

ETUDE DES FACTEURS INFLUENÇANT LA CROISSANCE DE JEUNES ZEBUS DANS LA REGION DE GAROUA, NORD CAMEROUN : UN EXEMPLE D'UTILISATION DES MODELES MIXTES EN EPIDEMIOLOGIE VETERINAIRE

**Claire Puyalto-Moussu¹, M. Sanaa², A. N'Djoya³
et D. Planchenault^{4,2}**

RESUME : La croissance de jeunes zébus a été étudiée dans 26 troupeaux de la région de Garoua (Nord Cameroun) entre Janvier 1990 et Janvier 1996. Des visites mensuelles ont permis de mesurer la croissance de 551 veaux de la naissance à un an. Les variables explicatives spécifiques aux individus étaient le sexe, la race, le rang de mise-bas et la saison de naissance. Les variables troupeau étaient le type d'apport fourrager, la supplémentation en tourteau de coton, l'activité principale et l'âge de l'éleveur, l'effectif familial. Les associations entre les variables explicatives et le gain de poids ont été testées en utilisant des modèles mixtes prenant en compte la corrélation des mesures réalisées sur un même animal ainsi qu'un effet troupeau aléatoire. Enfin, les résultats obtenus ont été comparés avec ceux de modèles plus simples (sans effet élevage, ni corrélation intra-animal).

SUMMARY : The growth of young zebu was studied in 26 farms in Garoua District (North Cameroon) between January 1990 and January 1996. The farms were visited monthly and the growth rates of 551 calves aged between birth to 1 year were measured. The calf variables were sex, race, parity and the season of birth. The farm variables were forage type, supplementation of the animals with cottonseed meal, the principle activity and age of the farmers (experience) and the size of his family. The association between explicative variables and weight gain were tested using mixed models, adapted for the analysis of correlated data corresponding to herd effect and repeated measurements of weight for a same animal. At last, results were compared to those obtained by simplified models (without herd random effect nor within-calf correlation).



I - INTRODUCTION

La plupart des études conduites en région tropicale sur le bétail ont pour objet l'étude de la morbidité et de la mortalité, plus rarement celle des résultats de croissance. Des retards de croissance ont cependant des conséquences sur la valeur marchande des animaux et leurs performances de reproduction. De faibles taux de croissance sont principalement liés au système de gestion de l'élevage, à l'alimentation et au statut sanitaire des animaux. [Gitau *et al.*, 1994]. L'analyse statistique, et notamment la modélisation de ce type de données, nécessite de prendre en compte

l'existence de niveaux hiérarchiques (animal, élevage, région), la répétition des mesures au cours du temps et souvent le caractère déséquilibré des observations (nombreuses données manquantes). L'utilisation des modèles mixtes permet de tenir compte de la plupart de ces contraintes [Atwill *et al.*, 1994 ; Mc Dermott *et al.*, 1994 ; Diggle *et al.*, 1995]. Cet article présente un exemple de modélisation multivariée de données de croissance recueillies sur de jeunes zébus en zone Nord Cameroun au cours de suivi d'élevages.

¹ CNEVA, Institut de pathologie du cheval, Route de Caen, 14430 Dozulé, France

² Ecole nationale vétérinaire d'Alfort, LEGSA, 7 avenue du Général de Gaulle, 94 704 Maisons-Alfort, France

³ Institut de recherche en zootechnie, Garoua, Cameroun

⁴ Bureau des ressources génétiques, 57 rue Cuvier, 75 Paris, France

II - MATERIEL ET METHODE

II.1. POPULATION D'ETUDE ET RECUEIL DES DONNEES

La croissance pondérale de jeunes zébus a été étudiée dans 26 troupeaux localisés dans la région de Garoua entre Janvier 1990 et Janvier 1996. Les élevages ont été tirés au sort parmi un groupe d'éleveurs volontaires. Les élevages ont été visités tous les mois et les animaux ont été pesés et/ou mesurés entre la naissance et 1 an. Notre population d'étude était constituée de 551 veaux (255 mâles et 296 femelles) pour lesquels on disposait au minimum de deux mesures pendant la période choisie.

II.2. VARIABLE PRINCIPALE

La variable étudiée était le poids des animaux. Chaque veau était pesé à la naissance. Par la suite, les veaux de certaines structures (fermes d'Etat) ont continué à être pesés et mesurés. Le suivi pondéral des autres animaux a été réalisé à partir de mesures barymétriques. A l'aide du premier groupe d'animaux, nous avons élaboré, pour chaque race, une fonction nous permettant d'estimer le poids à partir des mesures barymétriques enregistrées.

II.3. VARIABLES EXPLICATIVES

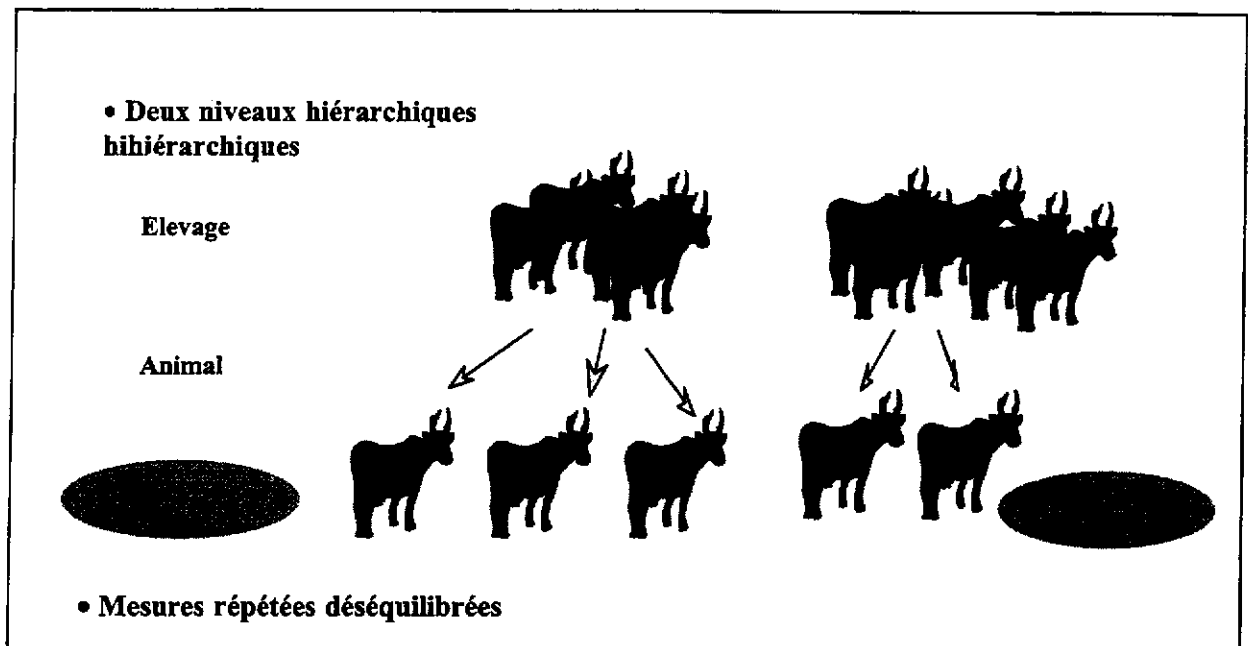
Les facteurs pouvant avoir une influence sur la croissance ont été répartis en deux catégories. Les facteurs individuels incluaient l'âge, le sexe, la race, le poids de naissance, la parité de la mère et la saison de naissance. Les variables élevage étaient le type de fourrage (cultures vivrières ou cultures de vente), le niveau de supplémentation en tourteau de coton pendant les quatre derniers mois de saison sèche, l'activité principale et l'âge de l'éleveur ainsi que l'effectif familial.

II.4. ANALYSE STATISTIQUE

La structure des données recueillies était complexe et nécessitait la mise en œuvre de modèles statistiques tenant compte des deux niveaux hiérarchiques (élevage, animal) et des répétitions au cours du temps. La figure 1 présente les principales caractéristiques des données collectées.

FIGURE 1

Principales caractéristiques des données recueillies



L'analyse statistique a été réalisée en deux étapes : une étape descriptive, puis une étape de modélisation.

II.4.1. ANALYSE DESCRIPTIVE : ETUDE ET CHOIX DE LA FONCTION DE CROISSANCE

Les courbes de croissance ont été représentées en utilisant la fonction de lissage ($f = 60\%$) de SAS (PROC GPLOT). Des courbes représentant le poids en fonction de l'âge conditionnellement à chaque variable explicative ont également été réalisées. Cela nous a permis de détecter préalablement l'existence d'interactions entre l'âge et les différents facteurs de risque.

II.4.2. ANALYSE DE LA VARIABILITE SELON LES NIVEAUX HIERARCHIQUES

La décomposition de la variance avec estimation de la variabilité inter-élevages, intra-élevage et intra-animal a été réalisée en utilisant la procédure GLM de SAS (option random et repeated) [SAS, Vers. 6.12, 1997].

II.4.3. MODELISATION

• Choix des effets fixes

A l'issue de l'analyse bivariée, seuls les facteurs présentant une corrélation significative ($P < 0.1$) avec le gain de poids ont été conservés dans le modèle multivarié. Une procédure de sélection ascendante a ensuite été utilisée pour le choix des effets fixes à inclure dans le modèle final ($P < 0.05$).

• Introduction d'un effet élevage aléatoire et de la corrélation intra-animal

Les effets des différents facteurs sur le gain de poids ont été estimés et testés avec la procédure MIXED de SAS. Cette procédure nous a permis d'estimer ces effets en introduisant un effet troupeau aléatoire et une structure de corrélation entre mesures provenant d'un même animal (resp. options random et repeated) [SAS, Vers. 6.12, 1997].

Soient le troupeau i et l'animal j , l'équation générale du modèle multivarié utilisé était la suivante :

$$Y_{ij} = \beta_0 + \sum_{ij} \beta_{ij} X_{ij} + \gamma_1 Age + \gamma_2 Age^2 + U_j + e_{ij}$$

La variable poids (y) a été décomposée en un niveau de base (β_0), les effets propres (β_{ij}) de chacune des variables explicatives (x), un effet âge linéaire (γ_1) et quadratique (γ_2), un effet aléatoire comprenant l'effet troupeau (U_j) et les résidus (e_{ij}). Des termes d'interaction entre l'âge et les différents facteurs ont été ensuite introduits.

Nous avons choisi de représenter la corrélation des mesures répétées sur un même animal par un processus d'auto-corrélation d'ordre 1. La corrélation entre deux mesures prises sur un même animal décroît régulièrement d'un facteur ρ . Si l'on représente la matrice de covariance de 5 mesures successivement réalisées sur un même animal, sa structure est la suivante :

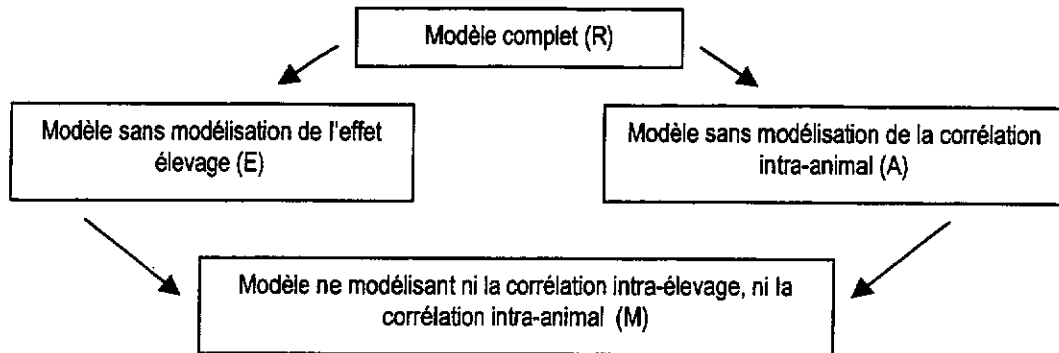
$$R = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \rho^3 \\ \rho & 1 & \rho & \rho^2 \\ \rho^2 & \rho & 1 & \rho \\ \rho^3 & \rho^2 & \rho & 1 \end{pmatrix} \quad (\rho \text{ est le coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1})$$

• Stratégie de comparaison des modèles

Le modèle complet a ensuite été comparé à des modèles ne prenant en compte ni la corrélation intra-élevage, ni la corrélation intra-animal (ces derniers étant emboîtés dans le modèle complet). Les comparaisons ont été réalisées selon le schéma suivant (figure 2).

Les comparaisons ont porté sur leur déviance (test de rapport de vraisemblance), sur les estimateurs fournis pour chaque variable par chacun des modèles ainsi que sur leur variance.

FIGURE 2
Stratégie de comparaison des modèles



III - RESULTATS ET DISCUSSION

III.1. DESCRIPTION DE LA FONCTION DE CROISSANCE

La figure 3 représente la courbe du poids en fonction de l'âge des animaux. L'aspect de cette courbe était d'abord quadratique puis linéaire. Les graphiques conditionnels à

chaque variable nous ont permis de visualiser des interactions entre l'âge et certains facteurs. La figure 4, représentant la fonction âge-poids pour chaque modalité de la variable « activité principale de l'éleveur », illustre bien.

FIGURE 3

Courbe représentant l'évolution mensuelle du poids en fonction de l'âge sur un échantillon de 551 veaux provenant de 26 troupeaux situés dans la région de Garoua, Cameroun

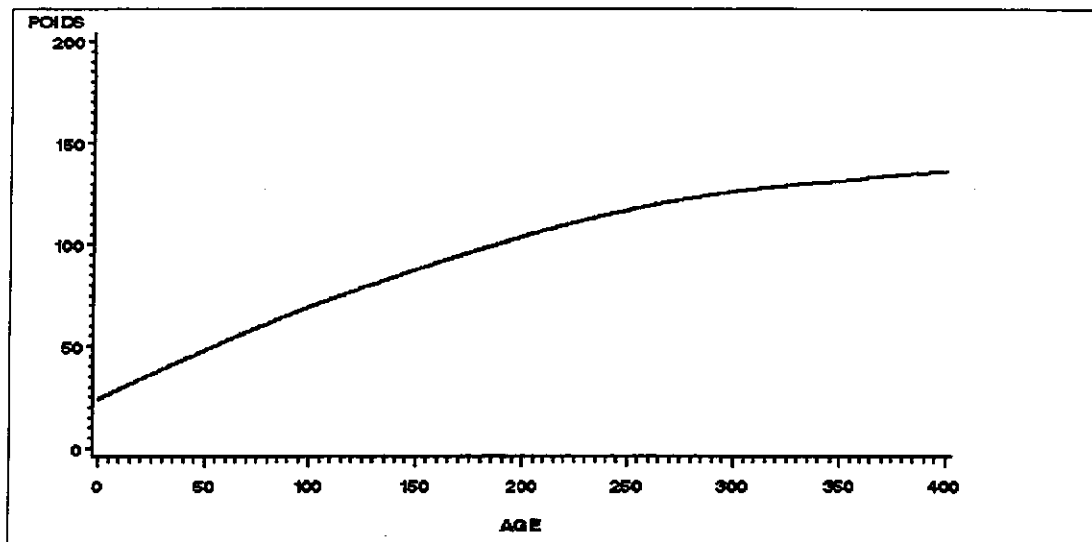
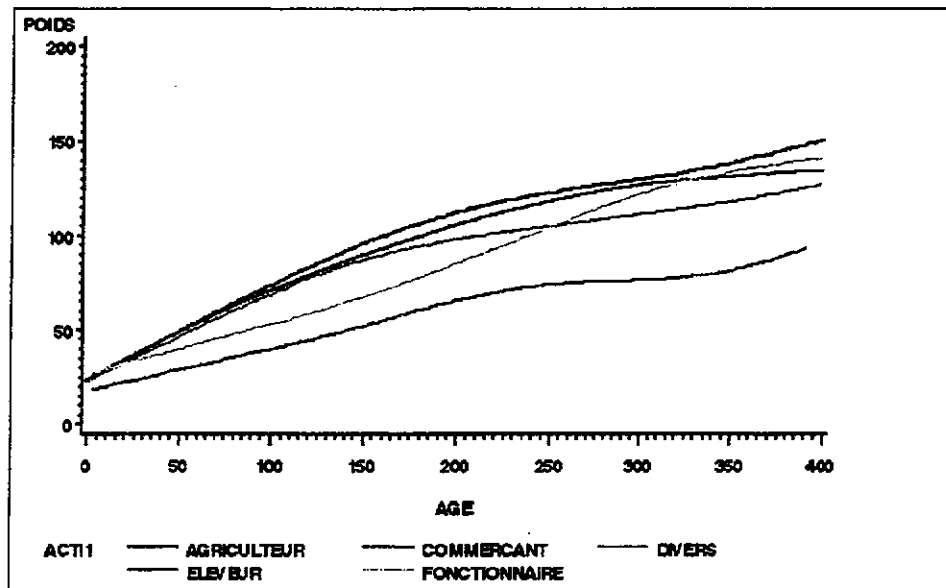


FIGURE 4

Courbes représentant l'évolution mensuelle du poids en fonction de l'âge conditionnellement à l'activité principale de l'éleveur



III.2. DECOMPOSITION DE LA VARIANCE

La variabilité la plus importante était représentée par les variations mensuelles des mesures réalisées sur un même animal (52 %). Venait ensuite la variabilité entre veaux appartenant à un même élevage (effet animal emboîté dans l'effet élevage) (41 %). La variabilité inter-élevages ne représentait que 7 % de la variance totale.

III.3. EFFET TEMPS

Le coefficient de corrélation intra-classe était égal à 0,809. Cette valeur élevée semble logique car elle représente

l'importance de la corrélation entre deux mesures pondérales successives sur un même animal.

III.4. MODELE MULTIVARIE AVEC EFFET ELEVAGE ALEATOIRE ET PRISE EN COMPTE DE LA CORRELATION INTRA-ANIMAL

Pour tout élevage i , et tout animal j , le modèle définitif était le suivant :

$$Y_{ij} = \sum_{ij} \beta_{0ij} X_{ij} + \sum_{ij} \beta_{interaction} (X_{ij} * \text{âge}) + U_i + e_{ij}$$

$$= \beta_{0sexe} * \text{sexe} (M = 0, F = 1) + \dots + \beta_{sexe * \text{âge}} (\text{sexe} * \text{âge}) + \dots + U_i + e_{ij}$$

Ainsi, une valeur à l'origine (β_0 correspondant à la valeur moyenne du poids à $\text{âge}=0$) a été estimée pour chacune des variables explicatives. Ces valeurs sont représentées dans l'équation par les β_0 qui mesurent l'effet de chaque facteur sur le poids de naissance des animaux. Enfin, les termes d'interactions ($\beta_{interaction}$) entre chaque facteur et l'âge fournissent une estimation de l'effet de chacune des variables sur le gain de poids journalier. Les résultats obtenus sont détaillés dans le tableau I.

Seul l'effet race a été identifié dans notre échantillon pour avoir un effet sur le poids de naissance des veaux ($p < 0,05$). L'écart moyen maximal observé entre les différentes races

était de 9 kg, les nouveau-nés les plus lourds étant obtenus pour la race M'Bororo. Les autres facteurs individuels susceptibles d'influencer le poids de naissance (sexe, saison de naissance, pour les facteurs d'élevage parité de la mère) n'ont pas semblé avoir d'effet majeur dans notre échantillon. Il en a été de même pour les facteurs d'élevage.

En ce qui concerne leurs effets sur la croissance pondérale, on observe un résultat significatif ($p < 0,05$) pour l'ensemble des variables étudiées, à l'exception de l'effet sexe et de l'effet cohorte. En ce qui concerne les facteurs individuels, les meilleurs résultats ont été obtenus pour les veaux nés en saison sèche et de race goudali, mokolo ou wakwa.

TABLEAU I

Estimateurs et tests des effets fixes influençant le poids de naissance et le gain de poids d'un échantillon
de 551 veaux répartis dans 26 élevages de la région de Garoua, Cameroun

MODALITÉS DES VARIABLES	ESTIMATEUR POIDS DE NAISSANCE (KG)	ERREUR STANDART	P	ESTIMATEUR GAIN DE POIDS (KG JOUR ⁻¹)	ERREUR STANDART	P
Facteurs individuels						
Race						
arabe, Akou	21,801	9,506	0,0219	0,309	0,024	0,0001
croisés	18,137	9,397	0,0537	0,293	0,024	0,0001
goudali, Mokoio, wakwa	15,423	9,603	0,1084	0,321	0,024	0,0001
M'Bororo	23,849	9,956	0,0167	0,294	0,025	0,0001
Sexe						
mâle	2,966	2,234	0,1844	0,009	0,006	0,1587
féfelle	0,000			0,000		
Saison de naissance						
pluies	2,765	2,529	0,2744	-0,024	0,007	0,0006
sèche	0,000			0,000		
Année de naissance						
1990	9,402	5,660	0,0968	-0,018	0,015	0,2273
1991	1,416	5,763	0,8059	-0,016	0,015	0,3026
1992	-2,218	5,942	0,7090	0,006	0,016	0,7103
1993	0,907	5,981	0,8795	-0,002	0,016	0,8749
1994	0,104	6,094	0,9864	-0,040	0,017	0,0162
1995	0,000			0,000		
Alimentation						
Suppl.en tourteau (kg p.animal p.jour)						
sans suppl.	0,233	7,089	0,9738	0,039	0,016	0,0130
0.5	5,179	5,107	0,3106	0,026	0,010	0,0100
1	0,000			0,000		
Type de cultures						
maïs-arachide	-1,895	6,100	0,7560	-0,112	0,012	0,0001
maïs-divers	4,592	13,535	0,7344	0,098	0,032	0,0023
maïs-manicoc	7,006	7,116	0,3249	-0,065	0,013	0,0001
maïs-mil	1,301	8,268	0,8749	-0,012	0,018	0,4935
mil	5,318	7,688	0,4891	-0,059	0,015	0,0001
moukouari	-2,374	8,720	0,7854	-0,087	0,016	0,0001
sorgho	3,151	13,171	0,8109	-0,083	0,032	0,0107
abs. cult. vente	0,000			0,000		
Gestion de l'élevage						
Activité principale						
agriculteur	0,308	10,925	0,9775	0,091	0,025	0,0003
commerçant	-3,084	13,884	0,8242	-0,092	0,032	0,0044
divers	-3,850	12,475	0,7576	0,008	0,029	0,7770
éleveur	-0,904	7,034	0,8977	0,079	0,016	0,0001
fonctionnaire	0,000			0,000		
Expérience(âge en année)						
>50	1,045	5,352	0,8453	0,006	0,011	0,5757
40-50	-0,887	6,178	0,8858	-0,072	0,013	0,0001
20-40	0,000			0,000		
-2 Log(vraisembl.)			25 874,8			
Critère d'Akaike			- 12 940,4			

Les élevages les plus performants semblent être ceux ayant bénéficié d'une supplémentation en tourteau de coton à 0,5 kg par animal et par jour (le groupe non supplémenté ayant en fait racheté du tourteau avec les indemnités compensatoires versées par l'institut de recherche), en polyculture avec une prépondérance du maïs. Contrairement à ce qui était attendu, les meilleurs résultats de croissance pondérale des animaux n'ont pas été observés chez les négociants-engraisseurs mais chez les éleveurs et les agriculteurs. Enfin, les éleveurs les plus expérimentés ou les plus jeunes (peut être plus motivés) semblent obtenir de meilleures performances. On remarquera que les facteurs individuels ont globalement un moindre effet sur la croissance que les facteurs propres à l'élevage.

III.5. COMPARAISON DES MODELES

III.5.1. COMPARAISON DES DEVIANCES

Les déviations des quatre modèles comparés sont indiquées dans le tableau III. Les tests de rapport de vraisemblance nous indiquent que le modèle complet est significativement meilleur ($p < 0,05$) que les modèles simplifiés.

III.5.2. COMPARAISON DES ESTIMATEURS

Les tableaux II et III donnent le rapport des effets (paramètres β) de chaque facteur sur le poids de naissance (tableau II) et le gain de poids (tableau III) estimés par le modèle complet (R) incluant un effet élevage aléatoire et la répétition des mesures au cours du temps, les modèles simplifiés ne les prenant pas en compte.

- **Comparaison du modèle complet avec le modèle sans effet aléatoire**

Il est démontré dans la littérature [Diggle *et al.*, 1994] que ne pas prendre en compte l'effet élevage conduit principalement à une surestimation de la variance des estimateurs (ratio > 1). Cela a pour conséquence de diminuer le degré de signification du test de Wald (estimateur divisé par son écart type) réalisé pour chaque variable, et de conclure abusivement à un effet de certains facteurs sur la variable à expliquer. En ce qui concerne notre étude, les variations des estimateurs et de leurs variances sont faibles. Pour le gain

de poids (tableau III), le rapport des estimateurs fournis par les deux modèles pour les différentes variables est compris entre 0,85 et 1,32, et entre 0,87 et 1,06 pour leurs variances. On constate également que les conclusions des tests ne seront pas modifiées par la prise en compte de l'effet élevage. Ceci peut s'expliquer par le fait que l'effet élevage n'était pas très important dans notre échantillon (seulement 7 % de la variance totale). D'autres études similaires [Gitau *et al.*, 1994] avaient obtenu des valeurs plus importantes (14 %). Cela peut s'expliquer de deux façons. Les variables élevage retenues dans le modèle étaient très représentatives de la variabilité inter-élevages. La seconde hypothèse est que le choix des troupeaux (tirés au sort parmi un groupe d'éleveurs volontaires) a vraisemblablement contribué à l'obtention d'un échantillon relativement homogène où la variabilité individuelle primait sur la variabilité entre groupes.

- **Comparaison du modèle complet avec le modèle sans ajustement sur la corrélation des mesures intra-animal**

On observe une disparité plus importante entre les résultats du modèle complet et du modèle ne prenant pas en compte la corrélation entre les observations appartenant à un même individu. En ce qui concerne l'effet des différents facteurs sur le gain de poids, le ratio des estimateurs varie entre 0,23 et 8,73 et celui des variances entre 0,46 et 1,12. Ceci entraîne des discordances entre les résultats des tests fournis par les deux modèles. Du fait de la variation simultanée, et en sens opposé, des estimateurs et de leur variance, on obtient parfois des résultats contradictoires avec ce qui est classiquement décrit [Mc Dermott *et al.*, 1994]. Le modèle complet concluait à un effet de la saison de naissance et de la supplémentation en tourteau de coton sur le gain de poids des animaux, ce qui n'est plus le cas avec le modèle ignorant la corrélation entre mesures. On notera enfin que des valeurs relativement faibles des estimateurs engendreront des discordances plus importantes dans les résultats des tests. A titre d'exemple, une erreur de 30g/animal et par jour sur les estimateurs de la variable supplémentation en tourteau aura pour conséquence (à variance équivalente) de multiplier par 2 la valeur du test de Wald.

IV - CONCLUSION

En conclusion, l'analyse de données recueillies dans le cadre d'enquêtes longitudinales et comportant plusieurs niveaux hiérarchiques doit être réalisée selon une stratégie bien définie. Cette stratégie consiste tout d'abord à s'interroger sur le dispositif d'échantillonnage : randomisation des différentes unités épidémiologiques (élevage, animal) et notamment de celle que l'on souhaite introduire en facteur aléatoire, importance du nombre de répétition des mesures

par rapport au nombre d'unités épidémiologiques. Il est ensuite important d'explorer la structure de corrélation des données et de hiérarchiser les différentes sources de variabilité (inter-élevages, intra-élevage, intra-animal...). Enfin, le choix du modèle (modèles mixtes, modèles marginaux, modèles transitionnels) sera conditionné par le type de réponse que l'on souhaite modéliser.

TABLEAU II

Déviante et comparaison des estimateurs et des tests obtenus pour le poids de naissance par les modèles suivants :
modèle avec effet élevage aléatoire et processus d'auto-corrélation d'ordre 1 (R), modèle sans effet aléatoire élevage (E),
modèle sans processus d'auto-corrélation (A) et modèle sans aucune de ces deux options (M)

Modalités des variables	MODÈLE SANS EFFET ALÉATOIRE ÉLEVAGE			MODÈLE SANS AUTO-CORRÉLATION			MODÈLE SANS EFFET ÉLEVAGE, NI AUTO-CORRÉLATION		
	Er/E	Vr/V	p	Er/E	Vr/V	p	Er/E	Vr/V	p
Facteurs individuels									
<i>Race</i>									
arabe, Akou	1,01	1,32	0,0090	0,71	0,92	0,0021	0,82	1,95	0,0001
croisés	0,98	1,34	0,0234	0,78	0,91	0,0185	0,90	1,99	0,0025
Goud., Mok., wak.	0,98	1,31	0,0616	0,63	0,92	0,0152	0,74	1,91	0,0027
M'Bororo	0,97	1,30	0,0052	0,69	0,96	0,0007	0,75	1,94	0,0000
<i>Sexe</i>									
mâle	1,01	0,99	0,1911	1,56	1,57	0,2856	1,57	1,52	0,2974
femelle									
<i>Saison de naiss.</i>									
pluies	1,13	1,00	0,3332	-0,60	1,45	0,0287	-0,48	1,42	0,0061
sèche									
<i>Année de naiss.</i>									
1990	0,96	1,03	0,0791	0,80	1,22	0,0212	0,69	1,22	0,0077
1991	0,69	1,02	0,7194	0,25	1,22	0,2846	0,20	1,21	0,1796
1992	2,13	1,03	0,8586	14,52	1,27	0,9769	-0,52	1,28	0,4137
1993	0,42	1,01	0,7160	0,32	1,22	0,5977	0,16	1,21	0,2996
1994	0,15	1,01	0,9114	0,03	1,22	0,5024	0,02	1,21	0,2875
1995									
Alimentation									
<i>Suppl. en tourteau</i>									
sans suppl.	1,32	1,55	0,9754	0,04	0,76	0,4306	0,04	2,11	0,1738
0.5 (kg/animal/j)	1,25	1,80	0,2769	0,44	0,72	0,0512	0,56	2,63	0,0032
1 (kg/animal/j)									
<i>Type de cultures</i>									
maïs-arachide	0,49	2,03	0,3660	4,64	0,68	0,9558	0,30	3,01	0,0698
maïs-divers	0,98	1,57	0,6661	0,96	0,78	0,7559	0,64	2,44	0,4087
maïs-manioc	1,38	2,13	0,2974	0,36	0,65	0,0283	0,47	3,36	0,0001
maïs-mil	-11,4	1,81	0,9852	0,10	0,70	0,1712	0,15	2,66	0,0909
mil	1,16	2,07	0,3921	0,28	0,72	0,0330	0,35	3,27	0,0003
moussouari	0,64	2,06	0,5399	0,20	0,65	0,2693	0,15	2,82	0,0018
sorgho	1,63	1,38	0,8636	0,29	0,89	0,4407	0,50	2,17	0,4813
abs. cult. Vente									
Gestion élevage									
<i>Activité principale</i>									
agriculteur	0,39	1,72	0,9241	0,15	0,80	0,8679	0,04	2,97	0,1855
commerçant	0,80	1,40	0,7424	0,71	0,85	0,7734	0,79	2,02	0,6886
divers	1,01	1,59	0,7013	-0,23	0,76	0,2499	-0,20	2,32	0,0182
éleveur	-1,95	1,58	0,9340	-14,9	0,79	0,9939	-0,13	2,54	0,1083
fonctionnaire									
<i>Expérience (âge)</i>									
>50	6,41	1,69	0,9685	-0,09	0,75	0,0735	-0,08	2,45	0,0003
40-50	0,48	1,82	0,6844	0,06	0,72	0,0496	0,05	2,73	0,0001
20-40									

E : Estimateur ; V : Variance de l'estimateur ; p : degré de signification du test de Wald

TABLEAU III

Déviante et comparaison des estimateurs et des tests obtenus pour le gain de poids par les modèles suivants :
 modèle avec effet élevage aléatoire et corrélation intra-animal (R), modèle sans effet aléatoire élevage (E),
 modèle sans corrélation (A) et modèle sans aucune de ces deux options (M)

Modalités variables	MODÈLE SANS EFFET ALÉATOIRE ÉLEVAGE			MODÈLE SANS AUTO-CORRÉLATION			MODÈLE SANS EFFET ÉLEVAGE, NI AUTO-CORRÉLATION		
	Er/E	Vr/V	p	Er/E	Vr/V	p	Er/E	Vr/V	p
Facteurs individuels									
<i>Race</i>									
arabe, Akou	0,99	1,00	0,0001	1,07	0,73	0,0001	1,03	0,71	0,0001
croisés	0,99	1,00	0,0001	1,03	0,73	0,0001	0,99	0,71	0,0001
Goud., Mok., wak	0,99	0,99	0,0001	1,08	0,71	0,0001	1,03	0,69	0,0001
M'Bororo	0,99	0,98	0,0001	1,08	0,75	0,0001	1,05	0,73	0,0001
<i>Sexe</i>									
mâle	0,99	0,87	0,1563	1,41	0,73	0,3620	1,30	0,71	0,3305
femelle									
<i>Saison de naiss.</i>									
pluies	0,98	0,96	0,0006	8,73	0,76	0,7327	19,9	0,74	0,8824
sèche									
<i>Année de naiss.</i>									
1990	0,98	1,00	0,2223	0,67	0,47	0,2192	0,63	0,46	0,1996
1991	1,05	0,94	0,3245	0,36	0,46	0,0453	0,39	0,45	0,0656
1992	1,04	0,98	0,7218	-0,47	0,51	0,5688	-0,34	0,49	0,4403
1993	0,85	1,03	0,8819	0,08	0,50	0,2861	0,09	0,48	0,3186
1994	1,00	1,06	0,0158	0,68	0,53	0,0119	0,66	0,51	0,0107
1995									
Alimentation									
<i>Suppl. en tourteau</i>									
sans suppl.	0,99	1,02	0,0133	2,18	0,87	0,2971	2,30	0,85	0,3294
0.5 (kg/animal /j)	0,96	0,95	0,0084	1,87	0,78	0,2188	1,78	0,76	0,2034
1 (kg/animal /j)									
<i>Type de cultures</i>									
maïs-arachide	1,01	1,04	0,0001	1,08	0,88	0,0001	1,12	0,86	0,0001
maïs-divers	1,01	1,00	0,0025	0,91	1,01	0,0007	0,97	0,99	0,0017
maïs-manioc	1,02	0,94	0,0001	0,61	0,82	0,0001	0,63	0,81	0,0001
maïs-mil	1,11	0,99	0,5502	0,18	0,83	0,0007	0,19	0,82	0,0019
mil	1,01	1,01	0,0001	0,65	0,89	0,0001	0,67	0,87	0,0001
mouskouari	1,00	0,96	0,0001	1,37	0,69	0,0011	1,45	0,67	0,0021
sorgho	1,03	0,98	0,0132	0,73	1,12	0,0002	0,78	1,09	0,0006
abs. cult. Vente									
Gestion élevage									
<i>Activité principale</i>									
agriculteur	1,03	0,99	0,0004	1,05	1,05	0,0004	1,28	1,03	0,0040
commerçant	0,98	0,98	0,0038	1,21	0,76	0,0382	1,08	0,73	0,0227
divers	1,32	0,99	0,8349	-0,23	0,85	0,2646	-0,17	0,83	0,1359
éleveur	1,04	1,02	0,0001	0,99	0,91	0,0001	1,20	0,90	0,0001
fonctionnaire									
<i>Expérience</i>									
>50	0,96	0,96	0,5761	0,14	0,80	0,0008	0,15	0,79	0,0011
40-50	0,98	1,01	0,0001	3,27	0,89	0,1116	2,77	0,87	0,0628
20-40									
-2Log(vraisembl)	25 878,7			28 355,2			28 436,1		
Critère d'Akaike	- 12941,3			-14179,6			-14219,0		

E : Estimateur ; V : Variance de l'estimateur ; p : degré de signification du test de Wald

V – BIBLIOGRAPHIE

1. Atwill E.R., Mohammed H.O, Scarlett J.M and Mc Culloch C.E. - Extending the interpretation and utility of mixed effects logistic regression models. *Prev. Vet. Med.*, 1995, **24**, 187-201.
2. Diggle P.J., Liang K.Y. and Zeger S.L.- Analysis of longitudinal data, 253 pages, Oxford University Press, Oxford, 1994.
3. Gitau G.K., Mc Dermott J.J., Adams J.E., Lissemore K.D. and Waltner-Toews D - Factors influencing calf growth and daily weight gain on smallholder dairy farms in Kiambu District, Kenya. *Prev. Vet. Med.*, 1994, **21**, 179-190.
4. Mc Dermott J.J, Schukken Y.Y and Schoukri M.M.- Study design and analytic methods for data collected from clusters of animals. *Prev. Vet. Med.*, 1994, **18**, 175-191.
5. Mc Dermott J.J, Schukken Y.Y – A review of methods used to adjust for cluster effects in explanatory epidemiological studies of animal populations. *Prev. Vet. Med.*, 1994, **18**, 155-173.
6. SAS / STAT Software : Changes and Enhancements for Release 6.12, 1997.

