comunidades del Valle Ghibe para mejorar las estrategias de prevención y control.

Palabras clave: Ganado bovino – *Trypanosoma* – Tripanosomosis – Manejo del ganado – Valle de Ghibe – Etiopía.

Effets de la substitution totale du tourteau d'arachide par la fève de coton glandless sur les performances zootechniques de poulets de chair au Sénégal

M.T. Diaw¹ A. Dieng¹ G. Mergeai²
A. Camara¹ J.L. Hornick^{3*}

Mots-clés

Volaille – Poulet de chair – Coton glandless – Alimentation – Performance animale – Sénégal.

Résumé

Les performances de poulets de chair recevant un aliment dans lequel le tourteau d'arachide a été totalement substitué par la fève de coton glandless (FCG) ont été comparées à celles d'animaux recevant un aliment témoin expérimental (Tém_E), un aliment de commerce (Tém_C) et une ration de formulation très simple composée uniquement de maïs, de FCG, et de concentré minéral et vitaminé. Dès le démarrage, les animaux Tém_C et FCG ont présenté les meilleures croissances. Après 43 jours d'élevage, les différences de poids vifs ont été très importantes entre les lots, essentiellement suite aux différences de consommation alimentaire, de telle sorte que les meilleures vitesses de croissance n'ont pas été nécessairement liées à de meilleurs indices de consommation. De faibles performances pondérales, de faibles ingestions et des mortalités importantes ont été observées avec la ration simplifiée.

■ INTRODUCTION

Le cotonnier est la première plante textile au monde et l'espèce *Gossypium hirsutum* assure 95 p. 100 de la production mondiale de coton. Cette dernière atteint actuellement 27 millions de tonnes (6). L'égrenage du coton graine donne 40 p. 100 de fibre et 60 p. 100 de graines constituées d'amande (50 p. 100), de coque (40 à 45 p. 100) et de *linter* ou fin duvet résiduel recouvrant la graine après arrachage des fibres (8).

Le coton, en tant que matière première oléoprotéagineuse, est peu connu. Pourtant, bien que la trituration des graines et le raffinage de l'huile brute soient des opérations délicates, l'huile de coton,

avec 4,94 millions de tonnes de production, est au cinquième rang mondial de la consommation d'huile alimentaire devant l'huile de palmiste (4 p. 100) et l'huile d'arachide (3 p. 100). Le tourteau résiduel constitue une source importante de protéine qui le place au deuxième rang mondial derrière le soja. Sa teneur moyenne en protéines est comprise entre 22,2 et 30,3 p. 100 pour le tourteau non décortiqué, et entre 29,7 et 56,0 p. 100 pour le tourteau décortiqué (8).

Cependant, son incorporation dans les rations pour monogastriques, en particulier les volatiles, est limitée par la présence d'un composé polyphénolique, le gossypol qui, sous sa forme libre (GL), diminue la qualité des protéines (2) par sa teneur en fibre (34) et par la présence d'acides gras cyclopropéniques (acides malvalique et sterculique) qui peuvent constituer de puissants inhibiteurs de l'activité enzymatique, comme la delta-9 désaturase intervenant dans la transformation des acides gras (27). De plus, utilisant la fève de coton en remplacement du tourteau d'arachide, Diaw et coll. (6) observent une réduction des performances pondérales et de la digestibilité des nutriments de façon proportionnelle au niveau de substitution. Autrement dit, seul le gossypol contenu dans la fève constituerait un facteur limitant pour son incorporation dans des aliments pour volaille.

1. Université de Thiès, Ecole nationale supérieure d'agriculture, département Productions animales, Thiès, Sénégal.

2. Université de Liège, Agro-Bio Tech, département Phytotechnie tropicale et horticulture, Gembloux, Belgique.

3. Université de Liège, Faculté de médecine vétérinaire, département Productions animales, 20 Boulevard de Colonster, B 43, 4000 Liège, Belgique.

* Auteur pour la correspondance

Tél. : +32 (0)43 66 41 31 ; fax : +32 (0)43 66 41 22

E-mail : jlhornick@ulg.ac.be

Plusieurs travaux ont été menés pour détoxifier le GL et améliorer la valeur nutritive des rations chez la volaille. Ils se basent essentiellement sur l'apport de fer (23, 24) ou de lysine (2, 9, 11, 31), sur l'extraction de l'huile par solvant lors de la trituration (8), sur la supplémentation en acides aminés (31), et sur le développement de variétés de cotonniers exemptes de glandes à gossypol ou variétés glandless (8, 32, 33).

Cependant, la vulgarisation de tels cotons a connu des difficultés (32) liées à la protection phytosanitaire des cultures dans la mesure où ces glandes protègent la plante contre les ravageurs. Une solution à ce problème serait la création de variétés de cotonniers qui présentent des glandes à gossypol sur toute leur partie aérienne, excepté la graine. Aujourd'hui, les gènes responsables d'un tel caractère ont été identifiés pour leur intégration dans les variétés commerciales (18).

C'est dans cette optique que des travaux de substitution partielle (jusqu'à 75 p. 100) du tourteau d'arachide par la fève de coton glandless ont été effectués dans le passé (7). Les résultats obtenus ont montré une amélioration du poids des animaux proportionnelle au niveau d'incorporation de la fève de coton, laissant espérer des performances encore meilleures en cas de substitution totale. La présente étude a eu ainsi pour objectifs de déterminer les performances pondérales qui permettraient une substitution totale du tourteau d'arachide (couramment utilisé dans les provendes au Sénégal) par la fève de coton glandless, et d'évaluer les effets induits par une ration simplifiée qui serait davantage à la portée des éleveurs amateurs.

■ MATERIEL ET METHODES

Production de la fève de coton

Une production de coton a été entreprise à partir de graines de variétés exemptes de glandes à gossypol (GL7) dans la station expérimentale de l'École nationale supérieure d'agriculture (Ensa) de Thiès (Sénégal). Le coton graine produit a été égrené par la Société de développement des fibres textiles (Sodefitec) du Sénégal. Le tamisage du produit obtenu, après passage au moulin muni d'un tamis de maille 0,7 cm, a donné de la fève de coton dont la valeur nutritionnelle a été rapportée par Diaw et coll. (7).

Conduite des animaux

Les travaux ont été menés au Centre d'application des techniques d'élevage de l'Ensa. Le climat y est de type soudano-sahélien avec une alternance de saisons pluvieuse (juillet à septembre/octobre) et sèche (novembre à juin).

Durant l'essai, qui a coïncidé avec la saison pluvieuse, la température et l'humidité ont été quotidiennement déterminées dans le poulailler avec des mesures le matin (7 h 00) et à la mi-journée (13 h 00). Une température moyenne de 31 °C a été enregistrée avec respectivement un minimum de 19 °C et un maximum de 35 °C. L'humidité relative moyenne correspondante de l'air a été de 70 p. 100 avec un maximum de 89 p. 100 et un minimum de 45 p. 100.

L'essai a porté sur 200 poulets d'un jour, non-sexés et de souche Cobb 500, réputée à croissance rapide (29). Les poussins ont été répartis, dès leur réception, en quatre lots de 50 animaux, divisés chacun en deux répétitions. Un lot témoin (témoin expérimental, Tém_E) a reçu un aliment comportant 25 p. 100 de tourteau d'arachide. Un deuxième lot a été nourri avec le même aliment que le Tém_E mais le tourteau d'arachide a été totalement remplacé par la fève de coton glandless (FCG). Un troisième lot a reçu un

aliment de formule très simple pouvant être vulgarisée auprès des petits éleveurs (aliment simplifié, A_simplif). Enfin, un quatrième lot a reçu un aliment de référence homologué de commerce (témoin commercial, Tém_C).

Une formule démarrage a été distribuée au niveau de chaque lot du 1^{er} au 21^e jour. Du 22^e jour jusqu'à la fin de l'essai (43^e jour), les animaux ont reçu un aliment croissance. Les aliments ont été formulés pour présenter des teneurs iso-protéiques et iso-énergétiques. Les niveaux d'extrait éthéré (EE) ont été ajustés à ceux du lot FCG par l'apport d'huile d'arachide (tableau I). Les teneurs en nutriment ont été calculées sur la base des recommandations du National Research Council (20) avec un rapport énergie/protéine moyen de 135 au démarrage et de 159 en croissance, et environ 3 100 kcal d'énergie métabolisable (EM) par kilogramme d'aliment. Durant toute la période expérimentale, la distribution d'eau et d'aliments a été faite *ad libitum*.

Les poids vifs individuels ont été déterminés de façon hebdomadaire jusqu'à la fin de l'essai. Des mesures quotidiennes de la prise alimentaire par lot et des mortalités ont également été effectuées. Le programme prophylactique appliqué durant la période expérimentale a été le même que celui en vigueur au Sénégal dans la zone expérimentale.

Analyses chimiques et calculs

La détermination des teneurs en matière sèche (MS), cendre (Ce), cellulose brute (CB) et extrait éthéré (EE) a été faite conformément aux méthodes de l'AOAC (1). Les protéines brutes (PB) ont été déterminées par la méthode Kjeldahl. L'énergie métabolisable (EM) a été évaluée par une équation de l'Inra (15) où l'EM vraie (Mj/kg MS) = (3 951 + 54,4 * EE - 88,7 * CB - 40,8 * Ce) * 0,004184, les teneurs en nutriments étant exprimées en pourcentage de la MS.

Analyse des données

Pour les poids vifs, les données ont été individuelles et analysées selon la procédure du modèle linéaire généralisé (GLM) de SAS (25). Les données ne pouvant être individualisées (gain quotidien, consommation alimentaire, indice de consommation et mortalité) ont fait l'objet d'une simple statistique descriptive. Le modèle utilisé a inclut l'effet du lot, de la répétition et de leur interaction (lot*répétition), et a été le suivant :

$$Y = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + \epsilon_{ijk}$$

où μ est la moyenne générale, α_i l'effet du lot i , β_j l'effet de la répétition j , $\alpha\beta_{ij}$ l'effet de l'interaction lot*répétition, et ϵ_{ijk} l'écart résiduel aléatoire.

■ RESULTATS

L'évolution du poids vif des animaux dans chaque lot est montrée dans la figure 1. Le poids moyen à la fin des phases démarrage et croissance a été significativement affecté ($p < 0,001$) par le type d'aliment distribué (tableau II). L'effet de la répétition n'a pas été significatif ($p = 0,65$).

L'évolution du poids des animaux du lot Tém_C a été exponentielle, alors que dans les autres lots cette croissance a été sigmoïdale (figure 1). Les animaux Tém_C et FCG ont présenté les meilleures performances dès la fin de la deuxième semaine (J15) où, avec des poids moyens respectifs de 257 et 225 g ($p = 0,23$), ils se sont distingués significativement des animaux Tém_E et A_simplif ($p < 0,001$). Durant toute la phase démarrage, aucune différence

Tableau I
Composition des aliments utilisés

	Démarrage			Croissance			
	Tém_C ¹	Tém_E ²	FCG ³	Tém_C	Tém_E	FCG	A_simplif ⁴
Aliments du mélange (%)							
Maïs	–	40	49,2	–	52	49,5	70
Mil	–	13	9	–	10	8	0
Sorgho	–	4	3	–	4	3	0
Tourteau d'arachide	–	25	0	–	25	0	0
Fève de coton	–	0	25	–	0	25	25
Farine de poisson	–	8	7,3	–	0	8	0
Craie	–	0,05	0,09	–	0	0	0
Phosphate tricalcique	–	0,25	0,01	–	0,75	0,1	0
Huile d'arachide	–	4,5	1,2	–	2,72	1,2	0
Lysine de synthèse	–	0,15	0,15	–	0,4	0,1	0
Méthionine de synthèse	–	0,05	0,05	–	0,13	0,1	0
Macro-vetamix 5 % ⁵	–	5	5	–	5	5	5
Composition prévue							
EM (kcal/kg)	–	3 147	3 134	–	3 095	3 128	3 115
Protéine brute (%)	–	22,91	22,93	–	19,70	23,19	19,36
Lysine (%)	–	1,25	1,28	–	1,19	1,48	0,84
Méthionine (%)	–	0,54	0,56	–	0,51	0,61	0,40
Calcium (%)	–	1,97	1,87	–	1,73	1,91	1,46
Phosphore (%)	–	0,48	0,73	–	0,38	0,76	0,55
Extrait éthéré (%)	–	9,36	13,79	–	7,68	13,79	12,68
Cellulose brute (%)	–	5,17	6,10	–	5,43	6,08	6,39
Composition analysée							
EM (kcal/kg)	3 107	3 076	3 263	3 135	2 937	3 045	3 002
Protéine brute (%)	22,48	23,64	21,63	21,22	19,20	20,67	19,37
Extrait éthéré (%)	2,37	6,73	5,83	3,56	5,90	4,45	4,50
Cellulose brute (%)	4,55	7,67	5,53	5,00	7,90	6,49	5,58
Rapport EM/PB	138	130	150	148	153	147	155

¹ Tém_C : témoin commercial ; ² Tém_E : témoin expérimental contenant 25 % de tourteau d'arachide ; ³ FCG : aliment où le tourteau d'arachide a été totalement remplacé par la fève de coton glandless ; ⁴ A_simplif : aliment simplifié composé uniquement de 3 ingrédients ; ⁵ Par kilogramme de Premix : Ca, 250 g ; P, 49 ; NaCl, 33 ; Mn, 1,4 g ; Zn, 1,2 g ; Fe, 1,4 g ; Cu 0,2 g ; I, 8 ppm ; Co, 2 ppm ; Se, 2,8 ppm ; vitamine A, 250 000 UI ; vitamine D3, 50 000 UI ; vitamine E, 290 mg ; vitamine B1, 55 mg ; vitamine B2, 100 mg ; vitamine B3, 480 mg ; vitamine B5 195 mg ; vitamine B6, 55 mg ; vitamine B12, 600 µg ; vitamine K3, 50 mg ; vitamine acide folique, 27 mg ; vitamine C, 175 mg ; H biotine, 600 µg ; lysine HCl, 5 % ; méthionine, 3 % ; PB, 9,2 % ; MG, 0,9 %.

significative ($p = 0,29$) n'a été observée entre les animaux recevant l'aliment commercial et le lot FCG. Après trois semaines d'essai, leurs poids moyens respectifs ont été de 461 et 489 g (tableau II).

Les différences observées se sont accentuées en deuxième période mais le lot Tém_C s'est nettement démarqué des autres lots avec, à la fin de l'essai, un poids vif moyen de 1 732 g contre 435 g pour les animaux A_simplif. Les sujets des lots FCG et Tém_E ont présenté des performances intermédiaires mais différentes ($p < 0,001$) et ont pesé respectivement 1 103 et 916 g.

Le gain moyen quotidien (GMQ) maximal durant la phase démarrage a été enregistré chez les animaux du lot FCG qui a réalisé une croissance de 23,9 g/j, très proche de celle du lot Tém_C (23,1 g/j), tandis que le lot Tém_E a présenté des valeurs intermédiaires (15,7 g/j) et la ration simplifiée n'a permis de réaliser que 6,4 g/j. Pendant la phase de croissance, les meilleurs GMQ (61,1 g) ont été observés chez les animaux ayant reçu l'aliment commercial.

Comme au démarrage, les poussins du lot A_simplif ont présenté les plus faibles performances (12,7 g/j) alors que les lots FCG et Tém_E ont obtenu des valeurs intermédiaires (29,2 et 28,2 g/j).

La prise alimentaire a été plus forte, durant la phase de démarrage, chez les animaux du lot FCG, avec 800 g par sujet contre 648 et 528 g respectivement chez les poussins des lots Tém_C et Tém_E. Une faible ingestion a été observée chez les sujets ayant reçu l'aliment simplifié avec 303 g par animal, soit 15,2 g/j. Pendant la phase de croissance, l'ingestion a été plus importante chez le Tém_C (2 833 g par sujet ou 142 g/j), dépassant largement celle des volailles des autres lots (tableau II).

L'efficacité alimentaire des différentes rations a révélé, pour la phase démarrage, un indice de consommation (IC) plus favorable dans le lot Tém_C (1,54), contre 1,77 et 1,85, respectivement pour les lots FCG et Tém_E (tableau II). La ration simplifiée a donné un IC de 2,34 pour cette phase. En revanche, cet aliment s'est révélé

plus efficace durant la phase de croissance où l'efficacité a été de 1,89 contre 2,21 pour l'aliment commercial, et de 3,28 et 3,54 respectivement pour les aliments des lots Tém_E et FCG.

De fortes mortalités (tableau II) ont été enregistrées durant l'expérimentation chez les animaux recevant la ration simplifiée (24 p. 100 durant le démarrage contre 2 p. 100 pour les animaux Tém_C). Dans ce lot, les pertes se sont maintenues jusqu'à la réduction de l'effectif de presque de moitié (46 p. 100) à la fin de l'essai (figure 2). Chez les animaux du lot FCG, les pertes enregistrées n'ont pas présenté de différence avec celles des animaux ayant reçu la ration commerciale (2 p. 100 au démarrage, et respectivement 14 et 12 p. 100 durant tout l'essai). Des mortalités

importantes ont été observées chez le témoin expérimental (jusqu'à 26 p. 100 à la fin de l'essai).

■ DISCUSSION

Les performances réalisées avec l'aliment commercial ont été meilleures et pourtant, entre les lots, tous les aliments avaient des valeurs nutritionnelles similaires. Il faut signaler que les aliments expérimentaux ont été présentés sous forme de miettes tandis que l'aliment croissance Tém_C a été présenté sous forme de granulés. Or, les meilleures performances ont été notées pendant la croissance, dans le lot Tém_C. L'aspect des aliments pourrait ainsi

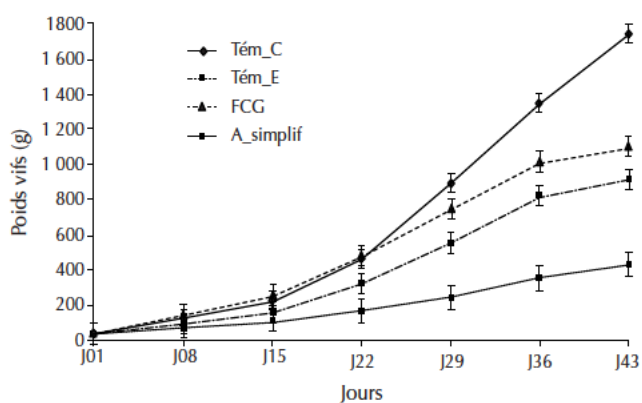


Figure 1 : évolution des performances pondérales de poulets recevant un aliment de type commercial (témoin commercial, Tém_C), ou un aliment témoin contenant 25 p. 100 de tourteau d'arachide (témoin expérimental, Tém_E), ou un aliment où le tourteau d'arachide a été totalement remplacé par la fève de coton glandless (FCG), ou un aliment simplifié à base de maïs et de fève de coton (A_simplif).

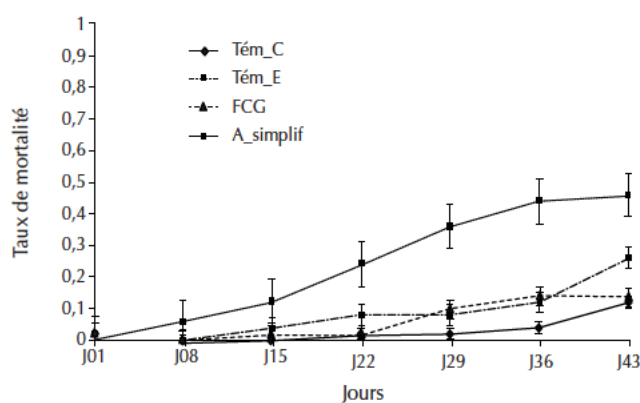


Figure 2 : évolution du taux de mortalité de poulets recevant un aliment de type commercial (témoin commercial, Tém_C), ou un aliment témoin contenant 25 p. 100 de tourteau d'arachide (témoin expérimental, Tém_E), ou un aliment où le tourteau d'arachide a été totalement remplacé par la fève de coton glandless (FCG), ou un aliment simplifié à base de maïs et de fève de coton (A_simplif).

Tableau II

Performances zootechniques de poulets recevant différents types d'aliments

	Tém_C ¹	Tém_E ²	FCG ³	A_simplif ⁴	ETR ⁵	P > F
Poids initial (g)	38,7 ^a	39,9 ^a	38,9 ^a	39,8 ^a	2,8	0,767
Poids fin démarrage (g)	460,7 ^a	324,4 ^b	488,8 ^a	168,8 ^c	48,3	0,001
Poids final croissance (g)	1 732,2 ^a	916,3 ^c	1 102,9 ^b	435,3 ^d	180,1	0,001
GMQ démarrage (g/j)	23,1	15,8	23,8	6,4	—	—
GMQ croissance (g/j)	61,1	28,2	29,2	12,7	—	—
GMQ cumulé (g/j)	39,4	20,4	24,7	9,2	—	—
Ingestion totale démarrage (g)	648	527	800	303	—	—
Ingestion totale croissance (g)	2 833	1 943	2 174	505	—	—
Ingestion totale (g/j)	3 481	2 470	2 974	808	—	—
IC ⁶ démarrage	1,53	1,85	1,77	2,34	—	—
IC croissance	2,21	3,28	3,54	1,89	—	—
IC cumulé	2,06	2,82	2,80	2,04	—	—
Mortalité démarrage (%)	2	8	2	24	—	—
Mortalité croissance (%)	10	18	12	22	—	—
Mortalité cumulée (%)	12	26	14	46	—	—

Les chiffres avec la même lettre sur une même ligne ne présentent aucune différence significative au seuil de 5 %

¹Tém_C : témoin commercial ; ²Tém_E : témoin expérimental contenant 25 % de tourteau d'arachide ; ³FCG : aliment où le tourteau d'arachide a été totalement remplacé par la fève de coton glandless ; ⁴A_simplif : aliment simplifié à base de maïs et de fève de coton, de même formulation en démarrage et en croissance ; ⁵ETR : écart-type résiduel ; IC : indice de consommation

expliquer des différences de consommation (19) qui auraient alors influencé les performances pondérales. Buldgen (3) a toutefois observé que, durant la phase de croissance, la granulation n'avait pas d'effet notable sur les performances des animaux.

De plus, les faibles performances des animaux ayant reçu les aliments expérimentaux pourraient s'expliquer par le fait que les matières premières composant les rations formulées ont été acquises dans le commerce où les conditions de conservation peuvent ne pas être optimales, entraînant l'oxydation éventuelle des lipides ou le développement de mycotoxines dans le tourteau d'arachide. En effet, les mauvaises conditions de conservation du tourteau d'arachide occasionnent le plus souvent le développement d'aflatoxines (B1, B2, G1 et G2) dont la limite de toxicité chez la volaille se situe à 0,25 mg d'aflatoxine B1 (AB1) par kilogramme d'aliment. Czeglédi et Gutzwiller (4) rapportent que la limite permise d'AB1 dans les provendes est de 0,030 et 0,050 mg par kilogramme d'aliment volaille, respectivement en Suisse et en France. Etant donné que le dosage des aflatoxines n'a pas été effectué, cette hypothèse ne peut être écartée dans la mesure où d'autres mycotoxines spécifiques au tourteau d'arachide pouvaient également être à l'origine des effets négatifs sur les performances pondérales de ces animaux. Toutefois, les essais menés par Diaw et coll. (7) dans des conditions similaires et ayant entraîné des performances proches n'ont pas mis en évidence des teneurs significatives en aflatoxines dans les provendes de même type.

Plus vraisemblablement, les phénomènes d'oxydation des lipides du mélange pourraient être à l'origine des faibles performances des poulets Tém_E où une quantité importante d'huile a été apportée (4,5 et 2,7 p. 100 respectivement dans les rations démarrage et croissance). En effet, il n'y avait pas d'antioxydant dans les provendes. L'oxydation éventuelle est moins probable avec les fèves de coton car ces dernières sont très riches en vitamine E qui a un pouvoir antioxydant et les lipides devaient être relativement protégés à l'intérieur des cellules de la fève. Finalement, il n'est pas exclu que l'huile d'arachide ait eu des conséquences négatives sur les animaux. Il faut cependant noter qu'une plus faible digestibilité du tourteau d'arachide, associée à des teneurs en acides aminés inférieures à celles de la fève de coton glandless, pouvait également expliquer les plus faibles performances du témoin expérimental par rapport à l'aliment FCG.

En effet, l'expérimentation a également montré une amélioration du poids vif des animaux lors du remplacement total du tourteau d'arachide par la fève de coton glandless. Des résultats similaires ont été rapportés dans la littérature avec une augmentation proportionnelle des poids des animaux jusqu'à 75 p. 100 de substitution du tourteau d'arachide par la fève de coton glandless (7). En remplaçant le tourteau d'arachide par le tourteau de coton décortiqué et déshuilé au solvant (Tcdds) avec des niveaux de GL très faibles (72 à 289 mg/kg d'aliment), certains auteurs ont également observé, sur une période de quatre semaines, une amélioration des poids vifs des poulets (26). L'incorporation de Tcdds (400 mg de GL/kg d'aliment) à raison de 30 p. 100 dans les rations pour poulet a donné des performances significativement meilleures que celles avec le tourteau d'arachide (28) comme principal aliment protéique dans la ration démarrage (750 contre 691 g). Toutefois, l'utilisation de la fève de coton glandless comme substitut total du tourteau d'arachide n'a jamais été décrite auparavant, à la connaissance des auteurs, et indique l'excellente valeur alimentaire de cet aliment en production de poulets.

L'extrapolation des résultats de Diaw et coll. (7) sur des essais conduits dans des conditions similaires à la présente étude avait permis d'estimer les performances de poulets recevant une ration où le tourteau d'arachide était substitué totalement par la FCG

à 1 967 g après 45 jours d'élevage. Pourtant, les poids vifs enregistrés chez les animaux dans cet essai ont été de 1 103 g après 43 jours d'élevage. En considérant des GMQ de 29 g, le poids à 45 jours atteindrait au maximum 1 161 g. Plusieurs hypothèses peuvent être évoquées pour expliquer ces différences. D'une part, par rapport aux essais rapportés par Diaw et coll. (7), la présente période expérimentale a coïncidé avec la saison des pluies où les températures et l'humidité ont été très élevées. D'autre part, de fortes variabilités peuvent exister quant à la qualité des aliments composant les rations. Enfin, il n'est pas impossible qu'un effet favorable linéaire se manifeste jusqu'à des taux de substitution du tourteau d'arachide de l'ordre de 75 p. 100, mais pas au-delà.

Cependant, par rapport aux résultats de Reddy et Eshwaraiha (26), les poids vifs moyens enregistrés après quatre semaines d'élevage ont été satisfaisants chez les animaux où le tourteau d'arachide a été totalement substitué par la fève de coton et chez ceux ayant reçu l'aliment commercial (respectivement 752 et 895 g contre 618 g). A cet âge, certains auteurs (28) ont enregistré des poids similaires avec 750 g à 30 p. 100 d'incorporation du Tcdds (400 mg de GL/kg d'aliment) en remplacement du tourteau d'arachide. La substitution totale du tourteau de soja par le tourteau de coton issu de divers procédés de fabrication, et donc avec différentes teneurs en GL, donne des poids moyens compris entre 722 et 786 g respectivement avec des rations de 504 et 92 mg de GL par kilogramme d'aliment (11). Plusieurs auteurs montrent que les performances des animaux dépendent non seulement de la teneur en GL dans la ration mais également des divers traitements de la graine de coton qui influent beaucoup sur la valeur nutritive du tourteau utilisé et donc de l'aliment (14, 19, 34).

Les GMQ réalisés par les poussins recevant la ration simplifiée ont été très faibles par rapport aux autres lots. Cette ration était constituée de maïs (70 p. 100), de fève de coton (25 p. 100) et de complément minéral vitaminé (Macrovetamix 5 p. 100) pour couvrir les besoins minimums des animaux. Selon Malcolm Reid et coll. (17), une ration optimale pour des poulets renferme une quarantaine de nutriments qui ne peuvent être obtenus qu'en incorporant au moins une dizaine d'aliments dans les mélanges. Cette recommandation n'a pu être respectée dans le cas de la formulation simplifiée. Toutefois, selon les calculs, l'apport d'un complexe minéral - vitaminique, à raison de 5 p. 100 de la ration, a couvert tous les besoins en nutriments des animaux. Le fait que cet aliment n'a permis que des GMQ de l'ordre 10 g/j est à attribuer à une très faible appétibilité.

Cette ration a toutefois le mérite d'être facile à vulgariser en milieu rural pour améliorer les conditions d'élevage avicole à l'aide d'un aliment de bonne qualité. Il serait donc intéressant d'étudier les croissances obtenues chez la volaille traditionnelle, caractérisée par un comportement de divagation. Les performances réalisées chez des volailles de ce type recevant un complément protéique et énergétique devraient en effet être significativement améliorées par le fait que les animaux diversifient naturellement leur alimentation à partir de ressources naturelles (5). Plusieurs auteurs (10, 12, 30) ont rapporté des performances d'environ 1 000 g chez des poulets traditionnels de 10 semaines d'âge. La complémentation alimentaire en divagation est surtout énergétique, et complétée avec des sources protéiques animales telles que les vers de terre et les insectes. La faible productivité observée par la plupart des auteurs est associée à l'absence de l'amélioration génétique de la poule locale (10, 21). Cependant, une modification du système de complémentation pourrait aider à rehausser les performances et par conséquent le niveau de revenus générés (12). Ceci pourrait être particulièrement pertinent en zone cotonnière où la formule mériterait d'être étudiée de manière plus approfondie.

Dans cette expérience, le niveau d'ingestion a été corrélé aux performances de croissance. Ainsi, l'ingestion a été plus élevée chez les animaux recevant l'aliment commercial et la fève de coton glandless en remplacement du tourteau d'arachide. De plus, l'ingestion de la ration FCG a été correcte, en comparaison avec le Tém_C, durant la phase démarrage, ce qui permet de réfuter toute hypothèse d'inappétence de la fève de coton glandless pour expliquer les faibles prises alimentaires des animaux du lot A_simplif. En effet, une faible prise alimentaire a été observée chez les animaux du Tém_E et ceux du lot A_simplif. Ces résultats, à eux seuls, expliquent les faibles performances pondérales des animaux. Comme indiqué précédemment, la présence de substances indésirables dans le tourteau ou l'huile d'arachide peut rendre compte de ces faibles consommations dans le lot témoin ; chez ceux recevant la ration simplifiée, le faible nombre d'aliments composant le mélange pourrait expliquer cette faible ingestion.

Les croissances plus importantes observées chez les animaux recevant la fève de coton glandless par rapport à celles du témoin expérimental ont été également liées à une ingestion alimentaire plus importantes (+ 13,63 et + 11,55 g, respectivement au démarrage et en croissance). Ces plus fortes ingestions sont vraisemblablement expliquées par une appétence élevée des provendes liée à la fève de coton glandless. Ce phénomène avait déjà été observé par Diaw et coll. (7). Il semble donc que l'amande de coton exempte de gossypol stimule l'ingestion chez les animaux (16). Des résultats similaires ont été obtenus, par plusieurs auteurs, après détoxification du tourteau de coton (13, 16, 31). Toutefois, cette hypothèse n'a pas été vérifiée dans le cas de la ration simplifiée.

Les indices de consommation obtenus (1,53 à 2,34 en démarrage et 1,89 à 3,54 en croissance) ont été supérieurs à ceux rapportés par certains auteurs (13, 31) (de 1,43 à 1,59, et de 1,41 à 1,94, respectivement en démarrage et en croissance), mais de telles performances sont extrêmes. Après 63 jours d'élevage, Ojewola et Ewa (22) ont obtenu des IC de 2,31 à 2,51. Chez le Cobb 500, des IC de 1,49 et 1,99 ont été obtenus en station avec respectivement des aliments démarrage et croissance, mais dans des conditions idéales de température et d'humidité (29).

Il faut souligner la très bonne efficacité alimentaire de la ration simplifiée durant la phase de croissance (1,89), appuyant son adoption en aviculture traditionnelle où la vitesse de croissance n'est pas nécessairement une priorité. La question de faible performance dépend donc du contexte dans lequel on l'étudie et, par rapport à l'objet même de cette ration simplifiée qui vise les éleveurs amateurs, elle devrait être intégrée dans la dimension socio-économique de l'aviculture traditionnelle. En effet, avec ce type d'élevage caractérisé surtout par la divagation, les animaux réalisent des croûts très faibles qui, au-delà de leurs potentiels génétiques, seraient liés à une mauvaise valorisation des ressources locales.

Les mortalités enregistrées au démarrage dépassent la norme en vigueur au Sénégal qui est de 5 p. 100 (3). Elles sont vraisemblablement liées à l'ambiance climatique. En revanche en croissance, l'analyse de survie situe les mortalités principalement au niveau du lot d'animaux recevant la ration simplifiée. Ce problème remet au premier plan le caractère sans doute trop simplifié de cet aliment qui, entraînant une trop faible consommation, a probablement affaibli les animaux élevés en claustration totale, sans qu'il soit toutefois possible d'identifier la cause première du phénomène (animaux affaiblis parce que mangeant peu ou inversement). Toutefois, en conditions traditionnelles, ce problème devrait être évité, les animaux diversifiant naturellement leur ration.

■ CONCLUSION

Les résultats obtenus montrent que la fève de coton glandless constitue un excellent aliment en production de poulets. Son utilisation offre, au Sénégal, la possibilité de couvrir le déficit de la demande des fabriques d'aliment en tourteau d'arachide consécutif à la crise de la filière arachidière et au développement de l'aviculture, ainsi qu'une amélioration de la nutrition en aviculture traditionnelle qui contribue au développement socio-économique en milieu rural, en particulier dans la zone cotonnière. La plus-value engendrée sur les productions du cotonnier pourrait ainsi améliorer la rentabilité de la culture auprès des producteurs.

Remerciements

Ce travail a été effectué dans le cadre du « Projet interuniversitaire ciblé » portant sur l'amélioration de la rentabilité de la filière cotonnière sénégalaise. Les auteurs remercient la Commission universitaire au développement de la Belgique pour avoir financé cette étude.

BIBLIOGRAPHIE

1. AOAC, 1990. Official methods of analysis, 15th Edn. Washington, DC, USA, Association of Official Analytical Chemists.
2. AZMAN M.A., YILMAZ M., 2005. The growth performance of broiler chicks fed with diets containing CSM supplemented with lysine. *Rev. Méd. vét.*, **156**: 104-106.
3. BULDGEN A., 1996. Aviculture semi-industrielle en climat subtropical. Gembloux, Belgique, Presses agronomiques, 122 p.
4. CZEGLIEDI L., GUTZWILLER A., 2006. Mycotoxines dans les céréales et les aliments pour les animaux en Suisse : revue de la littérature. *Rev. Suisse Agric.*, **38** : 329-340.
5. DAHOUDA M., TOLEBA S.S., YOUSAO A.K.I., HAMBUCKERS A., DANGOU-SAPOHO R., MARTIN G.B., FILLET M., HORNICK J.L., 2009. Nutrient digestibility of *Mucuna (Mucuna pruriens var. utilis)* bean in guinea fowl (*Numida meleagris*, L): Effects of heat treatment and levels of incorporation in diets. *Br. Poultry Sci.*, **50**: 564-572.
6. DIAW M.T., DIENG A., MERGEAI G., SY M., HORNICK J.L., 2010. Effets de la substitution du tourteau d'arachide par la fève de coton conventionnel en production de poulets de chair au Sénégal. *Tropicultura*, **28** : 139-147.
7. DIAW M.T., DIENG A., MERGEAI G., YOUSOUF I., DOTREPPE O., HORNICK J.L., 2010. Effect of groundnut cake substitution by glandless cottonseed kernels on broilers production: Animal performance, nutrient digestibility, carcass characteristics and fatty acid composition of muscle and fat. *Int. J. Poultry Sci.*, **9**: 473-481.
8. DIAW M.T., DIENG A., MERGEAI G., HORNICK J.L., 2011. Les co-produits de la graine de coton en alimentation du poulet de chair. *Ann. Méd. vét.*, **155** : 61-82.
9. FERNANDEZ S.R., ZHANG Y., PARSON C.M., 1995. Dietary formulation with cottonseed meal on a total amino-acid versus a digestible amino acid basis. *Poultry Sci.*, **74**: 1168-1179.
10. FOSTA J.-C., MANJELI Y., 2001. Analyse comparée des performances de croissance en claustration des poussins de souche locale, d'une lignée Jupiter, et de leurs croisements F1. *Ann. Sci. Agron. Bénin*, **2** : 181-192.
11. GAMBOA D.A., CALHOUN M.C., KUHLMANN S.W., HAQ A.U., BAILEY C.A., 2001. Tissue distribution of gossypol enantiomers in broilers fed various cottonseed meals. *Poultry Sci.*, **80**: 920-925.
12. GUEYE E.F., 2000. The role of family poultry in poverty alleviation, food security and the promotion of gender equality in rural Africa. *Outlook Agric.*, **29**: 129-136.
13. HENRY M.H., PESTI G.M., BAKALLI R., LEE J., TOLEDO R.T., EITENMILLER R.R., PHILLIPS R.D., 2001. The performance of broiler chicks fed diets containing extruded cottonseed meal with lysine. *Poultry Sci.*, **80**: 762-768.
14. HRON R.J., WAN P.J., KEEK M.S., 1994. Ethanol vapor deactivation of gossypol in cottonseed meal. *J. Am. Oil Chem. Soc.*, **73**: 1337-1339.

15. INSTITUT NATIONAL RECHERCHE AGRONOMIQUE, 1987. Nutrition of laying hens. In : Wiseman J. Ed., Feeding of non-ruminant livestock. London, UK, Butterworths, 214 p.
16. KETEKOU C.S., 1985. Intérêt biologique de l'huile de graine de coton. In : Le cotonnier sans gossypol, une nouvelle ressource alimentaire. Abidjan, Côte-d'Ivoire, Idessa, p. 58-62.
17. MALCOLM REID W., PESTI G.M., HARGIS B., MOORE R., VOHRA P., DEAN W.F., HAMMARLUND M.A., 2006. Raising healthy poultry. Seattle, WA, USA, Christian Veterinary Mission, 138 p.
18. MERGEAI G., 2003. Forty years of genetic improvement of cotton through interspecific hybridisation at Gembloux Agriculture University: Achievement and prospects. In: 3rd World Cotton Research Conference, Cape Town, South Africa, 9-13 March 2003.
19. NAGALAKSHMI D., SAVARAN V., RAMA R., ARUN K.P., VADALI R.B.S., 2007. Cottonseed meal in poultry diets: A review. *J. Poult. Sci.*, **44**: 119-134.
20. NATIONAL RESEARCH COUNCIL, 1994. Nutrient requirements of poultry, 9th Edn. Washington, DC, USA, National Academy Press.
21. NDEGWA J.M., MEAD R., NORRISH P., KIMANI C.W., WACHIRA A.M., 2001. Performance of indigenous Kenyan chickens fed diets containing different levels of protein during rearing. *Trop. Anim. Health Prod.*, **33**: 441-448.
22. OJEWOLA G.S., EWA U.E., 2005. Response of growing broiler to varying dietary plant protein. *J. Poult. Sci.*, **4**: 765-771.
23. PANIGRAHI S., 1992. Effects of treating cottonseed meal with a solution of ferrous sulphate on laying hen performance and discolouration in eggs. *Anim. Feed Sci. Technol.*, **38**: 89-103.
24. PANIGRAHI S., PLUMB V.E., 1996. Effects of dietary phosphorus of treating cottonseed meal with crystalline ferrous sulphate for the prevention of brown yolk discolouration. *Poult. Sci.*, **37**: 403-411.
25. SAS, 2000. Statistics users guide, Statistical analysis system, 5th Edn, Vers. 8.2. Cary, NC, USA, SAS Institute.
26. REDDY R., ESHWARAIAH V., 1987. Studies on the utilization of decorticated deoiled, double-toasted cottonseed extraction broiler starters. *Indian J. Poult. Sci.*, **22**: 194-196.
27. SCHMIDELY P., SAUVANT D., 2001. Taux butyreux et composition de la matière grasse du lait chez les petits ruminants : effets de l'apport de matière grasse ou d'aliment concentré. *Prod. Anim.*, **14** : 337-354.
28. SHARMA N.K., LODHI G.N., ICHHPONANI J.S., 1978. Comparative feeding value of expeller processed undecorticated and decorticated cottonseed cakes for growing chicks. *J. Agric. Sci.*, **91**: 531-541.
29. TEETER R., WIERNUSZ C., 2003. Cobb broiler nutrition guide. <http://www.cobb-vantress.com/contactus/brochures/broilernutritionguide.pdf> (consulté le 22.02.2007).
30. TRAORE E.H., 2006. Première évaluation de la structure et de l'importance du secteur avicole commercial et familial en Afrique de l'Ouest : Rapport du Sénégal. Rome, Italie, FAO, 52 p.
31. WATKINS S.E., SKINNER J.T., ADAMS M.H., WALDROUP P.W., 1993. An evaluation of low-gossypol cottonseed meal in diets for broiler chickens: Effect of cottonseed meal level and lysine supplementation. *J. Appl. Poult. Res.*, **2**: 221-226.
32. WEN-JU Z., ZI-RONG X., JIAN-YI S., XIA Y., 2006. Effect of selected fungi on the reduction of gossypol levels and nutritional value during solid substrate fermentation of cottonseed meal. *J. Zhejiang Univ. Sci.*, **7**: 690-695.
33. YO T., 1991. Utilisation directe de graines de cotons décortiquées de variétés sans gossypol dans l'alimentation des poulets de chair en Côte d'Ivoire. *Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop.*, **44** : 355-360.
34. YU F., BARRY T.N., MOUGHAN P.J., WILSON G.F., 1993. Condensed tannin and gossypol concentrations in cottonseed and in processed cottonseed meal. *J. Sci. Food Agric.*, **63**: 7-15.

Accepté le 11.09.2012

Summary

Diaw M.T., Dieng A., Mergeai G., Camara A., Hornick J.L. Effect of the total substitution of glandless cottonseed kernels for groundnut cake on broiler production in Senegal

The performances of broilers fed a diet in which the groundnut cake was totally replaced by glandless cottonseed kernels (FCG) were compared to those of animals fed an experimental control diet (Tém_E), a commercial diet (Tém_C), and a very simple diet containing only corn, FCG and a mineral and vitamin concentrate. From the start, the Tém_C and FCG animals showed the highest growths. After 43 days of breeding, there were major differences in body weights between the groups, essentially caused by differences in feed intake, so that the best growth rates were not necessarily linked to better feed conversion ratios. Low body weights, low intakes and high mortality levels were observed with the simple diet.

Keywords: Poultry – Broiler chicken – Glandless cotton – Feeding – Animal performance – Senegal.

Resumen

Diaw M.T., Dieng A., Mergeai G., Camara A., Hornick J.L. Efectos de la sustitución total de torta de cacahuete por semilla de algodón sin glándulas en el rendimiento de pollos de engorde en Senegal

El rendimiento de los pollos de engorde alimentados con un alimento en el cual la torta de cacahuete ha sido totalmente sustituida por semilla de algodón sin glándulas, se comparó con el de los animales alimentados con una dieta testigo experimental (Test_E), una dieta comercial (Test_C) y una ración de formulación muy simple preparada solamente con maíz, semillas de algodón sin glándulas y concentrado con vitaminas y minerales. Desde el comienzo, los animales Test_C y semillas de algodón sin glándulas revelaron los mejores crecimientos. A los 43 días de cría, las diferencias en los pesos corporales eran muy importantes entre los grupos, debido principalmente a las diferencias en el consumo de alimentos, de tal manera que las mejores tasas de crecimiento no se relacionaron necesariamente con los mejores índices de consumo. Fueron observados bajos crecimientos ponderales, bajos consumos e importantes tasas de mortalidad con la dieta simplificada.

Palabras clave: Ave de corral – Pollo de engorde – Algodón sin glándulas – Alimentación – Desempeño animal – Senegal.

Performances de ponte et caractéristiques des œufs de la pintade locale (*Numida meleagris*) en système de conduite améliorée dans la région Centre du Burkina Faso

R. Sanfo^{1*} H. Boly¹ L. Sawadogo² O. Brian³

Mots-clés

Volaille – *Numida meleagris* – Caractéristiques de l'œuf – Production d'œufs – Performance de ponte – Burkina Faso.

Résumé

Les performances de ponte et les caractéristiques des œufs de 200 pintades locales (*Numida meleagris*) couvertes par 100 mâles ont été étudiées au Burkina Faso. L'âge moyen à l'entrée en ponte a été de 5,7 mois avec un poids moyen de $931,9 \pm 85,3$ g. Les deux cycles de ponte étaient situés en saisons sèches, avec des durées de 4,8 mois pour le premier et de 7,5 mois pour le second, avec respectivement les taux de ponte de 21,6 et de 58,7 p. 100, et les performances moyennes de 31,1 et 121,5 œufs par pintade. Le poids moyen des œufs a été de $29,2 \pm 1,7$ g au premier cycle contre $37,8 \pm 3,5$ g au second. Les dimensions moyennes des œufs ont été de $47,1 \pm 1,9$ mm pour la longueur et de $36,5 \pm 1,3$ mm pour le grand diamètre. L'indice moyen de forme a été plus élevé chez les œufs du second cycle que chez ceux du premier ($0,79 \pm 0,05$ contre $0,76 \pm 0,02$). L'équation de régression liant le poids de l'œuf (Y) à sa longueur (L) et à son grand diamètre (Gd) a été de : $Y (g) = -74,22 + 0,91 L (mm) + 1,83 Gd (mm)$ ($R^2 = 0,96$; erreur type = 1,47). Les nuances de coloration des coquilles (rousse = 15,7 p. 100 ; blanche = 19,7 p. 100 ; teintée = 64,6 p. 100) ont été répertoriées pour l'ensemble des œufs. Le taux de mortalité intracoquille a été de 25,7 p. 100 avec 17,5 p. 100 pour les embryons et 8,2 p. 100 pour les pintadeaux. Des taux de fertilité de 82,7 p. 100 et d'éclosion de 74,3 p. 100 ont été enregistrés.

■ INTRODUCTION

L'élevage de la pintade locale (*Numida meleagris*) est une pratique courante au Burkina Faso (13). L'effectif du cheptel, estimé à plus de 6,5 millions d'animaux, est assez révélateur de son importance et indique que la pintade est loin d'être marginale parmi les espèces avicoles. Elle occupe le second rang au plan numérique après le poulet et intervient dans la nutrition, les rapports sociaux et surtout dans la constitution des revenus ménagers, principalement en milieu rural.

En dépit de cette importance, la pintade reste un sujet de seconde zone qui se manifeste par le peu d'investissements zoo-

vétérinaires, tant des pouvoirs publics que des éleveurs : elle doit son alimentation essentiellement à sa capacité à glaner, son abreuvement est un problème récurrent et son statut sanitaire n'est guère meilleur, surtout au stade de pintadeau, car basé essentiellement sur la pharmacopée traditionnelle. Dans le domaine de l'habitat, les abris de fortune ne lui permettent ni une hygiène convenable, ni une protection contre les prédateurs et les intempéries. En dépit du caractère frileux des pintadeaux (8), le système de chauffage de leur habitat reste inexistant. Ce système d'élevage, qui tient plus de la cueillette que de la production proprement dite, serait corollaire de la faible productivité, y compris en œufs, de la pintade locale dont l'exploitation à grande échelle est fortement limitée par le caractère essentiellement saisonnier de la ponte.

Le présent travail vise à étudier les performances de ponte de la pintade locale (taux de ponte et son évolution), les caractéristiques des œufs (poids, dimensions) et leurs relations avec les pintadeaux (taux de fertilité, mortalité embryonnaire et taux d'éclosion), la mortalité des pintadeaux et leur croissance dans un environnement contrôlé, à la fois sur les aspects de l'habitat, de l'abreuvement de l'alimentation et de la santé.

1. Institut national de l'environnement et des recherches agricoles / Kamboinsé, département Productions animales, 01 BP 476, Ouagadougou 01, Burkina Faso.

2. Université d'Ouagadougou, Burkina Faso.

3. Swedish University of Agricultural Sciences, Department of Animal Nutrition and Management, Uppsala, Sweden.

* Auteur pour la correspondance

Tél. : +226 50 31 92 29

E-mail : r_sanfo@yahoo.fr

■ MATERIEL ET METHODES

L'étude a été conduite dans la zone nord soudanienne du Burkina Faso, au Centre de recherches et de formation agricole (CRFA) de Gampéla. Le Centre est situé à une vingtaine de kilomètres à l'est d'Ouagadougou sur l'axe Ouagadougou Fada N'Gourma.

Le lot de pintades considérées dans cette étude était issu d'une incubation artificielle, conduite au mois d'août, de 2 500 œufs récoltés dans la région Centre. Les pintadeaux éclos ont été identifiés par des boucles alaires et suivis pour l'évolution pondérale et la mortalité. Ils ont été gardés de 0 à 8 semaines dans des éleveuses Attesta de fabrication locale, maintenues à une température moyenne de 37 °C à l'aide de lampes à pétrole. Après huit semaines, ils ont été transférés dans des habitats pour adultes. Ils ont été nourris *ad libitum* avec des aliments de type industriel (tableau I) avec trois types de rations : démarrage (0 à 8 semaines), croissance (9 à 20 semaines) et ponte (au-delà de 20 semaines).

A cinq mois d'âge, les pintades ont été sexées par l'observation de la forme et de la consistance des éminences génitales (1) et le lot parental (300 pintades dont 200 femelles et 100 mâles) a été constitué par un tirage aléatoire. Ce lot a été divisé en quatre répétitions, de 50 femelles et 25 mâles chacune, qui ont été suivies pour la ponte. Un vaccin anti-Newcastle a été administré aux pintadeaux à trois semaines d'âge, puis repris tous les six mois avec un déparasitage interne à l'aide du trichomonacide ou vermifuge spécial pintade.

Les œufs pondus par le lot parental ont été quotidiennement récoltés, identifiés par des numéros, puis calibrés. Le poids a été déterminé à l'aide d'une balance électronique de 180 g ± 0,1 mg (AND[®]) et les dimensions ont été mesurées à l'aide d'un calibre électronique de 150 ± 0,01 mm (CE[®]). L'indice de forme de l'œuf a été calculé par le rapport du grand diamètre sur la longueur (grand diamètre/longueur) de l'œuf (12).

Un lot de 800 œufs, retenus par un tirage aléatoire et préalablement conservés dans un réfrigérateur sur une durée maximale de 10 jours à une température de 15 °C et à une humidité relative de 60 p. 100, a été mis à incuber. L'incubation a été conduite à une température moyenne de 38,2 °C et à une humidité relative de 60 p. 100 contre 37,8 °C et 80 p. 100 d'humidité relative pour l'éclosion (6). Le transfert des œufs de l'incubateur à l'éclosoir a été effectué au 24^e jour d'incubation. Un incubateur et un éclosoir de type 2-500 FH ont été utilisés à cet effet. Ces appareils étaient munis de systèmes de ventilation forcée et l'incubateur comportait en outre un système de retournement automatique.

Deux mirages ont été effectués à l'aide d'une mireuse électrique de 40 W aux 9^e et 24^e jours (6). Ils ont permis de déterminer respectivement les taux de fertilité et de mortalité embryonnaire précoce. Les mortalités à l'éclosion ont été observées au 7^e jour de la mise des œufs dans l'éclosoir.

Les variables de l'incubation ont été calculées selon les formules appliquées par Ayorinde et Ayeni (6) avec :

taux de fertilité (%) = (nb. d'œufs fertiles / nb. total d'œufs mis à incuber) x 100 et

taux réel d'éclosion (%) = (nb. de pintadeaux éclos / nb. d'œufs fertiles) x 100.

L'analyse bromatologique des aliments a été faite par le Centre national de développement de l'aviculture (tableau I). Les quantités consommées (Q_C) ont été évaluées à l'aide de pesées quotidiennes des aliments, en faisant la différence entre les quantités distribuées (Q_D) et les quantités refusées (Q_R). Les indices de consommation ont été calculés avec la formule :

$$Q_C/G_P \text{ ou encore } (Q_D - Q_R) / G_P$$

où G_P est le gain de poids durant la période de suivi.

Le suivi de l'évolution pondérale des pintadeaux a été réalisé avec une balance électronique (5 kg ± 5 g) (EKS[®]). Les taux mensuels de ponte ont été calculés selon la formule :

$$[N / (PK)] \times 100$$

où N est le nombre total d'œufs produits, P le nombre de pondeuses et K le nombre de jours de ponte (20).

Les données recueillies ont été analysées à l'aide du logiciel StatView, version 4.5. Les moyennes ont été comparées à l'aide du test *t* de Student au seuil de signification de 5 p. 100. Le niveau de signification des coefficients de corrélation a été déterminé par le test *Z* au seuil de 5 p. 100.

■ RESULTATS

Performances de ponte

Les données sur la consommation alimentaire (quantités d'aliments consommés et indices de consommation) sont présentées dans le tableau II.

Aucune mortalité n'a été enregistrée dans le lot de pintades destinées à la ponte au cours de l'essai. L'âge moyen à la première entrée en ponte a été de 22,8 semaines avec un poids vif moyen de 931,9 ± 85,3 g. La deuxième entrée en ponte a été enregistrée à 16,2 mois d'âge. Le tableau III montre l'évolution bihebdomadaire du poids du cheptel.

Le premier cycle de ponte s'est installé en saison sèche, du 13 janvier au 25 mars (2004), pour une durée totale de 4,8 mois. Le second cycle a de même démarré en saison sèche (le 15 décembre 2004) et s'est poursuivi jusqu'en début d'hivernage (le 27 juillet 2005), avec une durée totale de 7,5 mois. L'intervalle entre les deux cycles de ponte a été de 8,7 mois.

Tableau I

Valeurs bromatologiques mesurées par le Laboratoire national d'élevage

Type d'aliment	MS (%)	MAT* (%)	MG* (%)	CB* (%)	EM (Kcal)	Ca* (%)	P* (%)	Lys* (%)	Met* (%)	Cys* (%)
Démarrage	89,5	19,8	4,4	4,0	2 970	1,1	0,7	1,1	0,5	0,3
Croissance	89,7	16,5	4,1	5,3	2 900	1,4	0,6	0,7	0,3	0,4
Ponte	90,3	17,0	3,8	3,8	2 750	4,0	0,6	0,8	0,4	0,4

Source : Centre national de développement de l'aviculture

MS : matière sèche ; MAT : matières azotées totales ; MG : matières grasses ; CB : cellulose brute ; EM : énergie métabolisable

* En pourcentage de la MS

L'évolution des taux de ponte selon le cycle est présentée dans les tableaux IV et V. Le taux moyen de ponte a été de 21,6 p. 100 au premier cycle et de 58,7 p. 100 au second (moyenne = 40,2 p. 100). Le taux le plus bas (15,3 p. 100) a été noté à la fin du premier cycle au mois de mai. Le taux de ponte a culminé à 82,8 p. 100 au mois

d'avril, ce qui correspond au 10^e mois de l'entrée en ponte et au 5^e mois du second cycle. Les valeurs de 31,1 et de 121,5 œufs par pintade ont été enregistrées respectivement au premier et au second cycle de ponte. L'augmentation du nombre d'œufs par pintade du premier au second cycle a été de 290,7 p. 100.

Caractéristiques des œufs

Le premier œuf pondu avait un poids de 21,0 g, une longueur de 40,2 mm et un grand diamètre de 30,6 mm. Les données métriques des œufs (poids, longueur, diamètre, indice de forme) sont détaillées dans le tableau IV pour le premier cycle et dans le tableau V pour le second.

Le poids moyen (Y) de l'œuf est lié à sa longueur (L) et à son grand diamètre (Gd) par les équations de régression :

Tableau II

Consommation alimentaire selon les périodes

Classe d'âge (semaines)	0-6	7-12	13-18	0-24
Aliments consommés (g/j)	14,0	44,5	75,6	44,7
Indice de consommation	3,5	4,0	4,7	4,0

Tableau III

Evolution du poids du cheptel selon la période de pesée

Date de pesée (semaines)	0-2	3-4	5-6	7-8	9-10	11-12	13-14	15-16	17-18	19-20	21-22	22-23
Poids des femelles (g)	25,8 ^a ± 3,1	50,1 ^b ± 15,7	88,1 ^c ± 35,5	124,9 ^d ± 52,9	208,1 ^e ± 84,4	292,1 ^f ± 96,5	414,0 ^g ± 114,4	541,1 ^h ± 153,1	673,8 ⁱ ± 167,2	781,3 ^j ± 172,3	869,6 ^k ± 151,2	931,9 ^l ± 143,8
Poids des mâles (g)	25,5 ^a ± 2,4	45,7 ^b ± 13,8	77,2 ^c ± 29,3	121,0 ^d ± 52,3	190,2 ^f ± 76,7	265,6 ^g ± 88,9	352,2 ^h ± 114,9	442,3 ⁱ ± 171,8	603,2 ^j ± 171,1	707,8 ^k ± 189,9	762,2 ^l ± 210,0	853,2 ^m ± 183,7

Les nombres portant en exposant les mêmes lettres dans la même colonne ne sont pas significativement différents au seuil de 5 %.

Tableau IV

Taux de ponte et données métriques des œufs au premier cycle

	Janvier (n = 200)	Février (n = 200)	Mars (n = 200)	Avril (n = 200)	Mai (n = 200)	Moyenne
Taux de ponte (%)	25,1	26,6	24,0	17,2	15,3	21,6
Poids des œufs (g)	26,9 ^a ± 2,0	29,1 ^b ± 1,9	30,4 ^b ± 1,5	30,0 ^b ± 1,3	29,7 ^b ± 1,7	29,2 ± 1,7
Longueur (mm)	44,2 ^a ± 2,0	45,0 ^a ± 1,9	45,4 ^a ± 1,3	45,8 ^a ± 0,9	45,7 ^a ± 0,7	45,9 ± 1,4
Diamètre (mm)	33,6 ^a ± 1,2	34,4 ^a ± 1,4	34,5 ^a ± 0,9	35,1 ^a ± 0,7	35,2 ^a ± 0,8	34,9 ± 1,0
Indice de forme	0,76 ^a ± 0,02	0,76 ^a ± 0,03	0,76 ^a ± 0,02	0,77 ^a ± 0,01	0,77 ^a ± 0,02	0,76 ^a ± 0,02

n : nombre de femelles

Les nombres portant en exposant les mêmes lettres sur la même ligne ne sont pas significativement différents au seuil de 5 %.

Tableau V

Taux de ponte et données métriques des œufs au second cycle

	Décembre (n = 200)	Janvier (n = 200)	Février (n = 200)	Mars (n = 200)	Avril (n = 200)	Mai (n = 200)	Juin (n = 200)	Juillet (n = 200)	Moyenne
Taux de ponte (%)	34,1	57,9	57,5	66,7	82,8	74,7	63,5	32,7	58,7
Poids des œufs (g)	38,6 ^a ± 2,9	38,1 ^a ± 3,2	38,2 ^a ± 3,6	37,4 ^a ± 3,3	37,5 ^a ± 3,8	36,9 ^a ± 3,7	36,8 ^a ± 3,7	36,7 ^a ± 3,7	37,8 ± 3,5
Longueur (mm)	48,9 ^a ± 2,1	47,8 ^a ± 2,3	48,6 ^a ± 1,9	48,8 ^a ± 2,6	47,5 ^a ± 2,4	47,4 ^a ± 2,5	48,3 ^a ± 2,5	48,4 ^a ± 2,7	48,2 ± 2,4
Diamètre (mm)	37,3 ^a ± 1,0	37,4 ^a ± 1,1	37,7 ^a ± 1,5	37,2 ^a ± 1,4	38,7 ^a ± 2,7	37,0 ^a ± 1,5	37,7 ^a ± 1,7	38,2 ^a ± 1,8	38,1 ± 1,6
Indice de forme	0,77 ^a ± 0,03	0,78 ^a ± 0,04	0,79 ^a ± 0,06	0,79 ^a ± 0,06	0,82 ^a ± 0,07	0,78 ^a ± 0,04	0,78 ^a ± 0,04	0,79 ^a ± 0,03	0,79 ± 0,05

n : nombre de femelles

Les nombres portant en exposant les mêmes lettres sur la même ligne ne sont pas significativement différents au seuil de 5 %.

– simples : $Y (g) = -64,41 + 2,74 Gd (mm) [R^2 = 0,91 ; \text{erreur type} = 2,24] ;$

$Y (g) = -50,77 + 1,82L (mm) [R^2 = 0,86 ; \text{erreur type} = 2,81] ;$

– multiple : $Y (g) = -74,22 + 0,91L (mm) + 1,83Gd (mm) [R^2 = 0,96 ; \text{erreur type} = 1,47].$

Il ressort des équations de régression simples que le grand diamètre détermine mieux le poids de l'œuf que la longueur ($R^2 = 0,91$ contre $0,86$). Le poids de l'œuf a augmenté avec le rang du mois de ponte. Ces deux variables ont été positivement et significativement ($p < 0,05$) corrélées ($r = 0,71$) au seuil de 5 p. 100.

Trois nuances de coloration (rousse, blanche, teintée) ont été répertoriées, avec 15,7 p. 100 de coloration rousse, 19,7 p. 100 de blanche et 64,6 p. 100 de teintée. Il n'y a pas eu de différence significative ($p > 0,05$) entre le poids des œufs selon la souche.

Un taux de fertilité de 82,7 p. 100 a été relevé au niveau des œufs. Les observations des taux de fertilité n'ont pas été effectuées selon le poids et la couleur des œufs. Les valeurs de 25,7 et de 74,3 p. 100 ont été notées respectivement pour le taux de mortalité embryonnaire et le taux réel d'éclosion. La mortalité précoce (durant l'incubation) a été de 17,5 p. 100 et la mortalité à l'éclosion (durant l'éclosion) de 8,2 p. 100.

■ DISCUSSION

Le nombre élevé des femelles et la faible sex-ratio de l'essai avaient pour but d'augmenter les chances de disposer d'œufs fertiles en nombre suffisant pour l'incubation. L'amélioration des conditions d'élevage a induit une baisse notable de l'âge à l'entrée en ponte de la pintade locale : celle-ci s'est en effet produite en deçà de l'intervalle de 7 à 10,5 mois relevé en milieu traditionnel au Burkina Faso (11), ce qui correspond à des baisses respectives de 18,6 et de 45,7 p. 100. Cet âge à l'entrée en ponte a été également plus précoce de 0,7 mois que celui de 6,4 mois observé au Nigeria dans un élevage amélioré (15).

L'âge de l'entrée en ponte de la pintade locale a été le même que celui de la poule locale. L'âge de 6,3 mois a été rapporté pour la pintade en conditions d'alimentation améliorées au Nigeria (3) et de $6,3 \pm 0,4$ mois pour la poule locale (*Gallus gallus*) en conditions traditionnelles au Burkina Faso (17).

Le poids vif de la pintade locale à l'entrée en ponte a été comparable à ceux rapportés par Ayorinde et coll. au Nigeria (7) pour toutes les variétés phénotypiques de pintades identifiées : lilas (962 ± 175 g), noire (950 ± 197 g), gris perlée (979 ± 149 g) et blanche (947 ± 237 g).

La pintade locale est communément reconnue comme une espèce dont la ponte survient en saison pluvieuse dans les zones subhumides à arides (1). Les résultats de cette étude ont montré que cette perception ne pouvait être généralisée comme le prouvait la présence de pintadeaux dans le milieu villageois en saison sèche. Le désaisonnement ainsi observé de la ponte de la pintade locale pourrait s'expliquer par l'amélioration des conditions alimentaires. Ces pontes de contre-saison sont très encourageantes et constituent une solution au développement et à l'exploitation à large échelle de cette espèce eu égard à la grande consommation de ses œufs et de sa viande (4). Ces résultats appellent toutefois des mesures d'accompagnement pour la conservation des œufs qui se détériorent rapidement dans les conditions drastiques des facteurs climatiques en saison sèche dans ces régions.

La durée du cycle de ponte est un facteur important dans la production des œufs. Celle-ci va de 3,3 à 6,4 mois (9, 10). La durée de la ponte du premier cycle a confirmé les résultats ci-dessus. Celle-ci a

été brève, par rapport au second cycle, tant dans le temps que dans l'intensité de ponte et donc du nombre d'œufs produits. Elle pourrait être dû au fait que les pintades entrent nouvellement en ponte et ne seraient pas tout à fait adaptées à cette fonction malgré leur poids, car elles ont été nourries aux aliments industriels.

Pour le second cycle, la durée de ponte a été plus longue que celles rapportées par ces mêmes auteurs (9, 10) et son allongement s'expliquerait par les conditions alimentaires améliorées.

Le nombre moyen d'œufs/pintade/an se situe dans l'intervalle de 36 à 110 (16). Dans des conditions alimentaires améliorées, les performances de ponte de la pintade locale sont maintenues en saison sèche, permettant de considérer cette volaille comme une bonne pondeuse, comparée à la poule locale qui est créditée de 50 œufs (13).

Le poids moyen des œufs au premier cycle de ponte relève de la catégorie des œufs légers (inférieur à 30 g) (5). Cette caractéristique implique la nécessité d'effectuer un tri pour écarter de l'incubation les œufs de moins de 30 g, selon les recommandations du même auteur.

Le poids moyen de l'œuf au second cycle de ponte a été relativement supérieur à la valeur de $35,7 \pm 2,8$ g rapportée dans l'ouest du Burkina Faso (13), comparable à celui de 37,3 g pour le cas du Mali central (14) et compris dans l'intervalle de 35,8 à 44,6 g relevé au Nigeria (4).

L'indice de forme de l'œuf est utilisé pour mesurer la résistance mécanique de la coquille (13). Les indices calculés dans les deux cycles de ponte ont été proches de ceux des œufs standard qui sont compris entre 0,72 et 0,75 (12).

Les trois nuances de la coloration de la coquille observées suggèrent l'existence de trois souches de pintades dans la population étudiée et sont conformes aux résultats antérieurs (12). Des investigations ultérieures pourraient être conduites pour la caractérisation desdites souches dans l'optique de leur gestion rationnelle.

Le taux de fertilité a été légèrement supérieur à celui de 72,5 p. 100 rapporté par Sauveur (19). Le niveau réduit de la sex-ratio pourrait expliquer ce fait. La fertilité de l'œuf ne serait donc pas une contrainte au développement de l'élevage de la pintade locale en saison sèche au Burkina Faso. Il faudrait toutefois veiller au respect de la sex-ratio maximale de deux femelles pour un mâle.

Le taux réel d'éclosion est compris dans l'intervalle de 55 à 100 p. 100 (2). Ce taux a toutefois été inférieur à ceux de 85,2 et 82,9 p. 100 observés respectivement en incubations artificielle et naturelle (20). Ce taux moindre pourrait s'expliquer par le fait que la présente étude a porté sur une variété de pintade de format moyen, le taux d'éclosion étant significativement influencé par la variété de la pintade (2). A cet effet, les taux de 86 à 100 p. 100 pour la variété lourde contre 72,9 p. 100 pour la variété légère ont été rapportés au Togo (10).

■ CONCLUSION

Le caractère hivernal de la ponte chez la pintade locale dans la région Centre du Burkina Faso n'est pas absolu. L'amélioration des conditions alimentaires affecte significativement l'âge à l'entrée en ponte et les performances de ponte, induit le désaisonnement et allonge la durée de ponte. Le poids moyen des œufs augmente avec le rang du cycle de ponte. Eu égard à la variabilité pondérale observée, il est nécessaire que les œufs soient soumis à un tri, surtout ceux du premier cycle de ponte, en vue d'obtenir de bons résultats lors de l'incubation artificielle. Des études sur les différentes variétés et souches de la pintade locale restent à conduire dans l'optique de déterminer leurs caractéristiques spécifiques pour une gestion rationnelle.

BIBLIOGRAPHIE

1. ANONYME, 1996. Quelques notions sur l'élevage de la pintade. Ouagadougou, Burkina Faso, ministère délégué chargé des Ressources animales, 26 p.

2. ASSOUMANE I., GOURO A.S., 1997. L'élevage des pintades au Niger. In : Sonaiya E.B. éd., Proc. Issues in family poultry research and development workshop, Mbour, Senegal, 9-13 Dec., p. 254-259.

3. AYENI J.S.O., 1987. Study of grey-breasted guinea fowl (*Numida meleagris galeata pallas*) in Nigeria. *World Poult. Sci. J.*, **39**: 143-151.

4. AYORINDE K.L., 1991. Yield and chemical composition of Cyperus bulb in Kainji Lake Basin. *Nig. J. Nutr. Sci.*, **12**: 26-27.

5. AYORINDE K.L., 2004. The spice of life. The seventy-first inaugural lecture. Ilorin, Nigeria, University of Ilorin, 60 p.

6. AYORINDE K.L., AYENI J.S.O., 1987. Performance of guinea fowl breeders fed varying levels of Cyperus bulb. *J. Anim. Prod.*, **14**: 139-145.

7. AYORINDE K.L., OLUYEMI J.A., AYENI J.S.O., 1988. Growth performance of four indigenous helmeted guinea fowl varieties (*Numida meleagris galeata pallas*) in Nigeria. *Bull. Anim. Health Prod. Afr.*, **36**: 356-360.

8. CASTAING J., 1979. Aviculture et petits élevages. Paris, France, J.-B. Baillière, 313 p.

9. CHRYSOSTOME C., 1992. The use of termites for raising young guinea fowl (keets): Nutrition study at village level. In : Compte rendu de l'atelier organisé sur le développement de la pintade en régions sèches africaines, Ouagadougou, Burkina Faso, 19-23 oct. 1992. Rome, Italie, FAO, 41 p.

10. DEFly A., DOGBE A., ADMEFA K., 1999. Caractéristiques de l'aviculture traditionnelle. Etat actuel des connaissances au Togo et ailleurs. Lomé, Togo, Institut togolais de recherche agricole, 30 p.

11. DIABATE H., 1981. Elevage traditionnel de la pintade en Haute Volta. Mém., ISP, Université Ouagadougou, Burkina Faso, 109 p.

12. GENDRON M., BLENZ G., 1970. La qualité de l'œuf de consommation. *Nouv. Avic. suppl.* (125) : 1-28.

13. HIEN O.C., 2002. Effets de l'amélioration des conditions sanitaires sur le développement testiculaire, la LH et la ponte de la pintade locale au Burkina Faso. Thèse Doct., UFR-SVT, Université Ouagadougou, Burkina Faso, 126 p.

14. KUIT H.G., TRAORE A., WILSON R.T., 1986. Livestock production in Central Mali: Ownership, management and productivity of poultry in traditional sector. *Trop. Anim. Health Prod.*, **18**: 222-231.

15. OGUNTONA T., 1986. Two-year performances of guinea fowl layer fed proprietary layer rations. In: Proc. 9th Annu. Conf. Nigerian Society of Animal Production, University of Nigeria, Nsukka, 25-29 March 1984, p. 55-58.

16. OLORI V., 1992. Composition and shell quality of the Nigerian indigenous guinea fowl In : Compte rendu de l'atelier organisé sur le développement de la pintade en régions sèches africaines, Ouagadougou, Burkina Faso, 19-23 oct. 1992. Rome, Italie, FAO, 41 p.

17. SANFO R., 2001. Productivité et variabilité individuelle du poulet local en conduites traditionnelle et améliorée au Centre du Burkina Faso. Mém. DEA, IDR, Bobo-Dioulasso, Burkina Faso, 40 p.

18. SANGARE M., 2005. Synthèse des résultats acquis en aviculture traditionnelle dans les systèmes de production animale d'Afrique de l'Ouest. Bobo-Dioulasso, Burkina Faso, Cirdes, 35 p.

19. SAUVEUR B., 1988. Reproduction des volailles et production d'œufs. Paris, France, Inra, 449 p.

20. SONAIYA E.B., 1992. La pintade : état des connaissances dans les zones arides à semi-humides d'Afrique de l'Ouest. In : Compte rendu de l'atelier organisé sur le développement de la pintade en régions sèches africaines, Ouagadougou, Burkina Faso, 19-23 oct. 1992. Rome, Italie, FAO, 41 p.

Accepté le 30.07.2012

Summary

Sanfo R., Boly H., Sawadogo L., Brian O. Laying performances and egg characteristics of the guinea fowl (*Numida meleagris*) under improved breeding system in the central region of Burkina Faso

The laying performances and egg characteristics of 200 local guinea fowl (*Numida meleagris*) mated with 100 males were studied in Burkina Faso. The mean age at onset of lay was 5.7 months with a mean weight of 931.9 ± 85.3 g. The two laying cycles occurred in the dry seasons and lasted 4.8 months in the first dry season and 7.5 months in the second. Laying rates of 21.6 and 58.7%, and average performances of 31.1 and 121.5 eggs per fowl, respectively, were recorded. Mean egg weights were 29.2 ± 1.7 g in the first cycle vs 37.8 ± 3.5 g in the second. Mean egg sizes were 47.1 ± 1.9 mm in length and 36.5 ± 1.3 mm in (large) diameter. The mean form index was higher in eggs of the second cycle than in those of the first (0.79 ± 0.05 vs 0.76 ± 0.02). The regression equation linking the egg weight (Y) to the length (L) and its large diameter (Gd) was: $Y (g) = -74.22 + 0.91 L (mm) + 1.83 Gd (mm)$ ($R^2 = 0.96$; standard error = 1.47). Different shades of shells (red = 15.7%; white = 19.7%; tinted = 64.6%) were identified for all eggs. The intrashell rate was 25.7% with 17.5% embryos and 8.2% chicks. Fertility and hatching rates of 82.7% and 74.3% were recorded, respectively.

Keywords: Poultry – *Numida meleagris* – Egg characters – Egg production – Laying performance – Burkina Faso.

Resumen

Sanfo R., Boly H., Sawadogo L., Brian O. Rendimiento de la postura y características de los huevos de la gallina pintada (*Numida meleagris*) bajo un sistema de manejo mejorado en la región central de Burkina Faso

En Burkina Faso fue realizado un estudio sobre el rendimiento de la postura y las características de los huevos de 200 gallinas pintadas (*Numida meleagris*) cubiertas por 100 machos. La edad promedio al inicio de la postura fue de 5,7 meses, con un peso promedio de $931,9 \pm 85,3$ g. Los dos ciclos de postura ocurrieron durante las estaciones secas, con una duración de 4,8 meses para el primero y 7,5 meses para el segundo, con tasas de postura de 21,6 y 58,7%, respectivamente, y un rendimiento promedio de 31,1 y 121,5 huevos por pintada. El peso promedio de los huevos fue $29,2 \pm 1,7$ g en el primer ciclo y $37,8 \pm 3,5$ g en el segundo. El tamaño promedio de los huevos fue $47,1 \pm 1,9$ mm de longitud y $36,5 \pm 1,3$ mm de diámetro grande. El índice promedio de la forma fue mayor en los huevos del segundo ciclo que en el primero ($0,79 \pm 0,05$ y $0,76 \pm 0,02$). La ecuación de regresión con respecto al peso del huevo (Y), la longitud (L) y su diámetro grande (D) fue: $Y (g) = -74,22 + 0,91 L (mm) + 1,83 D (mm)$ ($R^2 = 0,96$, error estándar = 1,47). Los tonos de colores de las cáscaras (pelirrojo = 15,7%; blanco = 19,7%; tintado = 64,6%) se registraron para todos los huevos. La mortalidad dentro del huevo fue de 25,7% con 17,5% para los embriones y 8,2% para los pollitos. Se registraron tasas de fecundidad de 82,7% y tasas de eclosión de 74,3%.

Palabras clave: Aves de corral – *Numida meleagris* – Características del huevo – Producción de huevos – Desempeño en la postura – Burkina Faso.

Contrôle de croissance des ovins allaitants en Tunisie.

I. Ajustement d'une courbe globale et analyse critique du protocole officiel

M. Ben Hamouda *

Mots-clés

Ovin – Poids corporel – Gain de poids – Calcul – Contrôle de croissance – Tunisie.

Résumé

Les données de contrôle de croissance de deux troupeaux expérimentaux de race ovine Barbarine, collectées durant 31 années, concernant 9 642 agneaux contrôlés à la naissance et pesés ensuite à six reprises à 21 jours d'intervalle, ont été analysées. Les estimations obtenues grâce à l'ajustement d'une courbe de croissance globale ont été comparées aux évaluations faites dans le cadre du protocole conventionnel de contrôle de croissance « F2 ». Les fonctions de Brody, logistique, de Gompertz et de von Bertalanffy se sont convenablement ajustées à la série des sept contrôles. Les critères d'ajustement, coefficients de détermination (R^2) et sommes des carrés des écarts résiduels ont été estimés à 0,997 et 2,9, 0,997 et 3,0, 0,996 et 3,8, et 0,996 et 3,8 respectivement pour les fonctions de von Bertalanffy, Gompertz, Logistique et Brody. Les poids moyens à âge type, estimés par la méthode officielle, ont été de 3,4, 5,5, 9,1, 15,5, 18,2 et 22,2 kg respectivement à la naissance, à 10, 30, 70, 90 et 120 jours d'âge. Le calcul des performances à âge type par la méthode conventionnelle s'est accompagné d'une faible perte de précision sur les poids de l'ordre de 5, 2, 0,8 et 0,5 p. 100 respectivement à 30, 70, 90 et 120 jours, et d'une baisse assez importante de 25, 19, 12 et 10 p. 100 respectivement des GMQ10/30 (gains moyens quotidiens entre 10 et 30 jours), GMQ30/70, GMQ30/90 et GMQ30/120. La perte de précision associée au GMQ10/30 a dépassé 50 p. 100 pour l'intervalle naissance - premier contrôle à 21 jours à cause d'une extrapolation inférieure, peu précise, du poids à 10 jours.

■ INTRODUCTION

La population ovine de Tunisie compte aux alentours de 3,5 millions de femelles reproductrices (32). Elle est dominée par la Barbarine, race à queue grasse (65 p. 100), qui a développé, au cours des siècles, des capacités d'adaptation pour faire face aux aléas climatiques des régions méditerranéennes arides et semi-arides. L'amélioration génétique de cette population a été initiée à la fin des années 1960, avec l'appui de la coopération française, en adoptant l'approche française de contrôle de croissance mise au point par le Professeur Leroy à la fin des années 1950 et répertoriée, en Tunisie comme en France, comme méthode officielle (1, 17, 27, 28). Sur la base de cette méthode, appelée également « protocole F2 », les différents bilans et travaux de recherche relatifs à la croissance des agneaux de race Barbarine, notamment, rapportent d'importantes variations non génétiques des performances (4, 6, 7, 11, 12) qui sont souvent imputées aux conditions extensives de

l'élevage ovin dans les zones arides et semi-arides de Tunisie sans jamais vérifier si la méthode de calcul elle-même est bien adaptée à ces données collectées dans un milieu très différent de celui dans lequel le protocole de contrôle a été élaboré. Dans cette perspective, discuter le principe de la méthode de calcul des performances à âge type incite à analyser la dynamique de la croissance des agneaux durant la période de contrôle (29), soit durant les quatre premiers mois de vie.

L'objectif de cette étude a été (a) d'ajuster une fonction non linéaire à la croissance globale, entre la naissance et environ 120 jours d'âge, (b) de comparer les performances à âge type obtenues par l'application du protocole F2 à celles déduites de la courbe de croissance la mieux ajustée, en espérant que cette dernière puisse atténuer les fluctuations à court terme, très prononcées en milieu aride et semi-aride, et (c) de préparer les éléments d'une analyse génétique permettant une éventuelle redéfinition des objectifs de sélection et des protocoles de contrôle des ovins allaitants en milieu difficile, alternatifs au protocole F2. Une attention particulière a été accordée aux qualités maternelles et à la valeur laitière des brebis, prédites par la croissance de leurs produits, car elles constituent le principal objectif des schémas de sélection à concevoir dans ces milieux méditerranéens (5, 31).

* Institution de la recherche et de l'enseignement supérieur agricoles, 30 rue Alain Savary, 1002 Tunis, Tunisie.

Tél. : +216 98 385 634 ; fax : +216 71 796 170

E-mail : m.b.hammouda@iresa.agrinet.tn

■ MATERIEL ET METHODES

Animaux

Les données ont été collectées à la station expérimentale d'Oussletia de l'Institut national de la recherche agronomique de Tunisie (Inrat). Les animaux sont élevés en deux troupeaux dans les conditions extensives des régions semi-arides de la Tunisie centrale où la saison d'agnelage s'étend essentiellement sur les mois d'octobre et de novembre ; très peu d'agneaux naissent en septembre et en décembre. Entre 1968 et 1998, environ 12 000 agneaux ont été contrôlés pour la croissance selon le protocole officiel de contrôle de croissance des ovins.

Protocole officiel de pesée et de calcul

Le protocole officiel consiste à peser, à partir du 21^e jour après le début des agnelages et ensuite à intervalles réguliers d'environ 21 jours, tous les agneaux présents à chacune des six visites (1, 17, 27, 28). Pour l'ensemble des animaux des agnelages qui s'étalent sur deux mois, l'organisation de cinq à six chantiers de pesées sont en effet nécessaires pour le calcul des poids à âge type de tous ces agneaux : à 10 jours (P10), 30 jours (P30) et 70 jours d'âge (P70) ainsi que le gain moyen quotidien entre 10 et 30 jours (GMQ10/30) et entre 30 et 70 jours (GMQ30/70). Pour un animal particulier, ces quatre premières pesées sont suffisantes pour le calcul de ces critères. Le GMQ10/30 est un indicateur du potentiel d'allaitement de la mère, appelé par Ricordeau et Boccard « valeur laitière » (34), alors que le GMQ30/70 reflète davantage le potentiel de croissance précoce de l'agneau (17). Actuellement, dans les troupeaux expérimentaux, le contrôle est complété par une pesée à la naissance et la prise en compte de toutes les pesées permet aussi l'estimation du poids à 90 jours, voire à 120 jours pour les agneaux les plus âgés d'un lot d'agnelage. Le contrôle du poids à la naissance a été valorisé dans l'analyse du calcul du P10 et de la croissance initiale (GMQ00/30 et GMQ10/30). A partir de ces données, les situations suivantes ont été simulées :

A. Poids à la naissance ignoré ; c'est le cas des conditions réelles du contrôle de performances en ferme ; les poids à âge type sont estimés par interpolation lorsque le poids recherché est encadré par deux pesées. Dans le cas où celui-ci n'est pas encadré par deux pesées, il est alors estimé par extrapolation inférieure du poids à 10 jours des agneaux nés à moins de 10 jours avant la première visite.

B. Poids à la naissance contrôlé ; il est alors considéré comme un premier contrôle ; le poids à 10 jours, calculé dans le précédent scénario (A) par extrapolation inférieure est calculé par interpolation entre le poids à la naissance et la première pesée. L'indice « pn », affecté à une performance concernée par cette méthode de calcul, distingue le présent scénario du précédent. Nous pouvons logiquement supposer que le GMQ00/30 est estimé avec le maximum de fiabilité, car déduit du poids à la naissance mesuré le jour même de la naissance et du poids à 30 jours estimé à partir de deux pesées successives qui l'encadrent.

Pour des besoins d'analyses fines, de comparaison entre groupes d'agneaux dont l'une de leurs performances est strictement concernée par une méthode de calcul, l'indice « extrapolation inférieure » (ei), « interpolation » (in) ou « extrapolation supérieure » (es) est affecté à la performance concernée. Le dernier cas concerne les agneaux n'ayant pas atteint l'âge type recherché lors de la dernière visite (70, 90 ou 120 jours pour le protocole F2 et 30 jours pour le protocole F1). L'extrapolation supérieure est effectuée dans la limite de la moitié de l'intervalle entre pesées séquentielles, soit 12 jours.

Dans les différentes situations, le calcul a été effectué selon la formule générale :

$$PAT_i = P_n + [(P_{n+1} - P_n) / (D_{n+1} - D_n)] * (at_i - D_n)$$

où PAT_i est le poids aux âges types (at_i), soit 10, 30, 70, 90 et 120 jours, D_n et D_{n+1} sont les dates des contrôles cadrant l'âge type recherché at_i , et P_n et P_{n+1} sont les poids aux contrôles D_n et D_{n+1} .

Les GMQ00/30, GMQ10/30_{pn}, GMQ10/30, GMQ30/70, GMQ30/90 et GMQ30/120 ont ensuite été calculés en utilisant le poids de naissance et les poids à âge type concernés : par exemple GMQ10/30_{pn} = $(P_{30} - P_{10_{pn}}) / 20$.

Méthodes d'ajustement des courbes de croissance

Plusieurs équations non linéaires représentant la croissance animale ont été développées (14, 20, 21, 22, 33) et très souvent utilisées pour ajuster l'évolution du poids des ovins (2, 3, 7). Dans cette étude où le contrôle de croissance s'est limité aux quatre premiers mois de vie des agneaux, quatre équations ont été employées (14, 33) : (i) la fonction exponentielle dite de Brody [$Y = A(1 - be^{-kt})$], et les fonctions sigmoïdes (ii) logistique [$Y = A/(1 + be^{-kt})$], (iii) de Gompertz [$Y = Ae^{-e^{(b-kt)}}$], et (iv) de von Bertalanffy [$Y = A(1 - e^{-(b-kt)^3})$].

Les trois dernières admettent un point d'inflexion à 0,5, 0,37 et 0,29 de la valeur asymptotique A. La fonction de Richards, qui comporte quatre inconnues et un point d'inflexion variable, a été écartée à cause de son exigence en nombre de contrôles (25), notamment au niveau de la région où se situerait le point d'inflexion (13). Bilgin et coll. (8) ont également été contraints d'éliminer cette fonction de Richards dans leur étude sur la comparaison de plusieurs modèles d'ajustement de huit mesures de la circonférence testiculaire d'agneaux Awassi.

La qualité de l'ajustement a été appréciée par la somme des carrés des écarts résiduels (SCER) et le coefficient de détermination du modèle (R^2) non ajusté du fait que le nombre de paramètres des quatre fonctions était le même (trois) et que le nombre de pesées par agneau a été fixé à sept (poids à la naissance et six contrôles périodiques).

Les scénarios A et B du protocole conventionnel de contrôle de croissance ont permis une première analyse de la fiabilité du critère d'estimation de la valeur laitière à travers une comparaison des trois formes d'expression GMQ00/30, GMQ10/30_{pn} et GMQ10/30, la première étant prise comme référence du fait qu'elle est déduite d'une première mesure objective (poids à la naissance) et une seconde calculée systématiquement par interpolation à partir de deux pesées séquentielles. En outre, les performances estimées sur la courbe de croissance la mieux ajustée ont servi de références de comparaison de l'ensemble des performances à âge type, notamment celles non concernées par les scénarios de la méthode conventionnelle (P30, P70, P90, P120, GMQ30/70, GMQ30/90 et GMQ30/120).

Les différentes comparaisons ont été réalisées, de manière globale et en fonction de l'intervalle naissance - premier contrôle (tableau I), par l'application du modèle de régression linéaire suivant :

$$Y = a + b * X + e$$

où Y sont les performances à âge type prises comme références de comparaison ; GMQ00/30, P10_{pn} et GMQ10/30_{pn} (scénario B du protocole officiel) ; P10, P30, P70, P90, P120, GMQ10/30, GMQ30/70 et GMQ30/120 (courbe de croissance) ;

X représente toute performance à âge type, relative au protocole officiel autre que celle ayant servi de référence de comparaison, a

l'ordonnée à l'origine, b le coefficient de régression, et e l'erreur aléatoire.

La perte de précision associée à l'estimation d'une performance, par rapport à celle prise comme référence, est appréciée par le terme $1-R^2$, R^2 étant le coefficient de détermination du modèle de

régression (16), et complétée par le coefficient de régression b qui devrait avoisiner l'unité ; en effet, plus ce coefficient est proche de 1, plus le biais est indépendant de l'erreur aléatoire (9). En protocole officiel, l'extrapolation est déjà à l'origine d'un biais supplémentaire, par rapport à l'interpolation, la perte de précision qui lui est associée est alors qualifiée de « spécifique ». L'ajustement des fonctions de croissance individuelles et les régressions ont été exécutées respectivement par les procédures NLIN et REG du logiciel SAS 6.1 (35).

Tableau I

Effectif des agneaux de race Barbarine de la station Oussletia (Tunisie) nés entre 1968 et 1998 et ayant subi des contrôles de croissance, à la naissance et six fois à 21 jours d'intervalle, répartis en fonction de l'intervalle naissance - 1^{er} contrôle

Intervalle naissance - 1 ^{er} contrôle	Effectif
1	–
2	1 240
3	678
4	558
5	563
6	504
7	447
8	380
9	341
10	351
11	382
12	387
13	454
14	476
15	533
16	545
17	490
18	499
19	468
20	202
21	144
Total	9 642

■ RESULTATS

Statistiques générales

Sur un total de 12 000 agneaux contrôlés, le nombre de ceux qui possédaient les six pesées périodiques nécessaires à l'étude a été réduit à 9 642. Cependant, le poids à 120 jours n'a pu être estimé que pour 5 854 agneaux. Le tableau II synthétise l'âge et le poids moyens aux différentes visites ainsi que le GMQ moyen entre contrôles successifs. Les agneaux de race Barbarine naissent avec un poids de l'ordre de 3,4 kg et atteignent environ 21 kg à 110 jours, âge moyen au sixième contrôle de croissance. Le GMQ entre contrôles successifs va en diminuant au fur et à mesure que l'agneau avance en âge ; en effet, d'une valeur dépassant les 200 g/j en début de contrôle, le gain moyen quotidien chute à 130 g/j en fin de période de contrôle. Le poids à 10 jours, quand il est estimé par interpolation entre le PN et la première pesée, subit les conséquences de la variabilité de cette dernière, très élevée durant la première semaine de vie d'un agneau.

Qualité de l'ajustement d'une fonction non linéaire

Les critères d'appréciation de la qualité de l'ajustement des fonctions non linéaires à la croissance pondérale des agneaux de race Barbarine sont détaillés dans le tableau III. Les fonctions de Gompertz et de von Bertalanffy ont donné les coefficients de détermination les plus élevés ; ceux relatifs aux fonctions logistique et de Brody ont été significativement plus faibles ($P < 0,05$). L'analyse de la SCER a précisé encore davantage la comparaison dans la mesure où elle a permis de départager les fonctions Gompertz et Bertalanffy en faveur de cette dernière qui a donné la valeur la plus faible ($P < 0,05$). Par ailleurs, l'examen des paramètres des différentes fonctions (tableau III) a permis de constater que la valeur asymptotique « A » a été estimée, par les quatre fonctions, avec

Tableau II

Age, poids et GMQ des agneaux de race Barbarine de la station Oussletia (Tunisie) aux différents contrôles de croissance effectués entre 1968 et 1998 selon le protocole officiel

	Age		Poids (kg)		GMQ (g/j)	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Naissance	–	–	3,4	0,7	–	–
1 ^{er} contrôle	10,2	6,1	5,5	1,8	213 *	156 *
2 ^e contrôle	30,2	6,2	9,1	2,7	181	78
3 ^e contrôle	52,2	6,3	12,5	3,6	170	73
4 ^e contrôle	70,4	6,3	15,6	4,4	151	76
5 ^e contrôle	90,9	6,6	18,3	5,2	131	52
6 ^e contrôle	111,5	7,3	20,9	6,0	129	91

GMQ : gain de poids moyen quotidien

* La variabilité du GMQ naissance - 1^{er} contrôle est surestimée par les valeurs relatives aux faibles intervalles (inférieures à 6 jours), leur élimination ramène la moyenne et l'écart-type respectivement à 206 et 93.

une variabilité assez élevée ; le coefficient de variation a été de l'ordre de l'unité pour les quatre fonctions.

Performances à âge type

Les performances moyennes aux différents âges types sont présentées dans le tableau IV. En se référant à la méthode conventionnelle, les agneaux de l'étude ont pesé en moyenne 5,5, 9,1, 15,5, 18,2 et 22,2 kg, respectivement à 10, 30, 70, 90 et 120 jours d'âge. Le GMQ a connu une diminution au fur et à mesure que l'agneau avançait en âge ; il a été en moyenne de 180, 161, 152 et 145 g/j, respectivement pour les périodes 10-30, 30-70, 30-90 et 30-120. Le fait de considérer le poids à la naissance comme un premier contrôle a permis d'estimer un GMQ10/30_{pn} à 184 g/j et un GMQ00/30 à 190 g/j. Par ailleurs, la fonction de von Bertalanffy a donné, pour les mêmes performances, des valeurs significativement différentes ($P < 0,05$), légèrement inférieures à 10 et 30 jours (respectivement 5,23 et 8,97 kg) et supérieures à 70 et 90 jours (respectivement 15,66 et

18,30 kg). Le GMQ10/30 estimé par la fonction von Bertalanffy n'a pas été significativement différent du GMQ10/30_{pn} ($P > 0,05$). Il en a été de même pour le GMQ30/90, pour lequel les deux estimations n'ont pas été significativement différentes. Les deux méthodes ont donné, en moyenne, un GMQ avant 30 jours d'âge (GMQ00/30, GMQ10/30_{pn} et GMQ10/30) supérieur au GMQ30/90. Cependant, la représentation par année de naissance (figure 1) a révélé qu'il ne s'agissait pas d'une règle mais d'une tendance générale qui s'est inversée pendant certaines années (1984 et 1988, par exemple).

Pertes de précision associées au calcul des performances à âge type

Cas du protocole conventionnel

Les résultats des comparaisons permises par les scénarios du protocole conventionnel sont montrés dans le tableau V. Le GMQ10/30, comparé au GMQ00/30, a été accompagné de la perte de précision moyenne la plus élevée ($1-R^2 = 24,8$ p. 100 ; $b = 0,802$). L'origine

Tableau III

Paramètres des fonctions non linéaires ajustées à la croissance des agneaux de race Barbarine et critères d'appréciation de la qualité de l'ajustement

	Brody		Logistique		Gompertz		Von Bertalanffy	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
A	63,4 ^A	53,3	27,5 ^D	28,6	34,1 ^C	31,2	40,1 ^B	38,0
B	-0,0847	0,0646	1,6402	0,4394	0,7152	0,2131	0,5202	0,0812
K	0,0073	0,0069	0,0355	0,0116	0,0207	0,0094	0,0158	0,0087
SCER	3,8 ^C	4,7	3,8 ^C	3,6	3,0 ^B	3,1	2,9 ^A	3,1
R ²	0,996 ^C	0,005	0,996 ^B	0,003	0,997 ^A	0,003	0,997 ^A	0,003

Sur une même ligne, les moyennes portant des lettres différentes sont significativement différentes ($P < 0,05$)

SCER : somme des carrés des écarts résiduels

Tableau IV

Performances à âge type des agneaux de race Barbarine calculées par la méthode officielle ou estimées par l'ajustement de la fonction de von Bertalanffy

Performance	Effectif	Protocole officiel « F2 »		Ajustement de la fonction de von Bertalanffy	
		Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
PN	9 642	3,39 ^B	0,69	3,50 ^A	0,78
P10 _{pn}	9 642	5,39 ^A	1,21	5,23 ^B	1,14
P10	9 642	5,48 ^A	1,34	5,23 ^B	1,14
P30	9 642	9,09 ^A	2,37	8,97 ^B	2,29
P70	9 642	15,53 ^B	4,19	15,66 ^A	4,17
P90	9 642	18,17 ^A	4,95	18,30 ^A	4,96
P120	5 854	22,16 ^A	6,17	21,55 ^B	6,16
GMQ00/30	9 642	190 ^A	67	182 ^B	65
GMQ10/30 _{pn}	9 642	185 ^A	72	187 ^A	66
GMQ10/30	9 642	180 ^B	69	187 ^A	66
GMQ30/70	9 642	161 ^B	57	167 ^A	54
GMQ30/90	9 642	152 ^A	52	152 ^A	53
GMQ30/120	5 854	145 ^A	51	137 ^B	51

P : poids ; PN : poids à la naissance ; GMQ : gain de poids moyen quotidien

Sur une même ligne, les moyennes portant des lettres différentes sont significativement différentes ($P < 0,05$)

Tableau V

Critères d'appréciation (pertes de précision 1-R² et coefficient de régression b) de la différence de précision de calcul des performances à âge type des agneaux de race Barbarine par les différents scénarios du protocole officiel

Performance/référence	Performance globale		Interpolation de P10		Extrapolation inférieure de P10	
	1-R ²	b	1-R ²	b	1-R ²	b
P10 / P10 _{pn}	8,6	0,863	0,0	1,000	13,5	0,758
P30 / P30 _{es}	1,7	0,954	2,9	0,920	0,0	1,000
P70 / P70 _{es}	0,8	0,983	1,5	0,968	0,0	1,000
P90 / P90 _{es}	0,5	0,987	0,9	0,977	0,0	1,000
GMQ10/30 / GMQ10/30 _{pn}	7,4	0,921	0,0	1,000	13,5	0,854
GMQ10/30 / GMQ10/30 _{es}	4,3	1,042	7,6	1,084	0,0	1,000
GMQ10/30 / GMQ00/30	24,8	0,802	14,1	0,895	33,9	0,718
GMQ10/30 _{pn} / GMQ00/30	12,2	0,905	14,1	0,895	8,7	0,919
GMQ00/30 / GMQ00/30 _{es}	2,3	0,943	5,8	0,902	0,0	1,000
GMQ30/70 / GMQ30/70 _{es}	2,6	0,945	4,4	0,911	0,0	1,000
GMQ30/90 / GMQ30/70 _{es}	1,2	0,962	2,7	0,937	0,0	1,000

P : poids ; GMQ : gain de poids moyen quotidien

de cette perte de précision serait imputée à l'estimation de P10 ; en effet, un taux de 14,1 p. 100 a été associé à P10_m (calculé par interpolation) et de 33,9 p. 100 à P10_{ei} (estimé par extrapolation inférieure), ce dernier étant qualifié de perte de précision spécifique. Présentée en fonction de l'intervalle entre la naissance et le premier contrôle (figure 2), la perte de précision associée à P10 a atteint 35 p. 100 à 21 jours alors que celle affectant le GMQ10/30, au même intervalle, a dépassé 60 p. 100. A une extrapolation supérieure de P30, cas où l'agneau aurait deux contrôles uniquement, est associée 1,7 p. 100 de perte de précision globale et 2,9 p. 100 de perte de précision spécifique entraînant une perte de précision sur le GMQ10/30 estimée respectivement à 4,3 et 7,6 p. 100 de manière globale et spécifique (tableau V). En cas d'extrapolation supérieure de P70, la perte de précision globale et spécifique, associée à cette performance, a été respectivement de 0,8 et 1,5 p. 100, et de 2,6 et 4,4 p. 100 sur le GMQ30/70 (tableau V).

Performances estimées par la courbe de croissance

La perte de précision associée au calcul des performances à âge type par la méthode conventionnelle, par rapport à celles estimées par la courbe de croissance ajustée par la fonction de von Bertalanffy, est montrée dans le tableau VI. Le poids à la naissance estimé par la courbe de croissance a été comparé au réel ; ainsi, la perte de précision associée à 35,2 p. 100 a été élevée.

Les pertes de précision associées aux GMQ10/30, GMQ10/30_{pn} et P10 par rapport au GMQ10/30 et P10 estimés par l'ajustement d'une fonction von Bertalanffy sont présentées à la figure 3. A un P10 estimé par extrapolation inférieure a été associée une perte de précision égale à 17 p. 100, celle associée au GMQ10/30 a été de 26,3 p. 100 ; représentée en fonction de l'intervalle naissance - premier contrôle, cette dernière a évolué entre 10 p. 100 à 2 jours d'intervalle et 50 p. 100 à 21 jours. Le contrôle du poids à la naissance a atténué la perte de précision associée à P10_{pn} à un taux de 6,5 p. 100. Par ailleurs, les pertes de précision associées au calcul du GMQ00/30 et du GMQ10/30_{pn} ont été comparables (respectivement 19,7 et 20,0 p. 100) ; le coefficient de régression sur le GMQ00/30 a été plus élevé (0,916) que celui de la régression sur le GMQ10/30_{pn} (0,845).

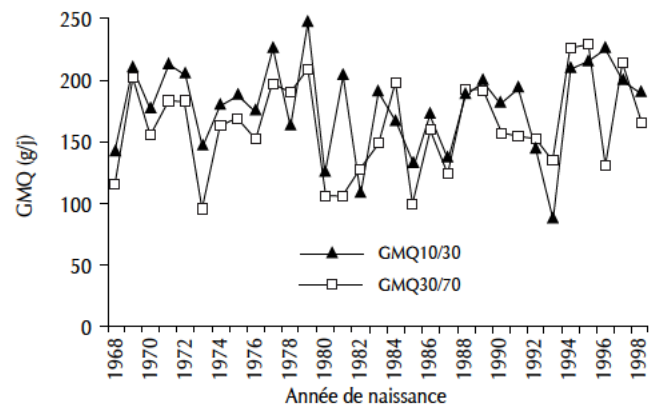


Figure 1 : variation des GMQ10/30 (gain moyen quotidien entre 10 et 30 jours) et GMQ30/70 des agneaux de race Barbarine en fonction de l'année de naissance.

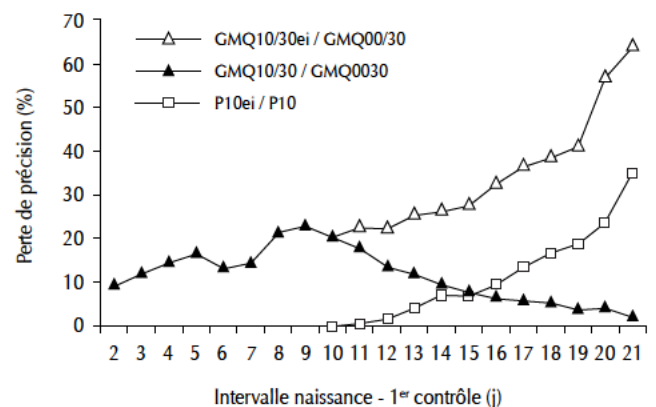


Figure 2 : perte de précision associée aux GMQ10/30 (gain moyen quotidien entre 10 et 30 jours), GMQ10/30ei et P10ei respectivement par rapport au GMQ00/30 et P10pn (ei : extrapolation inférieure de P10 ; pn : le premier contrôle est celui du poids à la naissance).

Les poids à 30, 70, 90 et 120 jours ont été calculés avec une perte de précision respectivement de 5,3, 1,9, 0,8 et 0,5 p. 100. Ces pertes de précision se sont conjuguées au niveau du GMQ pour donner un taux de 18,6, 12,3 et 10,0 p. 100, respectivement pour les périodes 30-70, 60-90 et 30-120 jours. L'évolution des pertes de précision associées au calcul des performances calculées par la méthode F2 par rapport à celles estimées par l'ajustement d'une fonction von Bertalanffy est présentée à la figure 4.

■ DISCUSSION

Les fonctions non linéaires de von Bertalanffy, de Gompertz, logistique et de Brody se sont ajustées relativement bien aux données de contrôle de croissance des agneaux de race Barbarine, collectées durant leurs cent vingt premiers jours de vie. Le meilleur ajustement, jugé par le coefficient de détermination, a été obtenu par la fonction de von Bertalanffy, suivie par la fonction de Gompertz. Par ailleurs, le fait que la valeur asymptotique n'ait pas été estimée avec une précision suffisante ne remet pas en cause la qualité de l'ajustement mais signifierait que cette dernière concerne uniquement la période couverte par le contrôle de croissance qui est relativement trop courte pour pouvoir estimer le poids adulte avec une précision suffisante. Goliomytis et coll. (15) pouvaient exiger une précision de la prédiction du poids adulte (valeur asymptotique) du moment qu'ils avaient contrôlé les animaux jusqu'à l'âge de 720 jours.

Les présents résultats sont comparables à ceux rapportés par Topal et coll. (36) qui ont conclu que la fonction de Gompertz s'ajuste mieux à la croissance des agneaux Morkaraman alors que la fonction de von Bertalanffy s'ajuste mieux à la croissance des agneaux Awassi. Lambe et coll. (23) rapportent, pour un coefficient de détermination moyen supérieur à 0,979, que les différents modèles (Gompertz, logistique, Richards et exponentiel) s'ajustent bien à la croissance des agneaux. Certains auteurs n'ont pas trouvé

indispensable une comparaison entre fonctions et ont plutôt opté pour l'une d'entre elles : par exemple, la fonction de Brody pour ajuster la croissance des agneaux Mehraben d'Iran (2, 3) ou des bovins Angus (19), et la fonction de Gompertz pour étudier la croissance des poulets (26).

Les performances de croissance des ovins allaitants en Tunisie, de race Barbarine en l'occurrence, calculées par la méthode officielle ou par l'ajustement de la fonction de von Bertalanffy, retenue dans la dernière partie de cette étude, ont été fortement influencées par le milieu d'élevage à dominance aride et semi-aride. Le GMQ a diminué au fur et à mesure que l'agneau a avancé en âge. Le GMQ10/30 a été le plus souvent supérieur au GMQ30/70 et à plus forte raison au GMQ30/90 ou encore au GMQ30/120. Ceci rejoint les résultats de plusieurs travaux de recherche (4, 5, 6, 7, 11, 12) ou de recherche développement (32). Ce dernier travail sur les ovins tunisiens rapporte un GMQ10/30 de 165 et 145 g/j respectivement pour les mâles et les femelles contre 121 et 106 g/j de GMQ30/70 pour les deux mêmes sexes.

Ces différences ne constituent pas des caractéristiques raciales mais reflètent plutôt l'influence du milieu et le caractère extensif de l'élevage ovin en Tunisie. En effet, les besoins alimentaires d'un agneau sont mieux assurés sous sa mère que lorsqu'il est livré à lui-même pour chercher son alimentation sur les parcours des régions arides et semi-arides du Sud et du Centre tunisien.

Tableau VI

Critères d'appréciation de la différence de précision (pertes de précision 1-R² et coefficient de régression b) du calcul des performances à âge type des agneaux de race Barbarine par le protocole officiel et par l'ajustement d'une fonction de von Bertalanffy

	1-R ²	b
PN	35,2	0,705
P10 _{pn}	6,5	1,024
P10	17,0	0,777
P30	5,3	0,941
P70	1,9	0,987
P90	0,8	0,994
P120	0,5	0,976
GMQ00/30	19,7	0,916
GMQ10/30 _{pn}	20,0	0,845
GMQ10/30	26,3	0,777
GMQ30/70	18,6	0,861
GMQ30/90	12,0	0,659
GMQ30/120	10,3	0,932

P : poids ; PN : poids à la naissance ; GMQ10/30 : gain de poids moyen quotidien entre 10 et 30 jours

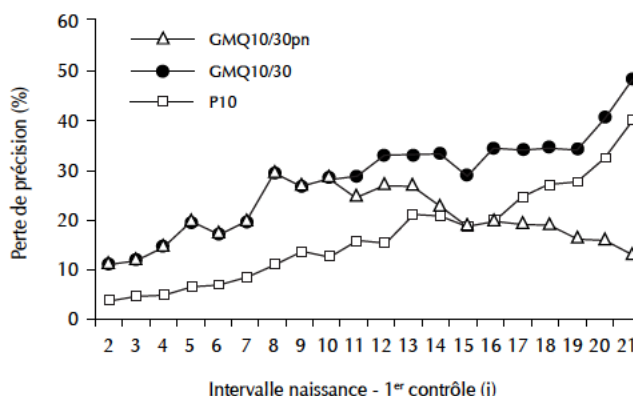


Figure 3 : perte de précision associée aux GMQ10/30 (gain moyen quotidien entre 10 et 30 jours), GMQ10/30pn et P10 par rapport aux GMQ10/30 et P10 estimés par l'ajustement d'une fonction de von Bertalanffy.

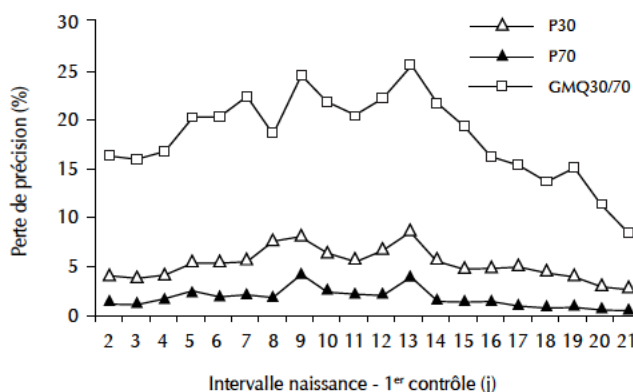


Figure 4 : perte de précision associée au calcul des performances calculées par le protocole conventionnel par rapport à celles estimées par l'ajustement d'une fonction de von Bertalanffy.

Le même comportement a été observé dans d'autres régions du monde. Chikhi et Boujenane (10) rapportent un GMQ moyen de 213 et 190 g/j, respectivement pour les périodes 00/30 et 30/70 jours, chez la race Boujaâd au Maroc. En Martinique, le GMQ10/30 des agneaux était plus élevé que le GMQ30/70 aussi bien en bergerie que sur pâturage, avec respectivement 175 et 147 g/j contre 137 et 120 g/j (24). Rekik et Ben Hamouda (31) ont illustré l'effet du milieu sur le GMQ des ovins en Tunisie par un gradient Nord – Sud et Nord – Sud-Ouest selon lequel le ratio GMQ30/70 / GMQ10/30, positif au Nord, change de signe et augmente en valeur absolue en avançant dans le sens du gradient.

Cette situation n'est pas sans conséquence sur l'application du protocole officiel de contrôle de croissance des ovins allaitants mis au point en France, dans des conditions favorables à une croissance plus régulière (18, 29), du fait d'une meilleure couverture des besoins des animaux et de la maîtrise des techniques d'élevage. En effet, les fluctuations du poids, mesurées lors du contrôle de croissance, sont à l'origine d'un certain taux d'erreur qui accompagne le calcul des poids à âge type ; ces taux sont amplifiés au niveau du calcul des GMQ à cause de la conjugaison des deux taux d'erreur associés à chacun des poids à âge type servant à leur calcul.

Sur le calcul des poids, le taux d'erreur, exprimé en perte de précision (1-R²), le plus élevé a été celui associé au calcul de P10 par extrapolation inférieure. En régions semi-arides de la Tunisie centrale, les variations climatiques inter et intra-années sont très prononcées et les mauvaises années se répercutent sur la croissance des agneaux qui a, le plus souvent, tendance à ralentir.

Avec ce ralentissement de la croissance précoce, l'estimation du P10 par extrapolation inférieure perd de la précision (figure 5) et a tendance à surestimer la valeur du poids. La perte de précision sur P10 se répercute évidemment sur le calcul du GMQ10/30 pour dépasser le taux de 50 p. 100 chez les agneaux pesés une première fois à 21 jours et une seconde fois à 42 jours d'âge. En outre, une surestimation de P10 signifie une sous-estimation du GMQ10/30. Le cas 3 de la figure 5, situation extrême, représente une perte de poids au second contrôle et un GMQ10/30 négatif. Naves et coll. (27) ont rapporté un poids à 10 jours des chevreaux créoles plus élevé par extrapolation inférieure, par rapport à une interpolation entre PN et P1. Les mêmes auteurs ont rapporté aussi un GMQ10/30 supérieur au GMQ30/70, soit 90 g/j contre 74 g/j, ce qui semble cohérent et corroborer les présents résultats. Au Maroc, le protocole de contrôle de croissance envisage, chaque fois que c'est possible, une pesée des agneaux à la naissance (1) ; la valeur

laitière est, dans ces conditions, exprimée en GMQ00/30 plutôt qu'en GMQ10/30 (10).

Les pertes de précision associées à l'extrapolation supérieure de P30 pour les agneaux ayant deux contrôles, d'une part, et de P70 pour les agneaux ayant subi quatre contrôles, d'autre part, ont été peu importantes. Les deux approches d'estimation de la perte de précision, associée au calcul du GMQ10/30, ont donné des résultats comparables en valeur moyenne (25 p. 100) et en termes de variation de cette perte de précision en fonction de l'intervalle naissance - premier contrôle (figure 6), ce qui valide la cohérence des hypothèses de travail et des résultats obtenus. En outre, la comparaison à la courbe de croissance a permis de classer les trois expressions de la valeur laitière, GMQ00/30, GMQ10/30_{pn} et GMQ10/30 auxquelles sont associées des taux de perte de précision de 19,7, 0,20 et 25 p. 100. Le GMQ00/30 du protocole officiel est évidemment plus précis que celui estimé par la courbe de croissance ajustée du fait que le poids à la naissance est estimé sur la courbe avec une perte de précision égale à 35,2 p. 100 (tableau VI). L'avantage de la courbe de croissance se situerait plutôt au niveau de la seconde phase de la période de contrôle (30/90, voire 30/120 jours) pour fournir un ordre de grandeur de la perte de précision associée au calcul des performances à âge type relatives à cette phase. Il faudrait par prudence, parler plutôt, de différences de précision que de perte de précision, du fait que l'ajustement d'une courbe de croissance amortit des variations, à court terme, auxquelles la méthode officielle est plus sensible.

■ CONCLUSION

La croissance des agneaux de race Barbarine, durant la période de contrôle officiel, s'est bien ajustée par une fonction sigmoïde (logistique, de Gompertz et de von Bertalanffy), voire par une fonction exponentielle (Brody). Toutefois, la fonction de von Bertalanffy a présenté les meilleurs critères d'ajustement. Les poids à âge type peuvent alors être estimés par la courbe de croissance ajustée. Quel que soit le mode de calcul, le GMQ des agneaux de race Barbarine subit un ralentissement assez sévère sous l'effet des conditions difficiles d'élevage dans les régions arides et semi-arides de Tunisie ; il diminue au fur et à mesure que l'agneau avance en âge. Aussi, le protocole conventionnel qui suppose une linéarité de la croissance ne semble pas le mieux approprié à de telles situations, notamment pour l'estimation de la valeur laitière.

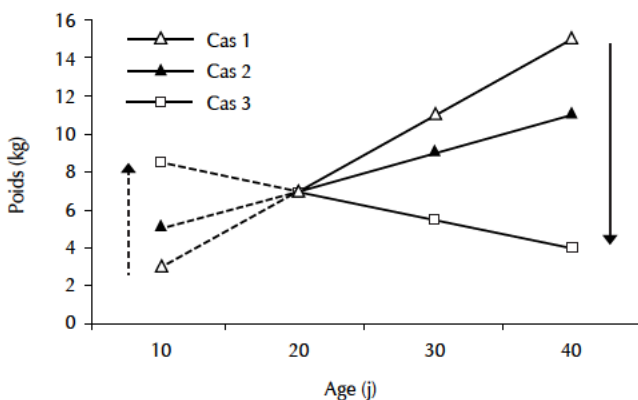


Figure 5 : influence du poids au deuxième contrôle sur l'estimation du P10 calculé par extrapolation inférieure ; un ralentissement de la croissance entre le premier et le second contrôle se traduit par une surestimation de P10.

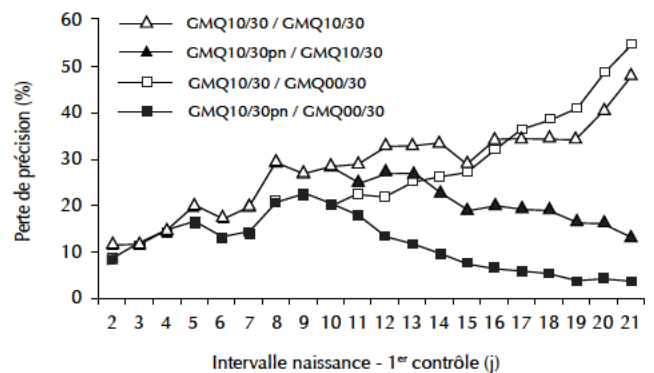


Figure 6 : perte de précision associée au calcul du GMQ10/30 (gain moyen quotidien entre 10 et 30 jours) et du GMQ10/30pn par rapport au GMQ10/30 estimé par l'ajustement d'une fonction de von Bertalanffy et du GMQ00/30 relatif au protocole conventionnel (pn : poids à la naissance).

La perte de précision associée au calcul du GMQ10/30, en moyenne égale à 25 p. 100, peut dépasser le taux de 50 p. 100 pour des agneaux ayant subi le premier contrôle à 21 jours d'âge. Ce taux particulièrement élevé est dû à une mauvaise estimation du poids à 10 jours par extrapolation inférieure, fortement déterminée par le poids au second contrôle. Les pertes de précision sur l'estimation de P30, P70, P90 et P120 étaient faibles, égales en moyenne respectivement à 5, 2, 0,8 et 0,5 p. 100 mais se traduisaient par une perte de précision plus élevée sur le GMQ (19, 12 et 10 p. 100 de pertes associées aux GMQ30/70, GMQ30/90 et GMQ30/120).

Des rectifications de la méthode de calcul des performances à âge type des agneaux, en milieu difficile, s'imposent du fait que la perte de précision la plus élevée est associée à la valeur laitière qui constituerait le principal critère de sélection dans de telles conditions. Une analyse génétique permettrait de décider si la révision doit se limiter au protocole de contrôle ou si, au contraire, elle doit aller en profondeur pour adopter de nouveaux objectifs de sélection mieux adaptés au milieu et aux systèmes de production de la rive sud de la Méditerranée.

BIBLIOGRAPHIE

- AIT BIHI N., BOUJENANE I., 1997. Contrôle de performances des ovins en milieu difficile : cas du Maroc. *Cah. Options méditerr. Sér. A*, **33** : 11-34.
- BATHAEI S.S., LEROY P.L., 1996. Growth and mature weight of Mehraban Iranian fat-tailed sheep. *Small Rumin. Res.*, **22**: 155-162.
- BATHAEI S.S., LEROY P.L., 1998. Genetic and phenotypic aspects of the growth curve characteristics in Mehraban Iranian fat-tailed sheep. *Small Rumin. Res.*, **29**: 261-269.
- BEDHIAF ROMDHANI S., DJEMALI M., 2006. New genetic parameters to exploit genetic variability in low input production systems. *Livest. Sci.*, **99**: 119-123.
- BEN GARA A., 2000. Définition des objectifs de sélection des ovins de race Barbarine en Tunisie. *Cah. Options méditerr. Sér. A*, **43** : 111-116.
- BEN GARA A., ROUISSI H., JURADO J.J., BODIN L., GABINA D., BOUJENANE I., MAVROGENIS A.P., DJEMALI M., SERRADILLA J.M., 1997. Etude de la simplification du protocole de pesées chez les ovins à viande. *Cah. Options méditerr. Sér. A*, **33** : 11-34.
- BEN HAMOUDA M., 1985. Description biométrique et amélioration génétique de la croissance pondérale des ovins de race Barbarine. Thèse Doct. Sci. Agron., Université de Gand, Belgique, 166 p.
- BILGIN O.C., EMSEN E., DAVIS M.E., 2004. Comparison of non-linear models for describing the growth of scrotal circumference in Awassi male lambs. *Small Rumin. Res.*, **52** : 155-160.
- BOULOC N., BARILLET F., BOICHARD D., SIGWALD J.P., BRIDOUX G., 1991. Etude des possibilités d'allègement du contrôle laitier officiel chez les caprins. *Ann. Zootech.*, **40** : 125-139.
- CHIKHI A., BOUJENANE I., 2003. Performances de reproduction et de production des ovins de race Boujaâd au Maroc. *Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop.*, **56** : 83-88.
- DJEMALI M., ALOULOU R., BEN SASSI M., 1994. Adjustment factors and genetic and phenotypic parameters for growth traits of Barbarine lambs in Tunisia. *Small Rumin. Res.*, **13**: 41-47.
- DJEMALI M., JMAL S., HAMMAMI H., BEN DHIAF S., CHALLAH A., 1995. Acquis de la recherche en matière d'évaluation génétique des ovins et des caprins en Tunisie. *Cah. Options méditerr.*, **11** : 173-184.
- DOREN P.E., BAKER J.F., LONG C.R., CATRWRIGHT T.C., 1989. Estimating parameters of growth curves of bulls. *J. Anim. Sci.*, **67**: 1432-1445.
- FITZHUGH H.A. JR, 1976. Analyses of growth curves and strategy for altering their shape. *J. Anim. Sci.*, **42**: 1036-1051.
- GOLIOMYTIS M., ORFANOS S., PANOPOULOU E., ROGDAKIS E., 2005. Growth curves for body weight and carcass components, and carcass composition of the Karagouniko sheep, from birth to 720 days of age. *Small Rumin. Res.*, **66**: 222-229.
- GONZALO C., OTHMANE M.H., FUERTES J.A., DE LA FUENTE L.F., SAN PRIMITIVO F., 2003. Losses of precision associated with simplified designs of milk recording for dairy ewes. *J. Dairy Res.*, **70**: 441-444.
- INRA / INSTITUT DE L'ELEVAGE, 1995. Répertoire français des méthodes et procédures de contrôle et d'évaluation génétique des reproducteurs ovins et bovins de races allaitantes. Paris, France, Institut de l'élevage, 105 p.
- JULLIEN E., GRIFFON L., LEMAIRE V., TIPHINE L., 2006. Bilan de contrôle de performances d'ovins allaitants « Campagne 2005 ». Paris, France, Institut de l'élevage, 103 p.
- KAPS M., HERRING W.O., LAMBERSON W.R., 2000. Genetic and environmental parameters for traits derived from the Brody growth curve and their relationships with weaning weight in Angus cattle. *J. Anim. Sci.*, **78**: 1436-1442.
- KEBREAB E., SCHULIN-ZEUTHEN M., LOPEZ S., SOLER J., DIAS R.S., DE LANGE C.F.M., FRANCE J., 2007. Comparative evaluation of mathematical functions to describe growth and efficiency of phosphorus utilization in growing pigs. *J. Anim. Sci.*, **85**: 2498-2507.
- KNIZETOVA H., HYANEK J., HYANKOVA L., BELICEK P., 1995. Comparative study of growth curves in poultry. *Genet. Sel. Evol.*, **27**: 365-375.
- KOHN F., SHARIFI A.R., SIMIANER H., 2007. Modelling the growth of the Goettingen minipig. *J. Anim. Sci.*, **85**: 84-92.
- LAMBE N.R., NAVAJAS E.A., SIMM G., BUNGER L., 2006. A genetic investigation of various growth models to describe growth of lambs of two contrasting breeds. *J. Anim. Sci.*, **84**: 2642-2654.
- MAHIEU M., AUMONT G., ALEXANDRE G., 1997. Elevage intensif des ovins tropicaux en Martinique. *Prod. Anim.*, **10** : 21-32.
- MIGNON-GRASTEAU S., BEAUMONT C., 2000. Les courbes de croissance chez les oiseaux. *Prod. Anim.*, **13** : 337-348.
- MIGNON-GRASTEAU S., PILES M., VARONA L., DE ROCHAMBEAU H., POIVEY J.P., BLASCO A., BEAUMONT C., 2000. Genetic analyses of growth curve parameters for male and female chickens resulting from selection on shape of growth curve. *J. Anim. Sci.*, **78**: 2515-2524.
- NAVES M., MENENDEZ BUXADERA A., ALEXANDRE G., MANDONNET N., 2001. Etude comparative sur la méthodologie d'estimation des poids à âges types avant sevrage appliquée aux caprins Créoles producteurs de viande. *Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop.*, **54** : 81-87.
- PERRET G., BIBE B., 1979. L'amélioration de la croissance et son contrôle chez les agneaux. In : 5^{es} Journées de la recherche ovine et caprine : l'amélioration génétique des espèces ovine et caprine. Paris, France, Inra/Itovic, p. 386-402.
- PRUD'HON M., 1976. La croissance globale des agneaux : ses caractéristiques et ses lois. In : 2^{es} Journées de la recherche ovine et caprine. Paris, France, Inra/Itovic, p. 6-26.
- REKIK M., ALOULOU R., BEN HAMOUDA M., 2005. 2006. Small ruminant breeds of Tunisia. In: Iniguez L. Ed., Characterisation of small ruminant breeds in West Asia and North Africa. Vol. 2: North Africa. Aleppo, Syria, ICARD, p. 91-140.
- REKIK M., BEN HAMOUDA M., 2000. A steering frame for the genetic improvement of sheep and goat in Tunisia. *Cah. Options méditerr. Sér. A*, **43** : 129-136.
- REKIK M., MAHOUACHI M., GHARBI M., ATTIA W., MEDHIOUB L., 2000. Le dilemme de l'élevage ovin extensif dans les régions élevées du Nord-Ouest semi-aride tunisien. *Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop.*, **53** : 377-386.
- RICHARDS F.J., 1959. A flexible growth function for experimental use. *J. exp. Bot.*, **10**: 280-300.
- RICORDEAU G., BOCCARD R., 1961. Relation entre la quantité de lait consommé par les agneaux et leur croissance. *Ann. Zoot.*, **10** : 113-125.
- SAS/STAT, 1996. User Guide, vers. 6.1. Cary, NC, USA, SAS Institute.
- TOPAL M., OZDEMIR M., AKSAKAL V., YILDIZ N., DORGU U., 2004. Determination of the best nonlinear function in order to estimate growth in Morkaram and Awassi lambs. *Small Rumin. Res.*, **55**: 229-232.

Accepté le 10.07.2012

Summary

Ben Hamouda M. Growth monitoring of suckling lambs in Tunisia. I. Global curve fitting and critical analysis of the conventional protocol

Growth monitoring data of two experimental sheep herds of Barbarine breed, collected during 31 years on 9642 lambs weighed at birth, then six times at 21-day intervals, were analyzed. Estimates obtained by fitting a global growth curve were compared to assessments carried within the "F2" conventional protocol of growth. Brody, logistic, Gompertz and von Bertalanffy functions were adequately adjusted to the seven controls. The fitting factors, coefficients of determination (R^2) and residual sums of squares were estimated at 0.997 and 2.9, 0.997 and 3.0, 0.996 and 3.8, and 0.996 and 3.8, respectively, for the functions of von Bertalanffy, Gompertz, Logistic and Brody. The average weights at typical ages, estimated by the conventional method, were 3.4, 5.5, 9.1, 15.5, 18.2 and 22.2 kg at birth, 10, 30, 70, 90 and 120 days of age, respectively. The calculation of performances at typical ages by the conventional method was accompanied by a small loss of precision of 5, 2, 0.8 and 0.5% at 30, 70, 90 and 120 days, and by a sizeable drop of 25, 19, 12 and 10% of DWG10/30 (daily weight gain between 10 and 30 days), DWG30/70, DWG30/90 and DWG30/120, respectively. The loss of precision associated with DWG10/30 exceeded 50% for the interval birth - first control at 21 days because of a lower and imprecise extrapolation of the weight at 10 days.

Keywords: Sheep – Body weight – Weight gain – Calculation – Growth control – Tunisia.

Resumen

Ben Hamouda M. Control del crecimiento de ovejas lactantes en Túnez. I. Ajuste de una curva global y el análisis crítico del protocolo oficial

Fueron analizados los datos del control de crecimiento de dos rebaños experimentales de ovejas de raza Barbarine, recogidos durante 31 años, referente a 9.642 corderos controlados al nacimiento y posteriormente pesados seis veces en intervalos de 21 días. Las estimaciones obtenidas gracias al ajuste de una curva de crecimiento global se compararon con las evaluaciones realizadas bajo el protocolo convencional de control de crecimiento "F2". Las funciones Brody, logística, Gompertz y von Bertalanffy fueron ajustadas adecuadamente a la serie de siete controles. Los criterios de ajuste, los coeficientes de determinación (R^2) y las sumas de los cuadrados de las diferencias residuales han sido estimados en 0,997 y 2,9, 0,997 y 3,0, 0,996 y 3,8, y 0,996 y 3,8, respectivamente, para las funciones de von Bertalanffy, Gompertz, logística y Brody. Los pesos promedios por edad estándar, estimada por el método oficial, fueron de 3,4, 5,5, 9,1, 15,5, 18,2 y 22,2 kg, respectivamente al nacimiento, a los 10, 30, 70, 90 y 120 días de edad. El cálculo de los rendimientos por edad estándar, según el método convencional, fue acompañado de una pequeña pérdida de precisión de los pesos del orden de 5, 2, 0,8 y 0,5%, respectivamente a los 30, 70, 90 y 120 días, y de una disminución considerable de 25, 19, 12 y 10%, respectivamente en la GMD10/30 (ganancia media diaria entre 10 y 30 días), GMD30/70, GMD30/90 y GMD30/120. La pérdida de precisión asociada a la GMD10/30 superó el 50% en el intervalo nacimiento - primer control a los 21 días debido a una extrapolación inferior, imprecisa, del peso a los 10 días.

Palabras clave: Ovino – Peso corporal – Ganancia de peso – Cálculo – Control del crecimiento – Túnez.

Contrôle de croissance des ovins allaitants en Tunisie.

II. Perte de précision sur le calcul des performances à âge type selon un protocole simplifié alternatif au protocole officiel

M. Ben Hamouda ¹* M. Rekik ²

Mots-clés

Ovin – Poids à la naissance – Contrôle de croissance – Méthode alternative – Tunisie.

Résumé

Les performances à âge type P10 (poids à 10 jours), P30, P70, GMQ10/30 (gains moyens quotidiens entre 10 et 30 jours) et GMQ30/70 de 9 642 agneaux de race Barbarine ont été calculées selon le protocole conventionnel « F2 », ou un protocole simplifié, basé sur l'ajustement de la fonction von Bertalanffy à deux pesées à 42 jours d'intervalle, la première ayant lieu entre 2 et 60 jours après la naissance de l'agneau, et un poids à la naissance réel (PNR : contrôlé à la naissance), fixé, le même pour tous les agneaux (PNF = 3,4 kg) ou estimé en fonction de la première pesée (P) et l'intervalle entre la naissance et la première pesée (D) [$PNE = 2,71009 + 0,208313 P - 0,00578 P (60 - D) + 0,00016 P (60 - D)^2$]. La perte de précision moyenne associée au calcul des poids à âge type a été élevée pour P10 (40 à 45 p. 100), modérée pour P30 (6 à 7 p. 100) et faible pour P70 (2 à 3 p. 100). La perte de précision associée au GMQ10/30 a été inférieure à celle déjà admise par le protocole conventionnel pour un intervalle entre la naissance et le premier contrôle compris entre 15 et 45 jours (15 p. 100 au maximum), et du même ordre entre 7 et 15 jours d'intervalle (20 p. 100 au maximum). Ces résultats ont permis de proposer la simplification du protocole F2 à deux ou trois pesées et un poids à la naissance. La première pesée devrait être retardée jusqu'à 46 jours après la naissance alors que l'intervalle entre contrôles successifs peut varier entre 30 et 40 jours, en fonction de la perte de précision pouvant être tolérée sur l'estimation des performances à âge type.

■ INTRODUCTION

Dans un schéma d'amélioration génétique, l'opération la plus importante est le contrôle des performances qui doit être « simple, fiable et peu coûteux » (9). Avec l'évolution de la conjoncture économique liée à la mondialisation, l'éleveur doit chercher par tous les moyens à réduire les coûts afin de faire face à une concurrence de plus en plus rude, notamment dans la filière des petits

ruminants dont l'avenir est jugé incertain (7). Pour alléger les charges, de nombreux travaux de recherche ont envisagé de simplifier les protocoles de contrôle laitier (1, 6, 8, 11) et de croissance (2, 13) des ovins. En Tunisie, le contrôle de croissance des ovins allaitants nécessite au moins cinq à six visites d'un technicien à 21 jours d'intervalle, ce qui est très onéreux. En outre, le principe de la méthode conventionnelle ne semble pas le mieux approprié aux conditions d'élevage extensif des régions arides et semi-arides (4). Dans ce cadre et en continuité avec des travaux antérieurs (3, 4), cette étude a eu comme objectifs principaux (i) d'estimer les poids à âge type en ajustant une courbe de croissance curvilinéaire utilisant un nombre réduit de contrôles, (ii) de mesurer les conséquences de la simplification du nombre de contrôles sur la précision de l'estimation des poids à âge type, et (iii) de proposer de nouveaux protocoles de contrôle de croissance pour les ovins allaitants adaptés aux conditions difficiles.

1. Institution de la recherche et de l'enseignement supérieur agricoles, 30 rue Alain Savary, 1002 Tunis, Tunisie.

Tél. : +216 98 385 634 ; fax : +216 71 796 170

E-mail : m.b.hamouda@iresa.agrinet.tn

2. Ecole nationale de médecine vétérinaire, Sidi Thabet, Tunisie.

* Auteur pour la correspondance

■ MATERIEL ET METHODES

Données

Les données ayant servi de support au présent travail sont celles décrites par Ben Hamouda (4). Il s'agit des 9 642 agneaux de race Barbarine des deux troupeaux de la station expérimentale d'Ous-seltia (Inrat, Tunisie) contrôlés pour la croissance entre 1969 et 1998, pesés à la naissance, puis six fois à intervalles de 21 jours.

Méthodes

Dans une première étude, Ben Hamouda (3) a constaté que l'utilisation d'un ajustement curvilinéaire des données ne peut être envisagée que si l'on y inclut la valeur du poids à la naissance (PN). Pour ce faire, on peut soit fixer un PN moyen pour tous les agneaux, soit utiliser un PN pour chaque catégorie établie selon la combinaison de sexe et de mode de naissance (3). En outre, ignorer un contrôle sur deux dans le protocole officiel actuel n'altèrerait pas la forme de la courbe de croissance et permettrait d'estimer les performances à âge type sans trop de perte de précision. Partant de ces remarques préliminaires, en se basant sur des ajustements selon la fonction de von Bertalanffy (4), les possibilités de simplification ci-après ont été étudiées

Augmenter l'intervalle entre visites

Le rythme des visites est actuellement d'une pesée tous les 21 jours. Il s'agissait d'ignorer un contrôle sur deux de manière à passer d'un intervalle moyen entre visites successives de 21 jours à un intervalle de 42 jours. Par ailleurs et afin de situer la première visite, par rapport à la date du début des agnelages dans un troupeau, trois scénarios sur les deux contrôles séquentiels retenus pour l'ajustement de la courbe ont été envisagés : (i) l'utilisation des premières et troisièmes pesées actuelles P₁ et P₃, soit une première visite effectuée à un intervalle naissance - premier contrôle variant entre 1 et 21 jours ; (ii) l'utilisation de P₂ et P₄, soit une première visite effectuée à un intervalle naissance - premier contrôle allant de 22 à 42 jours ; et (iii) l'utilisation de P₃ et P₅, soit une première visite effectuée à un intervalle naissance - premier contrôle variant entre 43 et 63 jours, tronqué à 60 jours. Ces trois simulations ont ainsi permis d'étudier la simplification sur un intervalle entre la naissance et le premier contrôle allant de 1 à 60 jours. La répartition des effectifs relative à ce protocole est présentée dans le tableau I.

Prise en compte du poids à la naissance

L'utilisation nécessaire du poids à la naissance pour établir les courbes d'ajustement ne doit pas être en contradiction avec l'objectif de simplification du protocole de recueil d'information. A cette fin, les trois situations suivantes ont été simulées: (i) le poids à la naissance réel (PNR) pris comme situation de référence ; (ii) un poids à la naissance fixé, identique pour tous les agneaux (PNF = 3,4) (4) ; et (iii) un poids à la naissance estimé, par régression sur la première pesée (P) et l'intervalle naissance - premier contrôle (D). La régression polynomiale quadratique ci-après a été utilisée pour estimer un poids à la naissance individuel (PNE) :

$$PNE = 2,71009 + 0,208313 P - 0,00578 P (60 - D) + 0,00016 P (60 - D)^2.$$

La perte de précision associée à l'estimation d'une performance, calculée par un protocole simplifié, est appréciée par le ratio 1-R², R² étant le coefficient de détermination du modèle de régression de cette performance par rapport à celle prise comme référence (4), et un coefficient de régression « b » qui devrait avoisiner l'unité. A défaut de référence sur la perte de précision dans ce domaine, les taux déjà admis par la méthode conventionnelle (4) ont servi

de témoin, notamment en ce qui concerne la valeur laitière ; sur l'intervalle de 1 à 62 jours, ce témoin est illustré par la figure 1.

Les analyses statistiques ont été effectuées par les procédures NLIN, REG et CORR du logiciel SAS 6.1 (12).

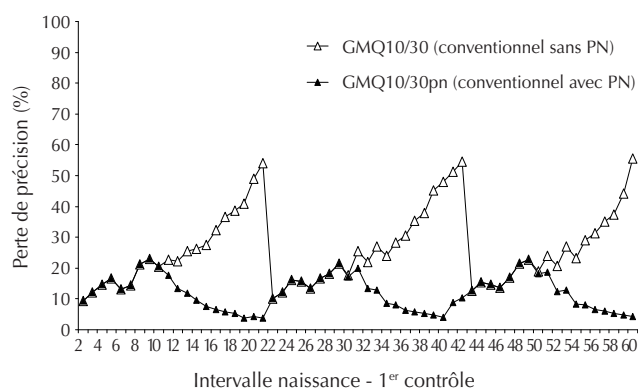


Figure 1 : perte de précision associée à l'estimation des GMQ10/30pn et GMQ10/30 par rapport au GMQ00/30 (PN : le premier contrôle est le poids à la naissance ; GMQ10/30 : gains moyens quotidiens entre 10 et 30 jours).

Tableau I

Répartition des effectifs des agneaux contrôlés, pour la croissance, en fonction de l'intervalle naissance - 1^{er} contrôle correspondant aux scénarios envisagés sur la première visite

	P1 – P3		P2 – P4		P3 – P5	
	Naissance - Effectif 1 ^{er} contrôle		Naissance - Effectif 1 ^{er} contrôle		Naissance - Effectif 1 ^{er} contrôle	
1	–		22	566	43	642
2	1 240		23	659	44	603
3	678		24	575	45	501
4	558		25	505	46	490
5	563		26	496	47	440
6	504		27	454	48	361
7	447		28	403	49	350
8	380		29	364	50	392
9	341		30	350	51	350
10	351		31	374	52	409
11	382		32	385	53	433
12	387		33	433	54	488
13	454		34	476	55	501
14	476		35	516	56	571
15	533		36	587	57	483
16	545		37	487	58	487
17	490		38	505	59	475
18	499		39	437	60	226
19	468		40	425		
20	202		41	371		
21	144		42	252		
Total	9 642		9 620		8 202	

P₁ – P₃ : intervalle naissance - 1^{er} contrôle entre 1 et 21 jours

P₂ – P₄ : intervalle naissance - 1^{er} contrôle entre 22 et 42 jours

P₃ – P₅ : intervalle naissance - 1^{er} contrôle entre 43 et 60 jours

■ RESULTATS

L'application de la régression polynomiale quadratique aux données a permis d'obtenir un PNE de 3,22 kg avec un écart-type de 0,16 kg ; les valeurs réelles ont été respectivement de 3,39 et 0,69 kg. Les taux globaux de perte de précision associés au calcul des performances à âge type par les différents protocoles simplifiés sont présentés dans le tableau II.

Dans un intervalle naissance - premier contrôle allant de 22 à 42 jours et quelle que soit l'hypothèse prise sur le PN (tableau II, b), la fonction de von Bertalanffy a permis d'estimer les performances à âge type avec une perte de précision de 2 à 3 p. 100 pour P30, de 1 à 2,5 p. 100 pour P70, de 4 à 11 p. 100 pour la valeur laitière (GMQ00/30 et GMQ10/30), et de 6 à 7 p. 100 pour le GMQ30/70. Les coefficients de régression des performances relatives aux protocoles simplifiés sur celles prises comme référence ont été peu différents de l'unité pour P30 ou P70, mais légèrement différents pour GMQ10/30, GMQ00/30 et GMQ30/70. La perte de précision associée à P10 a été de l'ordre de 40 p. 100 alors que le coefficient de régression a été largement différent de l'unité. Par rapport aux hypothèses concernant la prise en compte du poids à la naissance, les plus faibles pertes de précision ont été obtenues avec le PNR,

les plus élevées avec un PNF et l'utilisation d'un PNE a donné des résultats intermédiaires. Il en a été de même pour le poids à la naissance. En effet, le tableau II, b montre les pertes de précision associées à ce caractère.

Dans le cas des intervalles naissance - premier contrôle inférieurs à 22 jours (tableau II, a), les pertes de précision sur l'estimation de l'ensemble des performances à âge type ont été élevées ; la valeur la plus faible a été associée à P30 et a été au mieux égale à 23 p. 100.

Quant aux intervalles supérieurs à 42 jours (tableau II, c), les pertes de précision sur l'ensemble des performances ont été plus faibles que celles du scénario précédent ; celles associées à P30 ont varié entre 17 et 19 p. 100, alors que la valeur la plus faible a été associée à P70 et de l'ordre de 4 p. 100. Toutefois, ces deux situations (tableau II, a et c) n'ont pas beaucoup d'intérêt globalement ; c'est au niveau du détail (perte de précision par jour d'intervalle naissance - premier contrôle) que pourraient être précisées les limites acceptables d'extension avant et après l'intervalle 22-42 jours.

A cet égard, dans l'intervalle naissance - premier contrôle allant de 6 à 22 jours, la perte de précision sur l'estimation de la valeur

Tableau II

Perte de précision associée à l'estimation des performances à âge type des jeunes agneaux de race Barbarine par l'ajustement de la fonction de von Bertalanffy à différents protocoles de contrôle de croissance simplifiés à deux pesées et au poids à la naissance réel, fixé ou estimé

	PN réel		PN fixé		PN estimé	
	1-R ²	b	1-R ²	b	1-R ²	b
a) Intervalle naissance - 1 ^{er} contrôle à 1-21 jours						
PN	0,547	0,464	0,986	0,135	0,762	0,410
P10	0,290	0,873	0,325	0,792	0,365	0,825
P30	0,238	0,759	0,235	0,715	0,310	0,678
P70	0,294	0,711	0,324	0,676	0,390	0,586
GMQ10/30	0,270	0,962	0,373	1,070	0,651	0,949
GMQ00/30	0,348	0,666	0,354	0,595	0,400	0,611
GMQ30/70	0,649	0,458	0,691	0,425	0,652	0,431
b) Intervalle naissance - 1 ^{er} contrôle à 22-42 jours						
PN	0,121	0,923	0,996	-0,167	0,480	1,271
P10	0,392	0,661	0,462	0,442	0,390	0,546
P30	0,026	0,991	0,031	1,012	0,022	1,036
P70	0,024	0,981	0,013	0,980	0,012	0,978
GMQ10/30	0,041	1,015	0,103	1,120	0,081	1,170
GMQ00/30	0,054	0,940	0,116	0,806	0,097	0,913
GMQ30/70	0,067	0,924	0,073	0,911	0,063	0,918
c) Intervalle naissance - 1 ^{er} contrôle à 43-60 jours						
PN	0,207	0,846	0,998	-0,096	0,525	1,167
P10	0,616	0,609	0,783	0,351	0,664	0,477
P30	0,173	0,920	0,191	0,976	0,172	0,973
P70	0,078	0,979	0,038	0,976	0,039	0,984
GMQ10/30	0,193	0,913	0,213	0,990	0,216	1,022
GMQ00/30	0,216	0,880	0,223	0,799	0,208	0,874
GMQ30/70	0,277	0,806	0,275	0,771	0,268	0,807

PN : poids à la naissance ; P10 : poids à 10 jours ; GMQ10/30 : gains moyens quotidiens entre 10 et 30 jours

laitière, exprimée en GMQ10/30 (figure 2), a été comparable au témoin (perte de précision associée au GMQ10/30 estimé par le protocole conventionnel avec PN contrôlé). Pour un intervalle inférieur à six jours, la perte de précision a été supérieure à 20 p. 100 et a dépassé le témoin. Pour un intervalle supérieur à 42 jours, les résultats des différentes simulations ont été comparables entre eux et avec le témoin jusqu'à 50 jours. Au-delà, le protocole simplifié a permis l'estimation de la valeur laitière avec une perte de précision comparable à celle associée au protocole conventionnel sans contrôle du poids à la naissance, et supérieure à la perte de précision relative au protocole conventionnel avec un poids à la naissance contrôlé.

Concernant l'estimation du GMQ30/70 (figure 3), la perte de précision a été au maximum égale à 10 p. 100 dans l'intervalle 22-42 jours et comparable entre les trois scénarios sur le poids à la naissance. En dehors de cet intervalle, elle a atteint 40 à 48 p. 100 quand l'intervalle est descendu à 15 jours et jusqu'à 22 p. 100 quand l'intervalle s'est élevé à 46 jours.

La perte de précision associée au calcul du P30, dans l'intervalle 22-42 jours (figure 4) a été minimale (0,1 à 0,4 p. 100) vers 30 jours et a augmenté vers les deux extrémités pour atteindre 3 et 5 p. 100 respectivement à 22 et 42 jours d'intervalle. La différence pour le PN entre les trois scénarios a été encore une fois négligeable. En dehors de cet intervalle, la perte de précision

a augmenté jusqu'à 7 p. 100 à 15 jours et 9 p. 100 à 45 jours d'intervalle.

Quelle qu'ait été l'hypothèse pour le PN, la perte de précision pour P70 (figure 5) est descendue sous les seuils de 10 p. 100 à 15 jours d'intervalle et de 3 p. 100 à 22 jours d'intervalle. Elle n'a pas été dépassée avant 44 jours, a augmenté légèrement pour atteindre un maximum de 5.5 p. 100 à 48 jours et est redescendue de nouveau.

■ DISCUSSION

L'ajustement d'une courbe de croissance à deux pesées à 42 jours d'intervalle et dont la première a été réalisée entre 22 et 42 jours après la naissance a permis de déduire les performances à âge type 10, 30 et 70 jours, et les gains (GMQ10/30 et GMQ30/70) sans grande perte de précision. La perte de précision associée au GMQ10/30 a été moindre, ne dépassant guère 12 p. 100, par rapport à celle obtenue avec le protocole conventionnel, qui a atteint 20 p. 100 à 30 jours d'intervalle naissance - premier contrôle. Les pertes de précision les plus élevées, associées à la simplification du contrôle laitier ovin (8), ont été de 10 à 15 p. 100 pour le calcul des poids à 30 et 70 jours. Concernant le GMQ30/70, déduit de ces derniers, elles ont été acceptables, inférieures à 20 p. 100. Associées aux différentes performances, elles ont été légèrement inférieures à celles obtenues par l'ajustement d'une courbe de

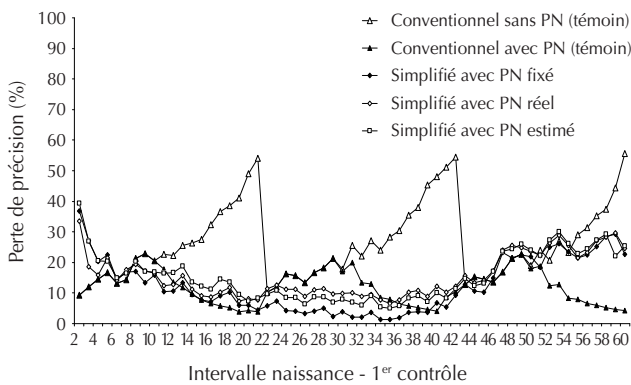


Figure 2 : perte de précision associée à l'estimation du GMQ10/30 selon un protocole simplifié à deux pesées et trois scénarios sur le poids à la naissance, réel, fixé et estimé (PN : poids à la naissance ; GMQ10/30 : gains moyens quotidiens entre 10 et 30 jours).

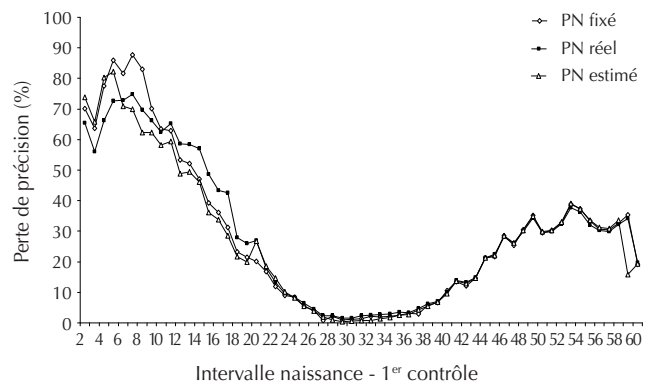


Figure 3 : perte de précision associée à l'estimation du GMQ30/70 selon un protocole simplifié à deux pesées et trois scénarios sur le poids à la naissance, réel, fixé et estimé (PN : poids à la naissance ; GMQ10/30 : gains moyens quotidiens entre 30 et 70 jours).

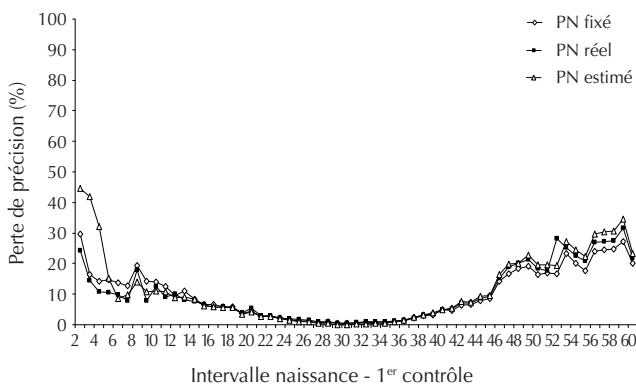


Figure 4 : perte de précision associée à l'estimation du poids à 30 jours selon un protocole simplifié à deux pesées et trois scénarios sur le poids à la naissance, réel, fixé et estimé.

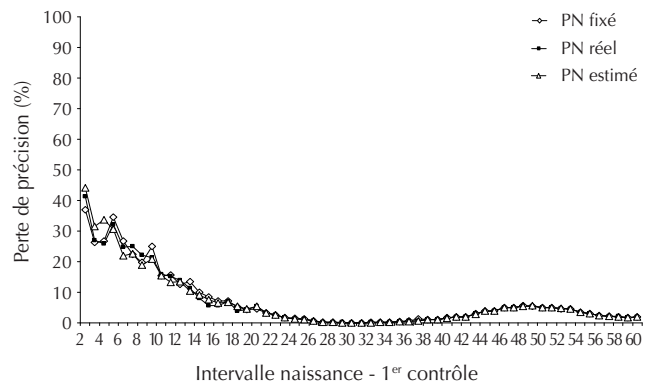


Figure 5 : perte de précision associée à l'estimation du poids à 70 jours selon un protocole simplifié à deux pesées et trois scénarios sur le poids à la naissance, réel, fixé et estimé.

croissance à trois contrôles et un poids à la naissance (3), et largement inférieures à celles relatives à l'ajustement d'une courbe de croissance à six contrôles et un poids à la naissance (3, 4). De fait, l'ajustement d'une courbe de croissance globale masque les variations à court terme (10). Ce phénomène a semblé, à travers les présents résultats, d'autant plus prononcé que le nombre de contrôles servant à l'ajustement de la courbe a été élevé.

Etant donné les résultats relatifs à la valeur laitière, les conclusions se rapportant à l'intervalle naissance - premier contrôle entre 22 et 42 jours sont restées valables dans l'intervalle 6-46 jours. En effet, le long de cet intervalle, la perte de précision associée à l'estimation de la valeur laitière a été équivalente, voire inférieure à celle déjà admise par le protocole conventionnel. La précision de l'estimation de la valeur laitière s'est donc améliorée malgré la simplification. La précision du calcul du GMQ30/70, en revanche, a semblé être affectée par la simplification ; elle est passée de 20 à 40 p. 100 quand l'intervalle naissance - premier contrôle est passé de 21 à 15 jours. Celle du poids à 70 jours l'a été moins ; elle est passée de 5 à 10 p. 100 pour la même variation de l'intervalle. Il faut préciser, cependant, que les intervalles naissance - premier contrôle de 21 et 15 jours correspondaient à une deuxième pesée, respectivement à 63 et 56 jours (intervalle P1-P2 de 42 jours), ce qui conduit à un calcul du poids à 70 jours par extrapolation dans la limite respectivement de 7 et 14 jours.

L'élaboration de propositions de contrôle de croissance alternatives au protocole officiel, basées sur l'ajustement d'une fonction non linéaire à un nombre réduit de contrôles et un poids à la naissance, doit découler des résultats du présent travail. Toutefois, le taux de perte de précision toléré sur le calcul des performances peut être lié à l'importance de chacune d'elles dans l'objectif de sélection ; ainsi :

- une première pesée, au plus tard 46 jours après la première naissance dans le troupeau, devrait constituer la base de toute proposition alternative ; ceci permettrait le calcul du GMQ10/30 ou du GMQ00/30 des agneaux nés au plus tard 15 jours avant la date du contrôle, avec une perte de précision inférieure à 15 p. 100, ou au plus tard six jours avant, avec une perte de précision inférieure à 20 p. 100. Il est important de rappeler que cette perte de précision est dans les deux cas équivalente, voire inférieure à celle admise par le protocole actuel F2. Ben Hamouda (3), et Tiphine et coll. (13) ont envisagé la suppression de la première visite et de la

reporter à 42 jours après la première naissance dans le troupeau, alors que Ben Gara et coll. (2) ont déjà proposé depuis 1997 la possibilité de retarder ;

- l'intervalle entre la première et la deuxième pesée peut être défini en fonction de la perte de précision à tolérer sur le calcul du caractère à associer à la valeur laitière, le P70 ou le GMQ30/70, dans l'objectif de sélection. A cet égard, la perte de précision, plus faible, associée à l'estimation du P70 plaide en faveur de son maintien comme critère de sélection, d'autant que son poids économique devrait être, pour une race allaitante, inférieur à celui de la valeur laitière. Or, le taux de perte de précision sur le calcul du P70 est lié, en particulier, à la marge d'extrapolation à admettre pour les agneaux n'ayant pas atteint l'âge de 70 jours lors de leur second contrôle. Pour rappel, aux marges d'extrapolation de 7 et de 14 jours ont été associés respectivement 5 et 10 p. 100 de perte de précision.

Les bases ainsi mises en place, il s'agit de revenir à l'objectif initial d'alléger le coût du contrôle de croissance des agneaux en conditions difficiles ; les scénarios « contrôle allégé » et « contrôle simplifié » ont été proposés.

Contrôle allégé

L'objectif recherché par ce protocole a été de réduire le coût sans altérer la précision du calcul des performances à âge type. Une première pesée à 46 jours du premier agnelage dans le troupeau a permis de calculer le GMQ10/30 ou GMQ00/30 des agneaux nés le premier mois, avec une perte de précision inférieure à 15 p. 100. Soumettre les naissances du deuxième mois aux mêmes conditions implique une seconde visite à un mois de la première. A cette date, les agneaux nés le premier mois atteignent un âge compris entre 46 et 76 jours (tableau III) ; un troisième contrôle est donc nécessaire à la précision du calcul du P70 d'un grand nombre d'entre eux. Ce scénario se base sur trois pesées par agneau et améliore de manière significative, par rapport au protocole actuel, la précision de l'estimation de la valeur laitière alors que le calcul de P70 et du GMQ30/70 ne devrait pas être affecté.

Contrôle simplifié

Tolérer une perte de précision inférieure à 20 p. 100 sur l'estimation de la valeur laitière implique qu'une première pesée à

Tableau III

Principales règles et paramètres de deux protocoles allégés et simplifiés alternatifs au protocole conventionnel, pour le contrôle de croissance des agneaux en conditions difficiles

Protocole	1 ^{re} naissance - P ₁	Rythme de pesée	Performance	Période d'agnelage	Int. nais. - P ₁ **	Int. nais. - P ₂ **	Int. nais. - P ₃ **	Int. nais. - P ₄ **	Marge extrapolation*	Perte de précision (%)
Allégé	46 jours	30 jours	GMQ00/30	01-30	46-16					≤ 15
				31-60		46-16				≤ 15
			P70	01-30	46-16	76-46	106-76		< 05	
				31-60	-	46-16	76-46	106-76	< 05	
Simplifié	46 jours	40 jours	GMQ00/30	01-40	46-06					≤ 25
				41-70	-	46-06			≤ 25	
			P70	01-30	46-16	86-56	126-96		< 05	
				31-70		46-16	86-56	14 jours	≤ 10	

P₁ : 1^{re} pesée ; Int. nais. : intervalle naissance ; GMQ10/30 : gains moyens quotidiens entre 10 et 30 jours

* Extrapolation de P70 ; ** les limites de l'intervalle exprimées par rapport à la naissance du premier et du dernier agneau concerné par chaque contrôle

46 jours servira à l'estimation du GMQ10/30 ou du GMQ00/30 des agneaux nés les premiers 40 jours de la saison d'agnelage. En outre, ceci permet de retarder le second contrôle de 10 jours et de passer à un intervalle de 40 jours entre les visites. A la date de la seconde visite, les agneaux nés durant les 30 premiers jours auront un âge compris entre 56 et 86 jours (tableau III) et l'extrapolation du P70 des agneaux les plus jeunes sera accompagnée d'une perte de précision de 10 p. 100. A la date d'une troisième visite, les agneaux nés le deuxième mois de la saison d'agnelage seront âgés de 66 à 86 jours ; leurs poids à 70 jours seront donc calculés avec une perte de précision ne dépassant pas les 5 p. 100. C'est un protocole qui nécessite deux pesées par agneau, donc allégé par rapport au précédent ; il peut être qualifié de simplifié. Il améliore l'estimation de la valeur laitière mais s'accompagne d'une perte de précision légère pour P70 et assez significative pour GMQ30/70. Par ailleurs et sans recourir à d'autres visites, le présent scénario peut tolérer une extension de la saison d'agnelage de 10 jours, soit une saison de 70 jours au lieu 60 jours dans le cas du contrôle allégé.

■ CONCLUSION

L'ajustement d'une fonction non linéaire à la croissance des agneaux durant les trois premiers mois de vie peut être réalisé à partir d'un poids à la naissance et de trois, voire deux pesées séquentielles. Cependant et à défaut d'un contrôle à la naissance, opération lourde et coûteuse, un poids à la naissance fixé, conforme au standard de la race ou estimé en fonction de la première pesée et l'intervalle qui la sépare de la naissance remplit la condition. Sur une telle courbe de croissance, la valeur laitière (GMQ10/30 ou GMQ00/30) est estimée avec une précision meilleure que celle obtenue avec la méthode conventionnelle ; l'estimation du P70 est accompagnée d'une perte de précision inférieure à celle associée au GMQ30/70. La première visite de contrôle de croissance peut avoir lieu 46 jours après la première naissance dans le troupeau au lieu de 21 jours actuellement. Le niveau de précision recherché sur le calcul des performances à âge type est déterminant dans la précision du nombre de pesées par agneau, deux ou trois, et le rythme des visites de contrôle. Une perte de précision maximale de 15 p. 100 sur l'estimation de la valeur laitière (GMQ10/30 ou GMQ00/30) et de 5 p. 100 pour P70 est obtenue par une première pesée à 46 jours du début des agnelages et deux autres à un mois d'intervalle. Tolérer 25 et 10 p. 100 de perte maximale sur les mêmes performances ramènerait le nombre de pesées à deux par agneau, une première à 46 jours du début

des agnelages et une seconde à 40 jours de la première. Une analyse génétique apporterait davantage de précisions aux présentes conclusions.

BIBLIOGRAPHIE

1. BASDAGIANNI Z., BANOS G., ABS Z., ARZENOS G., VALERGAKIS G.E., ZYGOIANNIS D., 2005. Estimation of daily and total lactation milk yield of Chios ewes from single morning or evening records. *Small Rum. Res.*, **92**: 59-68.
2. BEN GARA A., ROUISSI H., JURADO J.J., BODIN L., GABINA D., BOUJENANE I., MAVROGENIS A.P., DJEMALI M., SERRADILLA J.M., 1997. Etude de la simplification du protocole de pesées chez les ovins à viande. *Cah. Options méditerr. Sér. A*, **33** : 11-34.
3. BEN HAMOUDA M., 2005. Minimum sequential records to adequately fit growth curve in fat-tailed Barbarine lambs and implications on genetic evaluation. In: Proc. 34th Biannual Session of ICAR, Performance recording of animals, state of the art, Sousse, Tunisia, 28 May - 3 June. *EAAP Publ.*, **113**: 91-96.
4. BEN HAMOUDA M., 2012. Contrôle de croissance des ovins allaitants en Tunisie. I. Ajustement d'une courbe globale et analyse critique du protocole officiel. *Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop.*, **65** : 31-39.
5. BOUJENANE I., AIT BIHI N., BOUKALLOUCHE A., 1995. Amélioration génétique des ovins au Maroc. *Cah. Options méditerr.*, **11** : 109-119.
6. BOULOC N., BARILLET F., BOICHARD D., SIGWALD J.P., BRIDOUX G., 1991. Etude des possibilités d'allègement du contrôle laitier officiel chez les caprins. *Ann. Zootech.*, **40** : 125-139.
7. DE RANCOURT M., FOIS N., LAVIN M.P., TCHAKERIAN E., VALLERAND F., 2006. Mediterranean sheep and goat production: An uncertain future. *Small Rum. Res.*, **62**: 167-179.
8. GONZALO C., OTHMANE M.H., FUERTES J.A., DE LA FUENTE L.F., SAN PRIMITIVO F., 2003. Losses of precision associated with simplified designs of milk recording for dairy ewes. *J. Dairy Res.*, **70**: 441-444.
9. HOLST P.J., 1999. Recording and on-farm evaluations and monitoring: breeding and selection. *Small Rum. Res.*, **34**: 197-202.
10. LINDEN VAN DER F.P.G., HIRSCFIELD W.J., MILLER R.L., 1970. On the analysis and presentation of longitudinally collected data. *Growth*, **34**: 385-400.
11. OTHMANE M.H., FUERTIS J.A., GONZALO C., DE LA FUENTE L.F., 2006. Accuracy of simplified sampling procedures for estimating milk composition in dairy ewes. *J. Dairy Res.*, **73**: 109-114.
12. SAS/STAT, 1996. Users' Guide, vers. 6.1. Cary, NC, USA, SAS Institute.
13. TIPHINE L., BOUIX J., POIVEY J.P., 2005. Proposition d'allègement du contrôle de performances en ovins allaitants. In : Actes 12^{es} Rencontres Recherches Ruminants, Paris, France, 7-8 déc. 2005, 349 p.

Accepté le 10.07.2012

Summary

Ben Hamouda M., Rekik M. Growth monitoring of suckling lambs in Tunisia. II. Loss of precision in calculating performances at typical ages according to a simplified protocol as alternative to the conventional protocol

The performances at typical ages P10 (weight at 10 days), P30, P70, DWG10/30 (average daily weight gain between 10 and 30 days) and DWG30/70 of 9642 Barbarine lambs were calculated according to F2, the conventional protocol, or a simplified protocol based on fitting von Bertalanffy's function to two measurements at 42-day intervals, the first taking place between 2 and 60 days after birth of the lamb, and the actual birth weight (ABW: controlled at birth), a fixed BW (FBW), i.e. the same for all lambs (FBW = 3.4 kg), or an estimated BW (EBW) based on the first measurement (W) and the interval between birth and the first measurement (D) [(EBW = $2.71009 + 0.208313 W - 0.00578 W (60 - D) + 0.00016 W (60 - D)^2$]. The average loss of precision associated with the calculation of weights at typical ages was high for P10 (40–45%), moderate for P30 (6–7%) and low for P70 (2–3%). The loss of precision associated with DWG10/30 was lower than that of the conventional protocol for an interval between birth and the first control between 15 and 45 days (15% maximum), and similar between 7 and 15 days' intervals (20% maximum). These results suggest simplifying the F2 protocol to two or three measurements and a birth weight. The first measurement should be postponed to 46 days after birth, whereas the interval between successive controls may vary between 30 and 40 days, depending on an acceptable loss of precision on the estimation of performances at typical ages.

Keywords: Sheep – Birth weight – Growth control – Alternative method – Tunisia.

Resumen

Ben Hamouda M., Rekik M. Control del crecimiento de ovejas lactantes, en Túnez. II. Pérdida de precisión en el cálculo del rendimiento por edad estándar según un protocolo simplificado alternativo al protocolo oficial

El rendimiento en la edad estándar de P10 (10 días), P30, P70, GMD10/30 (ganancia media diaria entre 10 y 30 días) y GMD30/70 de 9.642 corderos de raza Barbarine se calculó según el protocolo convencional «F2» o un protocolo simplificado basado en el ajuste de la función von Bertalanffy en dos pesajes con 42 días de intervalo, el primero tiene lugar entre 2 y 60 días después del nacimiento del cordero, y un peso al nacimiento real (PNR: controlado al nacimiento), fijado, el mismo para todos los corderos (PNF = 3,4 kg), o estimado en función del primer pesaje (P) y el intervalo entre el nacimiento y el primer pesaje (D) [PNE = $2,71009 + 0,208313 P - 0,00578 P (60 - D) + 0,00016 P (60 - D)^2$]. El promedio de pérdida de precisión asociada al cálculo de los pesos a la edad estándar fue elevado para el P10 (40 a 45%), moderado para el P30 (6 a 7%) y bajo para el P70 (2 a 3%). La pérdida de precisión asociada a la GMD10/30 fue inferior a aquella previamente admitida por el protocolo convencional para un intervalo entre el nacimiento y el primer control de 15 a 45 días (máximo 15%), y semejante entre 7 y 15 días de intervalo (máximo 20%). Estos resultados permitieron proponer la simplificación del protocolo F2 en dos o tres pesajes y un peso al nacimiento. El primer pesaje debería retrasarse hasta 46 días después del nacimiento cuando el intervalo entre controles sucesivos puede variar entre 30 y 40 días, dependiendo de la pérdida de precisión que puede ser tolerada en la estimación del rendimiento por edad estándar.

Palabras clave: Ovino – Peso al nacimiento – Control del crecimiento – Método alternativo – Túnez.

