

C3027

ZV 000 1606



Laboratoire
National d'Élevage
et de Recherche
Vétérinaire

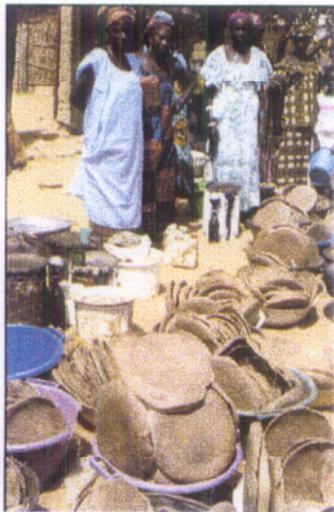


Département
d'Élevage et de
Médecine Vétérinaire
des Pays Tropicaux

Projet Conjoint ISRA-CIRAD

Rapport technique

Contribution à l'étude de l'impact
des pratiques traditionnelles d'alimentation complémentaire
sur la productivité numérique
des brebis de Ndiagne (Louga, Sénégal)



Renaud Lancelot
Matthieu Lesnoff

Dakar, février 1999

Sommaire

| | |
|--|----|
| Introduction.. | 1 |
| Matériel et méthode | 1 |
| Systèmes d'élevage | 1 |
| Origine des données | 2 |
| Démarche analytique | 2 |
| Variables à expliquer.. | 2 |
| Covariables | 3 |
| Variable explicative : type de complémentation | 3 |
| Facteurs d'ajustement.. | 4 |
| Âge.. | 4 |
| Sexe | 4 |
| Année et protocole de vermifugation.. | 4 |
| Analyse statistique.. | 4 |
| Résultats | 5 |
| Mortalité.. | 5 |
| Classes d'âge | 5 |
| Mortalité des ovins de moins d'un an | 6 |
| Mortalité des brebis de plus d'un an.. | 9 |
| Fertilité | 11 |
| Prolificité | 13 |
| Conclusion générale.. | 15 |
| Bibliographie | 16 |

Introduction

D'une manière générale, les relations entre pratiques d'élevage et performances zootechniques et sanitaires sont difficiles à cerner. En effet, à l'intérieur d'un système donné, la plupart des pratiques d'élevage sont corrélées. Ainsi, des pratiques de logement sont associées à des pratiques d'alimentation, de traite, etc. Il est difficile de déterminer la part relative des différentes pratiques dans la variabilité des productions animales.

En Afrique subsaharienne, l'étude de ces relations rencontre des obstacles supplémentaires liés au caractère extensif des systèmes d'élevage et de l'absence de normes permettant de qualifier et de quantifier l'impact zootechnique des pratiques. Celles-ci étant mal formalisées pour un œil extérieur, leur recueil est délicat. Par ailleurs, les niveaux de production sont difficiles à déterminer par manque d'encadrement technique des élevages, associé à l'illettrisme des éleveurs.

Les données récoltées au Sénégal dans le cadre du programme Pathologie et Productivité des Petits Ruminants en système traditionnel répondent à ces 2 problèmes : les travaux de Moulin [5] ont permis de décrire les pratiques d'élevage prévalant dans des troupeaux en suivi démographique et pondéral de 1983 à 1997 [6]. Il semblait intéressant d'évaluer, à l'aide de ces données, le rôle des pratiques dans la variabilité de la productivité animale.

Ce rapport présente l'étude de l'impact des pratiques spontanées d'alimentation complémentaire sur la mortalité, la fertilité et la prolificité des ovins de la communauté rurale de Ndiagne, en zone sahéenne du Sénégal.

Matériel et méthode

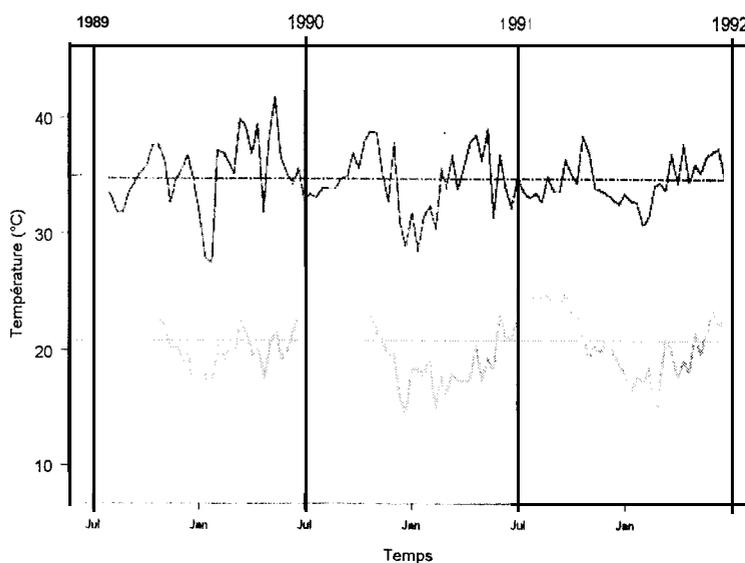
Systemes d'élevage

Les systèmes d'élevage de petits ruminants de Ndiagne ont été décrits en détail [1]. Cette communauté rurale est située au nord du bassin arachidier actuel, à 35 km de Louga et en marge de la zone sylvo-pastorale du Ferlo.

Le climat est sahéen avec une courte saison pluvieuse (août à septembre) et une longue saison sèche (octobre à juillet). La température est élevée (Figure 1) et la pluviométrie est irrégulière et faible dans l'espace et le temps (317 mm en 1989, 353 mm en 1990 et 257 mm en 1991).

Les activités rurales sont dominées par l'agriculture pluviale (arachide, mil et niébé). L'élevage est une activité secondaire importante en termes économiques et sociaux. Les wolofs, traditionnellement agriculteurs, constituent le groupe ethnique majoritaire (75%). Les troupeaux de petits ruminants sont constitués d'ovins, élevés pour la vente d'animaux sur pieds, l'autoconsommation (à l'occasion des cérémonies religieuses et des

Figure 1. Variations saisonnières des températures minimale et maximale décadaires moyennes à Louga de 1989 à 1992



à petite échelle (mouton ou bœuf de case). Les peuls, éleveurs nomades sédentarisés sont minoritaires (25%) mais détiennent des troupeaux plus importants, orientés vers la production laitière pour la consommation familiale et la vente. Les chèvres sont fréquentes dans les troupeaux de petits ruminants. Leur système est très extensif avec de faibles niveaux d'intrants. Dans les 2 cas (wolofs et peuls), les petits ruminants sont de races longilignes de grand format : peul-peul, touabire et métis (waralé) pour les ovins, sahélienne pour les caprins.

Origine des données

La méthodologie d'enquête a été décrite en détail [1]. Les données zootechniques proviennent d'un suivi d'élevages dans lesquels l'ensemble des animaux étaient identifiés. Tous les événements démographiques, ainsi que la croissance pondérale, étaient relevés à l'occasion de visites d'élevage bimensuelles. Les pratiques d'élevage ont été enregistrées de 1989 à 1995, à l'occasion d'enquêtes semestrielles (saison pluvieuse et saison sèche). Le type de logement, la nature des aliments complémentaires distribués, l'abreuvement, le type de conduite au pâturage et la traite faisaient l'objet de questionnaires rétrospectifs. L'ensemble des données zootechniques et sur les pratiques ont été stockés dans la base de données Baobab [4].

Moulin a observé que les pratiques intra-troupeaux étaient d'autant plus variables que la taille du troupeau augmentait. En effet, les villages sont organisés en concessions regroupant un chef de famille et ses enfants. Dans ce système patriarcal, chaque famille gère ses animaux selon ses propres objectifs et ses moyens [5]. Compte tenu de l'objectif de cette étude, nous avons établi en collaboration avec Moulin une liste de petits troupeaux wolofs, correspondant à de petites concessions (en général mono-familiales) à l'intérieur desquelles les pratiques de complémentation étaient homogènes. Les troupeaux peuls, dont la conduite était très différente; ont été écartés de l'étude. Nous avons travaillé sur une population de 54 petits troupeaux ovins appartenant à des éleveurs wolof de la région de Ndiagne. La période d'observation retenue était les 3 exercices 1989¹, 1990 et 1991, pour lesquels Moulin disposait de données complètes et fiables.

Démarche analytique

Les modèles de dynamique de population sont souvent utilisés pour comparer la productivité de groupes de troupeaux soumis à des conditions différentes. Ces modèles nécessitent l'estimation des paramètres démographiques naturels pour chaque groupe : mortalité par classe d'âge et par sexe, fertilité et prolificité par classe d'âge des femelles reproductrices. Par simulations du modèle, on déduit pour chaque groupe le taux d'exploitation à appliquer pour que la population reste constante. Ce taux d'exploitation définit un indice de productivité servant à comparer les différents groupes [8].

Dans cette analyse, l'objectif était d'estimer les différences de mortalité, fertilité et prolificité observées dans des groupes de troupeaux soumis à des pratiques de complémentations différentes. Le cas échéant, les indices de productivité étaient calculés et permettaient de comparer chaque groupe de complémentation.

Variables à expliquer

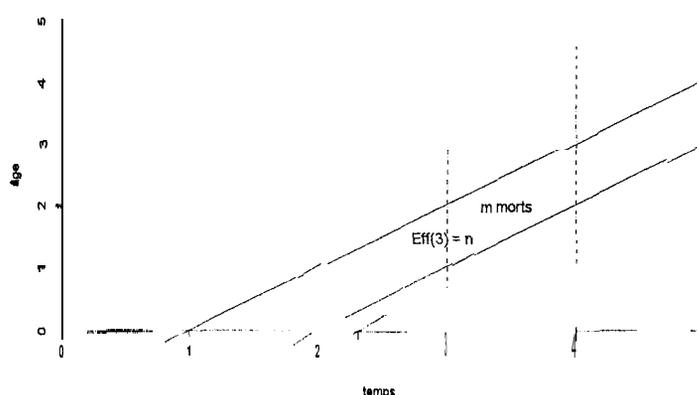
La mortalité et la fertilité ont été exprimées sous forme de probabilités (appelées aussi taux dans ce texte). Pour la fertilité, le seuil de 1 an a été fixé arbitrairement comme âge

¹ Dans ce document, les termes d'année et d'exercice sont employés indifféremment, faisant référence à la période allant du 1^{er} juillet de l'année n au 30 juin de l'année n + 1 (exercice agricole). Ainsi, l'exercice 1989 va du 1^{er} juillet 1989 au 30 juin 1990.

minimal des femelles reproductrices. La prolificité a été calculée comme le nombre moyen de produits par mise bas.

Pour obtenir ces variables, il a fallu définir des cohortes d'âge révolu, calculer l'effectif initial de la cohorte et dénombrer les événements s'étant produits pendant le pas de temps. Dans l'exemple ci-contre (Figure 2), la cohorte des animaux nés entre $t = 1$ et $t = 2$ est comprise entre les droites d'équations $y = t - 1$ et $y = t - 2$. Pour cette cohorte, l'âge révolu d'une unité de temps est représenté par le côté pointillé gauche du losange défini par l'intersection de la droite $t = 3$

Figure 2. Mode de calcul des paramètres démographiques



avec la cohorte. L'effectif de la cohorte à $t = 3$ a été dénombré à $\text{Eff}(3) = n$. Entre $t = 3$ et $t = 4$, m morts ont été observés. La probabilité de mourir des animaux de la cohorte considérée entre $t = 3$ et $t = 4$ est $p = \frac{m}{n}$.

Dans les études zootechniques concernant les ruminants domestiques, le pas de temps classiquement utilisé dans le découpage des cohortes est l'année. Cependant, les populations de petits ruminants sont caractérisées par des fluctuations saisonnières marquées de leurs effectifs. Ces variations sont dues au saisonnement des naissances, à des taux de mortalité variables d'une saison et d'une année à l'autre et à des pratiques de destockage pouvant être brutales (à l'occasion de la Tabaski par exemple) [1]. L'application d'un pas de temps annuel est susceptible d'induire un biais dans l'estimation des paramètres démographiques, dû par exemple aux interférences entre mortalité et exploitation [6], et par conséquent dans les modèles de simulation subséquents.

Pour pallier ces difficultés, les cohortes ont été découpées en périodes de 15 jours (24 quinzaines dans l'année). Un programme a été écrit pour calculer automatiquement les effectifs initiaux et les nombres de morts, de mises bas et de produits par quinzaine et par classe d'âge de 15 jours. Les données peuvent être agrégées à des niveaux supérieurs (périodes plus longues, classes d'âge moins fines) en fonction des besoins spécifiques de chaque analyse. Les niveaux d'agrégation ont été définis par les analyses exploratoires concernant l'évolution des taux démographiques avec le temps et l'âge.

Covariables

La variable explicative (facteur d'intérêt) était le type de complémentation. D'autres variables ont été introduites dans le modèle pour obtenir des estimations ajustées.

Variable explicative : type de complémentation

Les enquêtes semestrielles étaient trop imprécises pour obtenir une évaluation des profils de ration complémentaires et *a fortiori* des quantités d'aliments distribuées. Sur la base des résultats d'enquêtes et de son expérience, Moulin a établi une typologie distinguant les éleveurs complémentant leurs animaux tout au long de l'année (y compris en saison pluvieuse), et ceux pour lesquels des ruptures de complémentation de plusieurs mois avaient été constatées. Une variable synthétique à 2 modalités a été construite en fonction de cette typologie. Elle a constitué la variable explicative de cette étude.

Facteurs d'ajustement

Age

Toutes les variables démographiques dépendent de l'âge. Ce facteur a été introduit dans toutes les analyses. L'âge a été exprimé en quinzaines ou recodé de manière spécifique (voir plus bas).

Sexe

Le sexe n'a été pris en compte que pour la mortalité. En effet, le modèle de dynamique de population utilisé ne tenait pas compte de la fertilité des mâles, supposée ne pas être un facteur limitant de la productivité.

Année et protocole de vermifugation

Les variables démographiques pouvaient subir des fluctuations inter-annuelles en fonction de la variabilité des ressources fourragères et de la prévalence de la pathologie (épidémies, intensité variable du parasitisme gastro-intestinale ou des pneumopathies, etc.). Le facteur « année » devait être pris en compte dans les analyses. Cependant, de 1989 à 1991, 3 protocoles de vermifugation ont été testés sur les troupeaux étudiés :

- En 1989 et 1990, le plan d'expérience retenu était de répartir les troupeaux témoins et traités par village et d'appliquer le même traitement à l'ensemble des troupeaux de chaque village d'un même lot. Les lots n'ont pas été modifiés entre 1989 et 1990.
 - En 1989, le traitement testé a été le tartrate de morantel (Exhelm ®, Pfizer, 7.5 mg kg⁻¹ poids vif (PV), 1 administration le 15/11/1989).
 - En 1990, un second traitement a été expérimenté, à base d'ivermectine (Ivomec ®, Merck & Co), 0.2 mg kg⁻¹ PV, 1 injection en saison sèche le 15/12/1990.
- En 1991, le plan d'expérience et le traitement ont changé. Les troupeaux traités et témoins ont été appariés par village. Le traitement testé a été l'ivermectine à la même dose que précédemment, mais administré en saison pluvieuse, le 25/08/1991.

Les 3 traitements ont été testés chacun pendant une seule année, le troisième traitement étant administré selon un protocole différent des 2 précédents. Dans ces conditions et notamment à cause du plan d'expérience de 1989 et de 1990, il n'était pas possible de distinguer les effets de l'année et de la vermifugation. En conséquence, nous avons construit une variable synthétique regroupant ces 2 facteurs. Cette variable prenait 6 modalités : C1 (témoins de 1989), C2 (témoins de 1990), C3 (témoins de 1991), E1 (traitement morantel de 1989), I2 (traitement ivermectine de 1990) et I3 (traitement ivermectine de 1991).

Analyse statistique

L'intensité et la forme des relations entre les paramètres démographiques, la **complémentation** et les facteurs d'ajustements ont été étudiées à l'aide de graphes simples [paramètre = f(complémentation)] ou conditionnels [paramètre = f(facteur d'ajustement conditionnellement à la complémentation)]. Le cas échéant les facteurs d'ajustement ont été transformés dans les analyses inférentielles pour rendre compte de la forme de cette relation. Les tableaux ont été agrégés sous la forme :

| Age | Tps | Sex | Verm | Compl | NbIni | Mort |
|-----|-----|-----|------|-------|-------|------|
| 1 | 16 | F | C1 | ARRET | 1 | 0 |
| 3 | 16 | F | C1 | ARRET | 1 | 0 |
| 5 | 16 | F | C1 | ARRET | 3 | 0 |
| 6 | 16 | F | C1 | ARRET | 4 | 1 |
| 7 | 16 | F | C1 | ARRET | 1 | 0 |
| 9 | 16 | F | C1 | ARRET | 1 | 0 |
| 10 | 16 | F | C1 | ARRET | 1 | 0 |

Dans cet exemple (tableau de la mortalité des jeunes), les items Age, Tps, Sex, Verm constituaient les facteurs d'ajustement, l'item Compl représentait le facteur étudié et le rapport Mort (nombre de morts) / Nblni (effectif initial) était la variable à expliquer. Des modèles linéaires généralisés (modèles binomiaux avec liens log-log complémentaire² pour la mortalité et logit³ pour la fertilité) ou linéaires (prolificité) ont été estimés avec tous les effets principaux et tous les termes d'interaction d'ordre 2. Une procédure automatique pas à pas a été appliquée pour sélectionner le modèle minimisant le critère d'information d'Akaike (AIC = déviance du modèle + 2 * nombre de paramètres du modèle). Les effets ont été testés par des tests du rapport des vraisemblances (LRT) pour les modèles linéaires généralisés, ou du F pour les modèles linéaires.

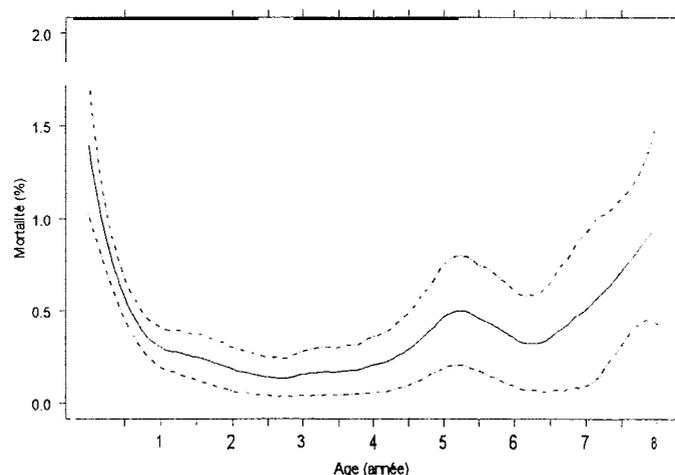
Résultats

Mortalité

Classes d'âge

L'évolution du taux de mortalité selon l'âge (Figure 3) a permis de distinguer 3 classes d'âge : les ovins de moins d'un an, les ovins de 1 à 5 ans et les ovins de plus de 5 ans. Compte tenu de l'importance de la mortalité des jeunes et de la prépondérance marquée des femelles chez les animaux de plus d'un an, nous avons fait 2 études séparées : la mortalité des ovins de moins d'un an et la mortalité des brebis de plus d'un an.

Figure 3. Evolution du taux de mortalité selon l'âge chez les ovins de Louga



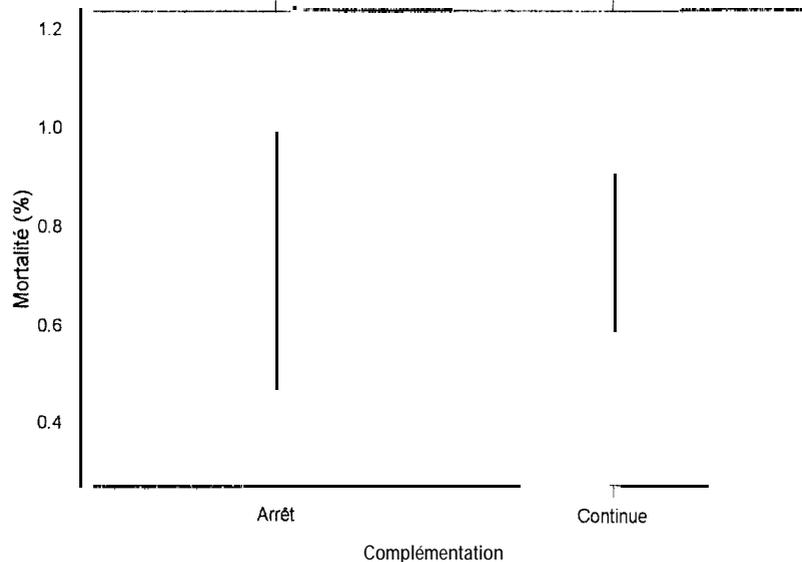
La courbe pleine est la moyenne obtenue par lissage loess. Les courbes tiretées figurent l'intervalle de confiance de la moyenne ($\alpha = 0.05$) point par point

² Lien loglog complémentaire : $\text{cloglog}(p) = \log[-\log(1 - p)]$
³ Lien logit : $\text{logit}(p) = \log[p / (1 - p)]$

Mortalité des ovins de moins d'un an

Le graphe simple de la mortalité selon le type de complémentation (Figure 4) laissait penser que l'influence du type de complémentation sur la mortalité des jeunes était faible.

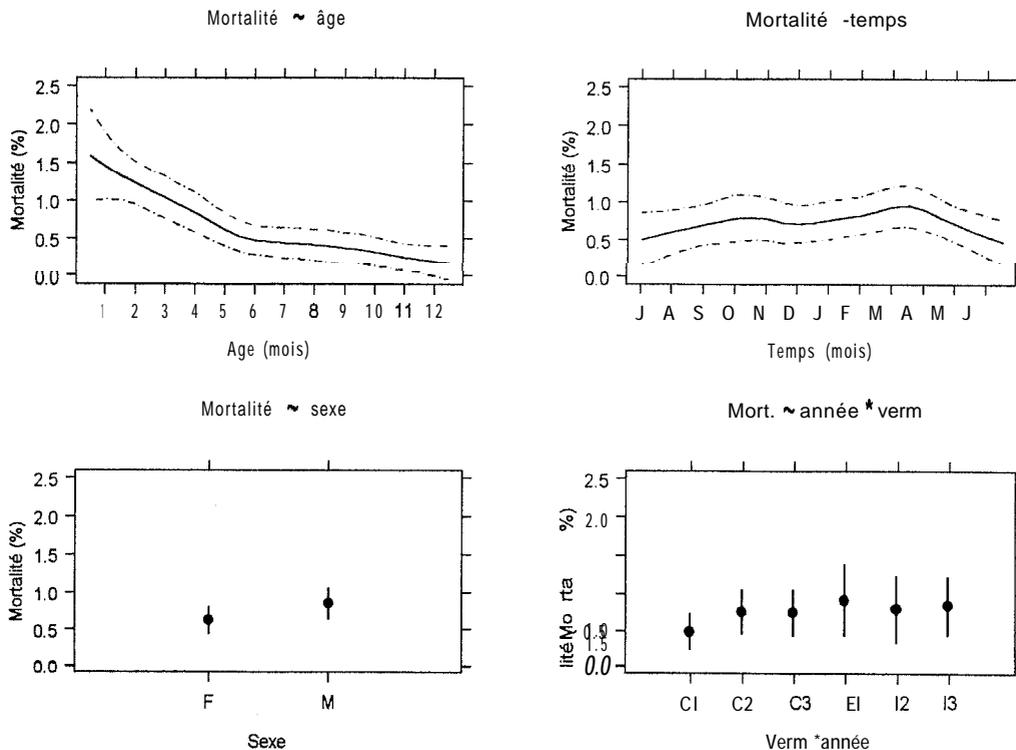
Figure 4. Relation entre la mortalité des ovins de moins d'un an et le type de complémentation sans ajustement des covariables



Le point représente la moyenne et le segment vertical l'intervalle de confiance à 95%

Les mêmes graphes tracés pour chaque facteur d'ajustement (Figure 5) ont révélé des structures fortes, en particulier avec l'âge. Tous les facteurs d'ajustement semblaient influencer le taux de mortalité.

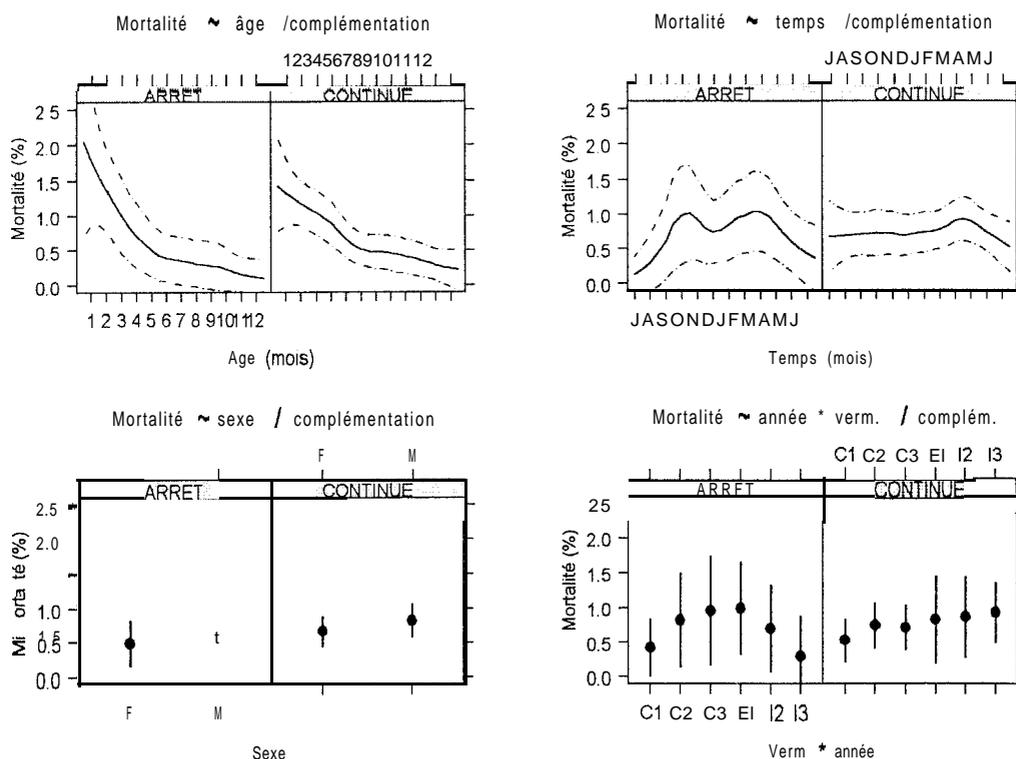
Figure 5. Relation entre le taux de mortalité des jeunes de moins d'un an et les covariables



Pour l'âge et le temps, la courbe pleine est la moyenne obtenue par lissage loess. Les courbes tiretées figurent l'intervalle de confiance de la moyenne ($\alpha = 0.05$) point par point. Pour le sexe et la combinaison année * vermifugation, le point représente la moyenne et le segment vertical l'intervalle de confiance à 95%.

L'existence d'interactions entre le type de complémentation et les covariables a été recherchée graphiquement (Figure 6). Les graphes ont révélé que les variations de la mortalité en fonction des covariables semblaient atténuées quand la complémentation était continue. L'existence d'interactions n'a pas été écartée.

Figure 6. Relations entre la mortalité des jeunes et les covariables selon le type de complémentation



Pour l'âge et le temps, la courbe pleine est la moyenne obtenue par lissage loess. Les courbes tiretées figurent l'intervalle de confiance de la moyenne ($\alpha = 0.05$) point par point. Pour le sexe et la combinaison année * vermifugation, le point représente la moyenne et le segment vertical l'intervalle de confiance à 95%.

Dans l'analyse statistique, les variables Age (âge de l'animal) et Tps (temps), exprimées en quinzaines, ont été dichotomisées pour rendre compte de la forme de la relation avec la mortalité, selon les règles suivantes.

- Age: $\begin{cases} Ag1 = Age - 12, & \text{si } Age \leq 12 \\ Ag1 = 0, & \text{si } Age > 12 \end{cases}$ et $\begin{cases} Ag2 = Age - 12, & \text{si } Age > 12 \\ Ag2 = 0, & \text{si } Age \leq 12 \end{cases}$
- Tps: $\begin{cases} Tps1 = Tps - 9, & \text{si } Tps \leq 9 \\ Tps1 = 0, & \text{si } Tps > 9 \end{cases}$ et $\begin{cases} Tps3 = Tps - 16, & \text{si } Tps \geq 16 \\ Tps3 = 0, & \text{si } Tps < 16 \end{cases}$

On a établi ainsi des modèles de régression par parties. Les variables discrètes Sexe, Verm et Compl ont été laissées en l'état. Un modèle binomial avec un lien cloglog a été estimé pour la mortalité des ovins de moins d'un an. Le modèle initial comportait le facteur à tester (le type de complémentation) et 6 covariables : Ag1, Ag2, Tps1, Tps3, le sexe et la combinaison vermifugation * année (C1, C2, C3, EI, I2, I3), ainsi que toutes les interactions pertinentes à considérer. Les résultats du modèle final (après application de la procédure de sélection automatique) sont présentés dans le Tableau I.

Tableau I. Paramètres du modèle final de la mortalité des ovins de moins d'un an

| Variable | Paramètre (*) | Ecart-type (*) | LRT | Ddl | P(LRT) |
|-----------------------|---------------|----------------|------|-----|--------|
| Constante | -5.51 | 0.58 | | | |
| Ag1 | -0.11 | 0.06 | | | |
| Ag2 | -0.11 | 0.07 | | | |
| Tps1 | 0.02 | 0.06 | | | |
| Tps3 | -0.48 | 0.28 | | | |
| C1 | | - | | | |
| c 2 | -0.28 | 0.58 | | | |
| c 3 | -0.60 | 0.63 | | | |
| E1 | 0.75 | 0.58 | | | |
| l2 | -1.46 | 0.89 | | | |
| l3 | -0.03 | 0.60 | | | |
| Compl (**) | 0.59 | 0.42 | 2.71 | 2 | 0.26 |
| Ag2:Compl (**) | 0.08 | 0.05 | | | |
| Ag1:S1 | -0.02 | 0.02 | | | |
| Ag2:C1 | | | | | |
| Ag2:C2 | -0.07 | 0.07 | | | |
| Ag2:C3 | -0.09 | 0.08 | | | |
| Ag2:E1 | 0.09 | 0.08 | | | |
| Ag2:l2 | -0.18 | 0.10 | | | |
| Ag2:l3 | -0.02 | 0.08 | | | |
| Tps3:C2 | 0.40 | 0.30 | | | |
| Tps3:C3 | 0.50 | 0.29 | | | |
| Tps3:E1 | 0.46 | 0.30 | | | |
| Tps3:l2 | 0.66 | 0.30 | | | |
| Tps3:l3 | 0.52 | 0.29 | | | |

LRT : test du rapport des vraisemblances

(*) Les paramètres et leur écart-type sont exprimés sur l'échelle cloglog.

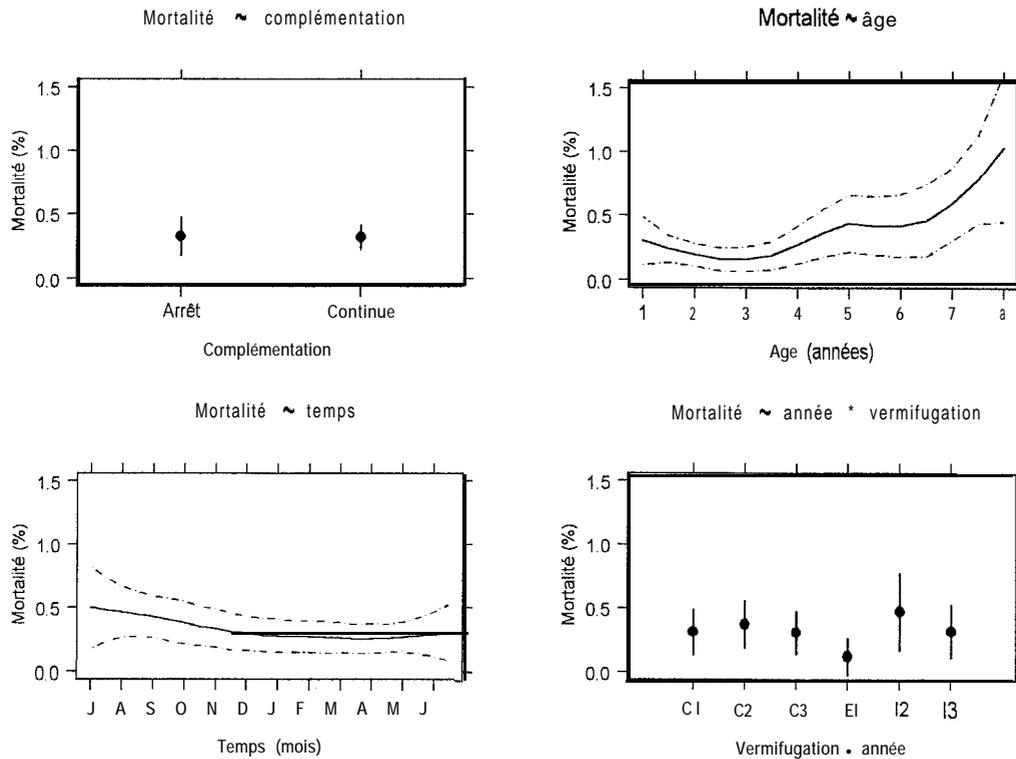
(**) La statistique LRT est calculée pour les deux paramètres pris simultanément.

L'hypothèse de nullité des paramètres de la variable Compl et de l'interaction Compl:Ag2 n'a pas été rejetée (P = 0.26). Dans ce jeu de données, la mortalité des ovins de moins d'un an n'a pas été influencée par le type de complémentation.

Mortalité des brebis de plus d'un an

L'analyse a porté sur la variable décrivant le type de complémentation et 3 facteurs d'ajustement : l'âge, le temps (variations saisonnières) et la combinaison année * protocole de vermifugation. Les graphes simples ont été présentés sur la Figure 7. Comme pour la mortalité des jeunes, le type de complémentation ne semblait pas associé à la mortalité des brebis. La saison semblait également avoir une influence faible.

Figure 7. Relation entre la mortalité des brebis et les variables indépendantes



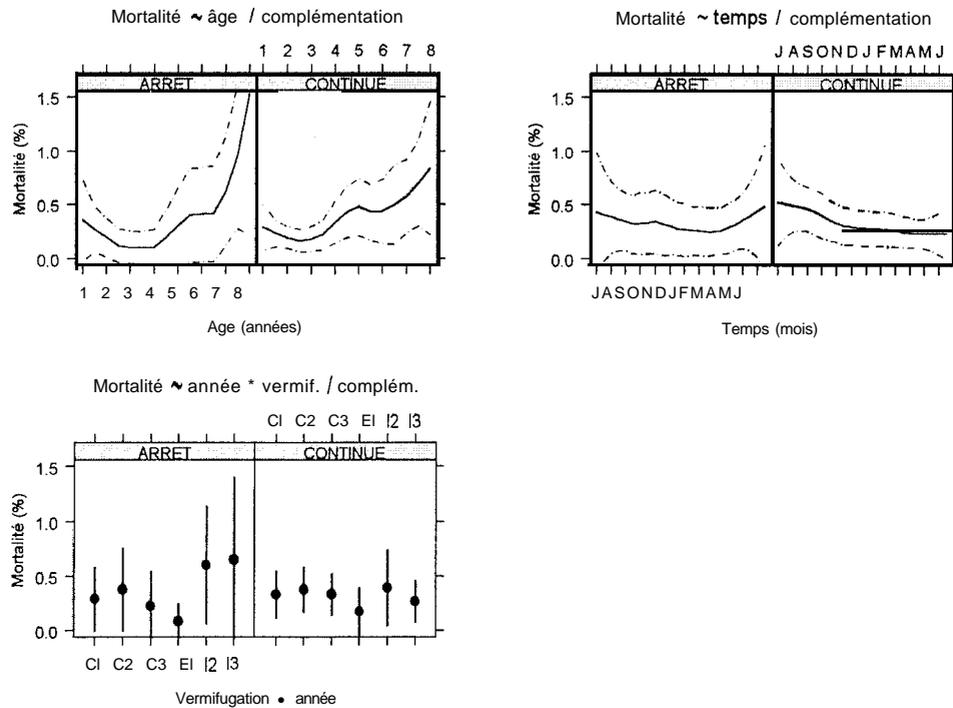
Pour l'âge et le temps, la courbe pleine est la moyenne obtenue par lissage loess. Les courbes tiretées figurent l'intervalle de confiance de la moyenne ($\gamma = 0.05$) point par point. Pour la complémentation et la combinaison année * vermifugation, le point représente la moyenne et le segment vertical l'intervalle de confiance à 95%.

L'étude graphique des interactions (Figure 8) laissait penser que des interactions du type de complémentation étaient possibles avec l'âge et la combinaison année * vermifugation.

Dans la phase de modélisation, l'âge, exprimé en années, a été dichotomisé de la manière suivante :

$$\text{Age} : \begin{cases} Ag1 = \text{Age} - 2.5, & \text{si } \text{Age} \leq 2.5 \\ Ag1 = 0, & \text{si } \text{Age} > 2.5 \end{cases} \quad \text{et} \quad \begin{cases} Ag2 = \text{Age} - 2.5, & \text{si } \text{Age} > 2.5 \\ Ag2 = 0, & \text{si } \text{Age} \leq 2.5 \end{cases}$$

Figure 8. Relations entre la mortalité des brebis et les covariables selon le type de complémentation



Pour l'âge et le temps, la courbe pleine est la moyenne obtenue par lissage loess. Les courbes tiretées figurent l'intervalle de confiance de la moyenne ($\alpha = 0.05$) point par point. Pour la combinaison année * vermifugation, le point représente la moyenne et le segment vertical l'intervalle de confiance à 95%.

Un modèle binomial avec un lien cloglog a été estimé pour la mortalité des brebis. Le modèle initial comportait le type de complémentation et 4 facteurs d'ajustement: l'âge, éclaté en 2 variables Ag1 et Ag2, le temps exprimé en quinze jours (variable Tps) et la combinaison vermifugation * année (6 modalités : C1, C2, C3, EI, I2, I3), ainsi que toutes les interactions pertinentes à considérer. La variable décrivant le type de complémentation ainsi que toutes les interactions l'impliquant ont été éliminées dans la procédure de sélection pas-à-pas. Les résultats du modèle final sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau II. Estimation des paramètres du modèle final de la mortalité des brebis

| Variable | Paramètre | Ecart-tvoe |
|-----------|-----------|------------|
| Constante | -6.16 | 0.33 |
| Ag1 | -0.53 | 0.30 |
| Ag2 | 0.35 | 0.08 |
| Tps | -0.03 | 0.02 |

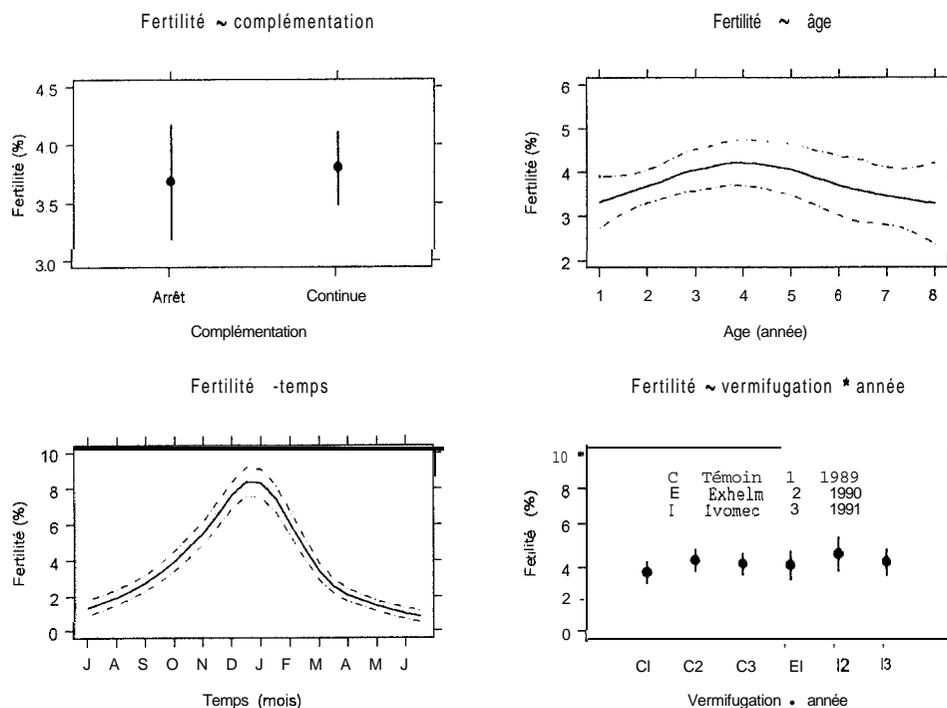
(*) Les paramètres et écarts-types sont exprimés sur l'échelle cloglog

En conclusion, le type de complémentation n'était pas associé à la mortalité des jeunes de moins d'un an ni des brebis dans le jeu de données étudié.

Fertilité

Les relations non ajustées entre la fertilité et les variables explicatives ont été représentées sur la Figure 9. Le principal élément structurant la fertilité était le temps (variations saisonnières). Les autres variables explicatives semblaient avoir des effets minimes,

Figure 9. Relations non ajustées entre la fertilité des brebis et les variables explicatives



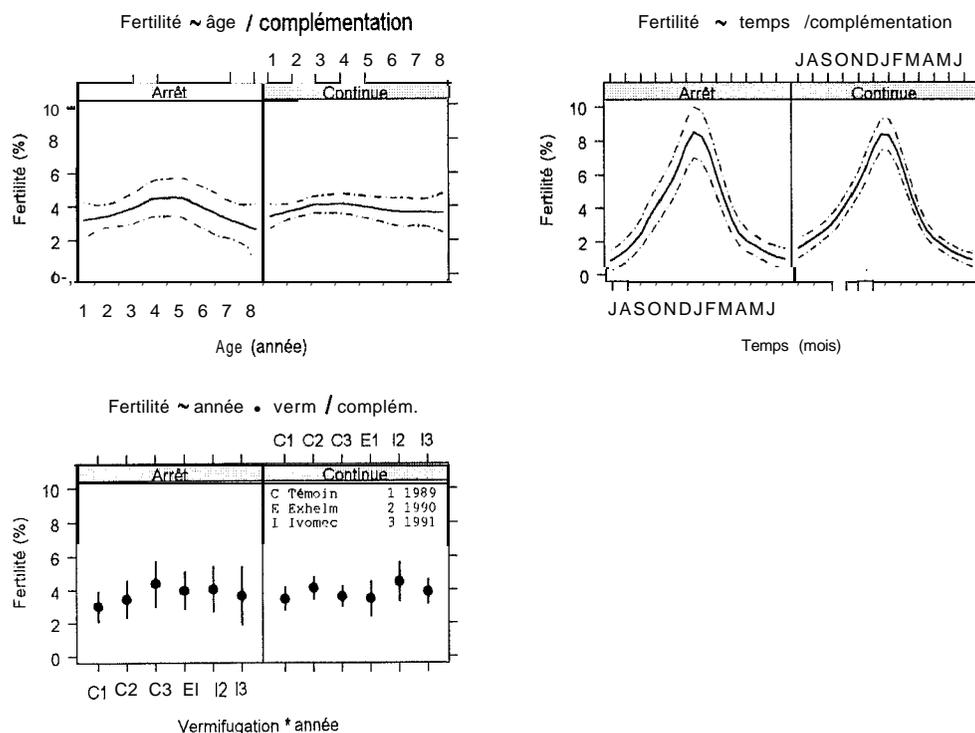
Pour l'âge et le temps, la courbe pleine est la moyenne obtenue par lissage loess. Les courbes tiretées figurent l'intervalle de confiance de la moyenne ($\alpha = 0.05$) point par point. Pour la complémentation et la combinaison année * vermifugation, le point représente la moyenne et le segment vertical l'intervalle de confiance à 95%.

Les graphes conditionnels (Figure 10) n'ont pas révélé l'existence d'interactions.

Pour l'analyse inférentielle, les variables Age (âge de l'animal), exprimée en années et Tps (temps), exprimée en quinzaines, ont été dichotomisées de manière à rendre compte de la forme de la relation avec la fertilité, selon les règles suivantes :

- Age: $\begin{cases} Ag1 = Age - 4, & \text{si } Age \leq 4 \\ Ag1 = 0, & \text{si } Age > 4 \end{cases}$ et $\begin{cases} Ag2 = Age - 4, & \text{si } Age > 4 \\ Ag2 = 0, & \text{si } Age \leq 4 \end{cases}$
- Tps: $\begin{cases} Tps1 = Tps - 12, & \text{si } Tps \leq 12 \\ Tps1 = 0, & \text{si } Tps > 12 \end{cases}$ et $\begin{cases} Tps2 = Tps - 12, & \text{si } Tps \geq 12 \\ Tps2 = 0, & \text{si } Tps < 12 \end{cases}$

Figure 10. Relations entre la fertilité des brebis et les covariables selon le type de complémentation



Pour l'âge et le temps, la courbe pleine est la moyenne obtenue par lissage loess. Les courbes tiretées figurent l'intervalle de confiance de la moyenne ($\alpha = 0.05$) point par point. Pour la complémentation et la combinaison année * vermifugation, le point représente la moyenne et le segment vertical l'intervalle de confiance à 95%.

Les variables discrètes Verm et Compl ont été laissées en l'état. Un modèle binomial avec lien logit a été estimé pour la fertilité des brebis. Le modèle initial comportait le type de complémentation (variable Compl) et 5 facteurs d'ajustement : Ag1, Ag2, Tps1, Tps2 et la combinaison vermifugation * année, ainsi que toutes les interactions pertinentes à considérer. Les résultats du modèle final sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau III. Paramètres du modèle final de la fertilité des brebis

| Variable | Paramètre (*) | Ecart-type (*) | LRT | Ddl | P(LRT) |
|-------------------|---------------|----------------|------|-----|---------|
| Constante | -2.26 | 0.15 | | | |
| Ag1 | 0.10 | 0.04 | | | |
| Ag2 | -0.09 | 0.04 | | | |
| Tps1 | 0.15 | 0.04 | | | |
| Tps2 | -0.24 | 0.01 | | | |
| Compl (**) | -0.06 | 0.10 | 2.20 | 2 | 0.33 |
| Tps1 : Compl (**) | -0.04 | 0.03 | | | |
| C1 | . | | | | |
| c2 | 0.32 | 0.15 | | | |
| c3 | 0.48 | 0.14 | | | |
| E1 | 0.40 | 0.17 | | | |
| I2 | 0.41 | 0.17 | | | |
| I3 | 0.45 | 0.16 | | | |
| Tps1 : C1 | | | | | |
| Tps1 : C2 | 0.06 | 0.04 | | | |
| Tps1 : C3 | 0.21 | 0.05 | | | |
| Tps1 : E1 | 0.14 | 0.05 | | | |
| Tps1 : I2 | 0.05 | 0.04 | | | |
| Tps1 : I3 | 0.16 | 0.05 | | | |

LRT : test du rapport des vraisemblances

(*) Les paramètres et leur écart-type sont exprimés sur l'échelle logit.

(**) La statistique LRT est calculée pour les deux paramètres pris simultanément.

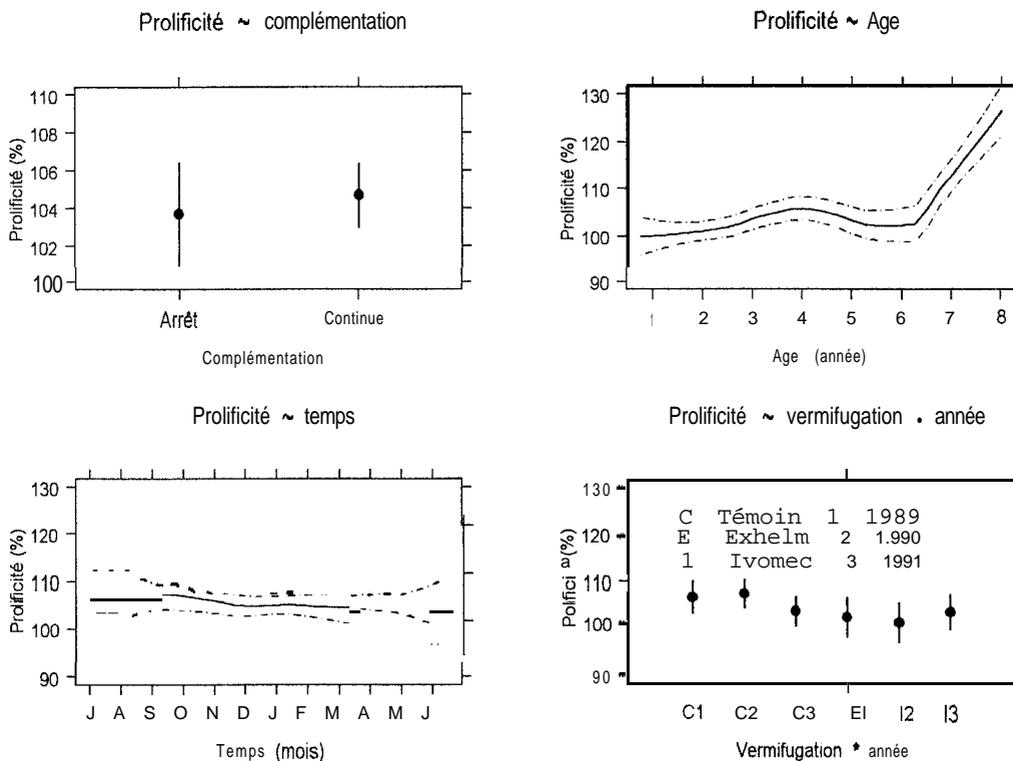
L'hypothèse que les paramètres de la variable Compl et de l'interaction Tpsl : Compl sont nuls n'a pas été rejetée (P = 0.34).

En conclusion, le type de complémentation n'était pas associé à la fertilité des brebis dans le jeu de données étudié.

Prolificté

Les graphes des relations non ajustées entre la prolificté et chacune des variables explicatives (Figure 11) montraient que la principale covariable était l'âge : la prolificté augmentait rapidement après l'âge de 6 ans. En revanche, le type de complémentation semblait avoir une faible influence sur la prolificté.

Figure 11. Relations non ajustées entre la prolificté et les variables explicatives



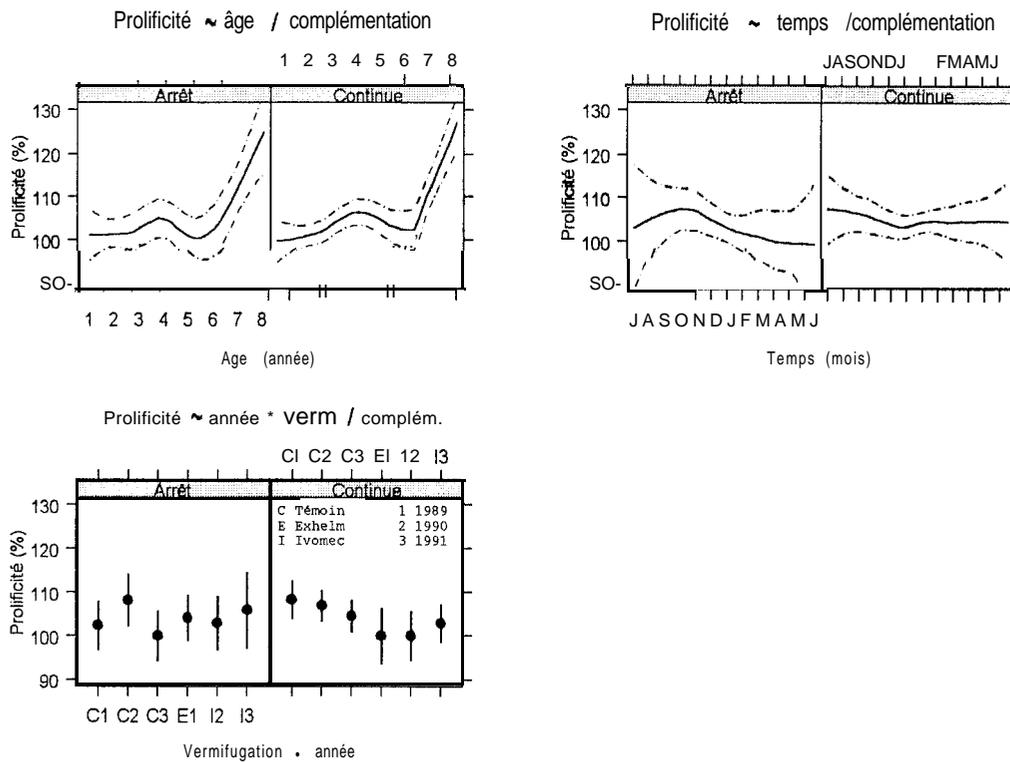
*Pour l'âge et le temps, la courbe pleine est la moyenne obtenue par lissage loess. Les courbes tiretées figurent l'intervalle de confiance de la moyenne (α = 0.05) point par point. Pour la complémentation et la combinaison année * vermifugation, le point représente la moyenne et le segment vertical l'intervalle de confiance à 95%.*

Les graphes conditionnels (Figure 12) ont confirmé l'absence d'effet du type de complémentation sur la prolificté des brebis.

Pour le modèle linéaire, l'âge a été transformé en 2 variables ag1 et ag2 :

$$\text{Age} : \begin{cases} Ag1 = \text{Age} - 6, & \text{si } \text{Age} \leq 6 \\ Ag1 = 0, & \text{si } \text{Age} > 6 \end{cases} \text{ et } \begin{cases} Ag2 = \text{Age} - 6, & \text{si } \text{Age} > 6 \\ Ag2 = 0, & \text{si } \text{Age} \leq 6 \end{cases}$$

Figure 12. Relations entre la prolificité et les covariables selon le type de complémentation



Le modèle initial comportait le facteur à tester (le type de complémentation) et 4 covariables : Ag1, Ag2, Tps (temps en quinzaines) et combinaison vermifugation * année, ainsi que toutes les interactions pertinentes à considérer. Les résultats du modèle final ont été présentés dans le tableau suivant.

Tableau IV. Paramètres du modèle de la prolificité des brebis

| Variable | Paramètre (*) | Ecart-type (*) | F | Ddl | P(F) |
|----------------|---------------|----------------|-------|----------|-------|
| Constante | 0.995 | 0.048 | | | |
| Ag1 | -0.036 | 0.023 | | | |
| Ag2 | 0.119 | 0.022 | | | |
| Tps | 0.002 | 0.004 | | | |
| Compl (**) | -0.052 | 0.044 | 1.148 | 2 et 653 | 0.318 |
| Tps:Compl (**) | 0.005 | 0.003 | | | |
| c2 | 0.031 | 0.025 | | | |
| c3 | 0.002 | 0.025 | | | |
| E1 | 0.019 | 0.030 | | | |
| I2 | -0.017 | 0.030 | | | |
| I3 | 0.010 | 0.027 | | | |
| Ag1:Tps | 0.004 | 0.002 | | | |
| Ag2:Tps | -0.005 | 0.002 | | | |
| Ag2:C2 | -0.017 | 0.017 | | | |
| Ag2:C3 | -0.032 | 0.019 | | | |
| Ag2:E1 | -0.075 | 0.024 | | | |
| Ag2: I2 | -0.037 | 0.026 | | | |
| Ag2:I3 | -0.047 | 0.021 | | | |

(*) les paramètres et écarts-types sont mesurés sur l'échelle naturelle

(**) Le test du F compare le modèle final et le modèle sans les termes Compl et Tps:Compl

Conclusion : l'analyse n'a pas permis de rejeter l'hypothèse nulle : il n'a pas été possible de mettre en évidence un effet du type de complémentation sur la prolificité des brebis de Ndiagne.

Conclusion générale

Cette étude n'a pas permis de mettre en évidence d'effet du type de complémentation sur les paramètres démographiques des ovins de la communauté rurale de Ndiagne. En conséquence, il n'a pas été nécessaire de tester une différence de productivité par un modèle de simulation.

Il faut être prudent dans les conclusions à tirer de l'analyse.

- Premièrement, cette étude ne comportait pas de témoin non complémenté : tous les éleveurs enquêtés distribuaient quelque chose à leurs animaux, surtout en période de soudure (fin de saison sèche chaude, début de saison pluvieuse). Ce type de complémentation est bien connu par les techniciens d'élevage du Sénégal, qui le nomment « complémentation de survie »... On ne peut pas savoir quels auraient été les paramètres démographiques sans cette complémentation.
- Ensuite, l'absence d'effet pouvait provenir soit d'une réalité zootechnique, soit d'un manque de précision de la variable décrivant la complémentation. Le facteur explicatif était peut-être la nature et / ou la quantité d'aliment complémentaire distribué, non mesuré ici, plutôt que la rupture dans la distribution.

Des travaux menés au Sénégal sur des parcours naturels agropastoraux [3] ont montré qu'en fin d'hivernage et en début de saison sèche, la valeur nutritive de la ration était suffisamment bonne pour que la complémentation ne soit pas nécessaire. Les pratiques traditionnelles des éleveurs ne sont pas forcément optimales, tant sur le plan zootechnique que sur le plan économique. Il serait vraisemblablement plus rentable pour l'éleveur de concentrer les moyens financiers consacrés à la complémentation à des moments plus stratégiques, afin d'augmenter la fertilité des femelles.

La difficulté à quantifier des rations complémentaires, et a fortiori les quantités ingérées au pâturage, marque une limite des enquêtes d'observation. Il est néanmoins nécessaire de poursuivre des travaux en milieu paysan afin de se placer dans des conditions technico-économiques proches de la « réalité ». Il faut adopter une approche plus expérimentale, en testant, par exemple, des complémentations ciblées sur des lots d'animaux précis et à des périodes calendaires ou physiologiques stratégiques. Ce type d'étude pourrait être effectué dans le cadre du programme laitier actuellement en préparation entre l'ISRA, la Direction de l'Élevage et le CIRAD.

Bibliographie

1. Faugère, O., Faugère, B., 1986. Suivi de troupeaux et contrôle des performances individuelles des petits ruminants en milieu traditionnel africain. Aspects méthodologiques. Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., 39 (1): 29-40.
2. Faugère, O., Dockès, A.-C., Perrot C., Faugère, B., 1990. L'élevage traditionnel des petits ruminants au Sénégal. II. Pratiques de conduite et d'exploitation des animaux chez /es éleveurs de /a région de Louga. Revue Elev. Méd. vét. Pays trop., 43 (2): 261-273.
3. Guérin, H., Richard D., Duché A., Lefèvre P., 1990. Composition chimique des fèces de bovins, d'ovins et de caprins exploitant des parcours naturels ou agropastoraux sahélo-soudaniens : utilisation pour estimer la valeur nutritive de leur régime. Reprod. Nutr. Dev. Suppl. 2, 167s-168s (5^{eme} Journ. Alim. Nutr. Herbiv., INRA, mars 1989).
4. Lancelot, R., Faye, B., Juanès, X., Ndiaye, M., Pérochon, L., Tillard, E., 1998. La base de données BAOBAB: un outil pour modéliser la production et la santé des petits ruminants dans /es systèmes d'élevage traditionnels au Sénégal. Revue Elev. Méd. vét. Pays trop., **51** (2): 135-146.
5. Moulin, C.-H., Performances animales et pratiques d'élevage en Afrique sahélienne. La diversité du fonctionnement des troupeaux de petits ruminants dans la Communauté Rurale de Ndiagne (Sénégal), 1993. Thèse doct. Ing. Institut National Agronomique Paris-Grignon: Paris (France), 259 p.
6. Pepe, M.S., Mori M., 1993. Kaplan-Meier, marginal or conditional probability curves in summarizing competing risks failure time data ? Statistics in Medicine, **12**: 737-751.
7. Tillard, E., Moulin, C.-H., Faugère, O., Faugère, B., 1997. Le suivi individuel des petits ruminants au Sénégal: un mode d'étude des troupeaux en milieu villageois. INRA Prod. Anim., **10** (1): 67-78.
8. Upton, M., 1989. Livestock productivity assessment and herd growth models. Agricultural Systems, 29: 149-164.