



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
ZOOTECNIA**



**ESTRUTURAS DE (CO)VARIÂNCIAS RESIDUAIS PARA ANÁLISE DE
MEDIDAS REPETIDAS DO PESO DE OVINOS DESLANADOS CASTRADOS
E INTEIROS**

ALEXSANDRO DE ARAÚJO BARROS

Zootecnista

Rio Largo – AL

2011

ALEXSANDRO DE ARAÚJO BARROS

**ESTRUTURAS DE (CO)VARIÂNCIAS RESIDUAIS PARA ANÁLISE DE
MEDIDAS REPETIDAS DO PESO DE OVINOS DESLANADOS CASTRADOS
E INTEIROS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia do Centro de Ciências Agrárias, da Universidade Federal de Alagoas, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Zootecnia.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Angelina Bossi Fraga

Rio Largo – AL

2011

Catálogo na fonte
Universidade Federal de Alagoas
Biblioteca Central
Divisão de Tratamento Técnico
Bibliotecária Responsável: Helena Cristina Pimentel Do Vale

B277e Barros, Alexsandro de Araújo.
Estruturas de (Co)variâncias residuais para análise de medidas repetidas do peso de ovinos deslanados castrados e inteiros / Alexsandro de Araújo Barros. – 2011.
32 f. : grafs. e tabs.

Orientadora: Angelina Bossi Fraga.
Dissertação (mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal de Alagoas. Centro de Ciências Agrárias. Rio Largo, 2011.

Bibliografia: f. 31-32.

1. Raça (Santa Inês). 2. Ovinos – Peso. 3. Ovinos – Heterogenidade de variância. 4. Ovinos – Resíduos correlacionados. I. Título.

CDU: 636.32/.38

TERMO DE APROVAÇÃO

Alexsandro de Araújo Barros

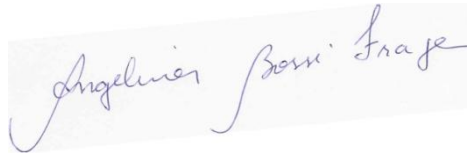
“Estruturas de (co)variâncias residuais para análise de medidas repetidas do peso em ovinos deslanados castrados e inteiros”

Esta dissertação foi submetida a julgamento como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Zootecnia, outorgado pela Universidade Federal de Alagoas.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que seja feita de conformidade com as normas da ética científica.

Aprovado em 28/03/2011

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Angelina Bossi Fraga - PPGZ-CECA-UFAL



Membro da Banca: Prof. Dr. Daniel de Noronha Figueira da Cunha - PPGZ-CECA-UFAL



Membro da Banca: Dr. Marcelo Sfeir de Aguiar - Embrapa – Tabuleiros Costeiros



Rio Largo – AL

2011

DEDICATÓRIA

*Minha linda mamãe,
Sem teu esforço para carregar sozinha nas costas
três filhos homens,
nada disso seria possível.
Tamanho esforço,
Tamanho recompensa!
Nós te amamos muito,
Alex, João e Thiago!*

Aos meus pais,

Lúcia e Araújo

dedico ...

À minha família,

Em especial meu avô José Mota de Araújo

ofereço ...

À DEUS,

Agradeço...

AGRADECIMENTOS

À Dr.^a Angelina Bossi Fraga, minha orientadora, por todos os ensinamentos, pelo incentivo à pesquisa, pela dedicação e apoio concedidos em todos os momentos de realização dessa pesquisa.

Ao Prof. e meu Tutor da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinária – FCAV/UNESP/Jaboticabal, Dr. Humberto Tonhati, pelas valiosas sugestões durante as análises dos dados.

Ao Prof. Dr. Paulo Vanderlei Ferreira, pelo incentivo e conselhos dados, durante todo meu período de Pós-Graduação.

À Prof.^a Dr.^a Rosa Cavalcante Lira, por todo incentivo dado, que sem isso, talvez não tivesse conseguido.

Ao Prof. Dr. José Edmar de Lira, pela auto-estima, e conselhos que me foram dados.

Ao Prof. Dr. Teodorico de Araújo Filho pelos dados cedidos para a realização da pesquisa. Pelos conhecimentos que nos foi cedido, e pela sua valorosa amizade.

À FAPEAL, pela bolsa recebida durante a realização do curso de mestrado.

Ao Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Alagoas e a todos seus funcionários que contribuíram para a finalização dessa pesquisa.

A todos integrantes da Pós-Graduação do Centro de Ciências Agrárias – CECA/UFAL.

À minha Mãe Lúcia, meus irmãos João Araújo e Thiago Araújo, que com certeza, são as pessoas mais importantes de minha vida.

Ao meu pai Araújo, que apesar de um pouco longe, sempre incentivou nos estudos.

Ao meu avô José Mota de Araújo (*in memoriam*), pela constante preocupação com todos da família. Educou-me, ensinou-me a viver e a ser quem sou. Meu lindo avô, EU SEMPRE VOU TE AMAR!

Ao meu avô João Araújo Barros (*in memoriam*), por todas as vezes que eu chegava a sua casa, recebia-me com muito carinho e atenção. Vovô te amo, onde quer que o senhor esteja.

Aos meus familiares, pela constante presença, carinho e apoio, pelos quais, sem dúvidas, foram muito importantes nesta fase de minha vida.

A minha namorada Erika Gamito Ribeiro, cujo apoio e incentivo ajudaram-me a superar as dificuldades encontradas pelo caminho. Amo você minha Princesa!

Aos amigos que ganhei na FCAV/UNESP/Jaboticabal, Nailsom Lima, André Valente, Tiago Valente, Yulian Beraldo “o Zeca”, Thiago Natalino “o Rústico”, pela recepção e ajuda, pois sem eles não teria conseguido realizar esse trabalho.

Ao meu amigo Douglas Rodrigues Melo de Menezes, pelo convívio de mais de 10 anos e inestimável apoio ao trabalho.

A todos os integrantes do curso de Zootecnia do Centro de Ciências Agrárias – CECA/UFAL, pelo apoio e convívio sendo os quais, indiscutivelmente, muito importantes para minha formação.

Ao amigo Daniel Jordan e Raul AspilcuetaBorquis, por todo auxílio prestado na FCAV/UNESP/Jaboticabal, durante as análises dessa pesquisa.

Aos meus amigos de pós-graduação, pelos momentos agradáveis de convívio. Especialmente a Laíza, Douglas, Rafael, Edvânia, Hugo, Wilson, Luíz, Andreza, Michel, Danielle, Mariah.

Aos meus queridos amigos: Carlinhos, Raul, Adyel, Pierre, Djalma, Lopes e todos os outros que tenho, pois sei que posso sempre contar com a ajuda deles.

RESUMO

Com a realização dessa pesquisa objetivou-se analisar estruturas de (co)variâncias com melhor representação da variação das informações de pesos em ovinos, medido em três idades, em dois grupos distintos: castrados e inteiros. Foram utilizadas 120 informações de pesagens em 40 ovinos, machos, com predominância de genótipo Santa Inês, em regime semi-extensivo, no período de janeiro a maio de 2006, no município de Major Isidoro, inserido na mesorregião do Sertão Alagoano. As pesagens foram realizadas aos 150, 180 e 210 dias de idade. Os resultados indicaram que as melhores estruturas de (co)variâncias residual foram: Não estruturada (UN) e Fator Analítico de Primeira Ordem (FA(1)). As médias dos pesos entre os animais castrados e inteiros, dentro de cada período, não apresentaram diferenças significativas pelo teste de Tukey ($P < 0,001$).

Palavras-chave: Heterogeneidade de variâncias. Resíduos correlacionados. Santa Inês.

ABSTRACT

The achievement of this research aimed to analyze the (co)variance's structures with better representation of the variation weight's sheep, measured in three ages, in two distinct groups: castrated and intact. 120 weights in 40 male sheep were used with a predominance of genotype Santa Ines, in semi-extensive system, in the period from January to May 2006, in Major Isidoro, inserted in the middle region of the Alagoas's semi-árido. Weights were taken at 150, 180 and 210 days old. The results indicated that the best structures residual variances were the "Not Structured" (UN) and "First Order Factor Analytic" (FA (1)). The mean weights between the castrated and intact animals, within each period, no significant differences by Tukey test ($P < 0.001$).

Keywords: heterogeneity of variances.correlated residues. Santa Inês.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 Peso(kg) de ovinos mestiços castrados e inteiros às idades de 150, 180 e 210 dias. 28

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Estatísticas descritivas do peso (kg) de ovinos castrados e inteiros aos 150, 180 e 210 dias de idade	24
Tabela 2	Variâncias (diagonal, kg^2), covariância (acima da diagonal, kg) e correlações (abaixo da diagonal) para os pesos em ovinos mestiços Santa Inês aos 150, 180 e 210 dias de idade	25
Tabela 3	Valores de critérios para escolha das estruturas de covariância	26
Tabela 4	Estimativa de parâmetros de covariância da estrutura UN, ajustes de estatísticas e testes da razão de verossimilhança do modelo nulo e dos efeitos fixos tipo 3	27
Tabela 5	Variâncias (diagonal, kg^2), covariâncias (acima da diagonal), e correlações (abaixo da diagonal), para os pesos aos 150 dias (P150), 180 dias (P180), e 210 dias (P210) de idade, das estruturas Não-estruturada (UN) e Fator Analítico de Primeira Ordem (FA(1))	28
Tabela 6	Valores médios dos pesos de ovinos mestiços castrados e inteiros, aos 150, 180 e 210 dias	29

SUMÁRIO

	Página
1	Introdução 13
2	Revisão de literatura 15
2.1	Considerações sobre a Ovinocultura 15
2.2	Efeitos da castração em ovinos 16
2.3	Análises em dados de medidas repetidas 17
2.4	Estruturas de matriz de co(variância)..... 18
2.5	Critérios para a escolha de estrutura de variância residual 23
3	Material e métodos 24
4	Resultados e discussão 26
5	Conclusão..... 32
	Referências..... 33

1 Introdução

Alguns estudos em zootecnia vêm sendo conduzidos com o objetivo de se observar características de crescimento nos animais ao longo do tempo. Existem algumas técnicas disponíveis, encontradas na literatura científica. Dentre elas, as de medidas repetidas no tempo, que são empregadas para que se obtenham análises corretas e os testes utilizados possam apresentar resultados mais precisos.

O recurso do uso de medidas repetidas apresenta algumas vantagens imediatas. Dentre elas podem ser citadas a redução do erro experimental, uma vez que a variação entre os indivíduos é controlada e apenas a variação dentro de indivíduos entra no erro experimental. Além disso, é possível gerar muitas unidades de observação por meio de uma única unidade experimental.

Medidas de uma característica no mesmo indivíduo, repetidas no tempo, tanto podem ser analisadas por meio de um modelo univariado, que impõe uma restrição rigorosa para a matriz de (co)variâncias, bem como por meio de um modelo multivariado, o qual adota uma matriz de (co)variâncias sem restrições. Nesse último caso, a matriz não possui estrutura definida, e a análise dos dados deve empregar um modelo misto, o qual permite a utilização de diferentes estruturas para a matriz de (co)variâncias. A análise univariada considera o número total de observações, enquanto que a técnica multivariada considera apenas o número de unidades experimentais. Os tratamentos podem ser distribuídos de forma aleatória ou seqüencialmente, sendo que, a correlação entre as observações é semelhante nos casos de distribuição aleatória, enquanto que, na distribuição seqüencial, essas correlações são diferentes.

Experimentos com medidas repetidas no tempo envolvem em geral dois fatores: tratamentos e tempos. Nesse caso o objetivo principal é comparar as tendências dos tratamentos ao longo do tempo, ou seja, se os perfis dos tratamentos são horizontais ou paralelos entre si (MALHEIROS, 2004).

Para a realização de uma análise de dados adequada, levando-se em consideração as variâncias e (co)variâncias entre as observações de medidas repetidas, o uso do procedimento MIXED do SAS® tem sido freqüente, pois possibilita selecionar a estrutura de (co)variância mais adequada para representar a variação de medidas repetidas em uma mesma unidade experimental.

Esse procedimento disponibiliza ao usuário em torno de 40 tipos de estruturas de (co)variâncias residuais e critérios para escolha da melhor estrutura para determinado conjunto de dados. Esses critérios, em geral, incluem o valor da função de máxima verossimilhança restrita, o número de dados analisados e de parâmetros a serem estimados (SAS, 2008).

A escolha da estrutura de (co)variância que melhor represente a variação dos dados é de fundamental importância para realização das análises por que permite maior esclarecimento quanto aos efeitos fixos e aleatórios incluídos.

Com a realização desse trabalho objetivou-se estudar o efeito da castração no peso de ovinos mestiços deslanados no semi-árido alagoano, após a análise e escolha da estrutura de (co)variâncias com melhor representação da variação das informações dos pesos observados.

2 Revisão de literatura

2.1 Considerações sobre a Ovinocultura

A ovinocultura é uma atividade pecuária bastante promissora em países como Nova Zelândia, Austrália, Uruguai e alguns países da Europa. A produção mundial de carne ovina é de aproximadamente 14 milhões de toneladas (FAOSTAT, 2010). No Brasil essa atividade está em expansão devido ao aumento do interesse dos consumidores de carne por esses produtos. Essa procura tem sido verificada pelo aparecimento de vários pontos de vendas e restaurantes especializados, principalmente nos grandes centros urbanos. O atendimento dessa demanda tem sido realizado pelas crescentes importações desses produtos de países como Argentina e Uruguai (MAPA, 2003).

Os estudos e pesquisas mais recentes enfatizam a importância da ovinocaprinocultura no nordeste brasileiro, diante do porte de seu rebanho em relação às demais regiões do País. A Região detém 92,8% e 57,8%, dos rebanhos caprinos e ovinos brasileiros, respectivamente (IBGE, 2006). Entretanto, pesquisas alertam para as precárias condições tecnológicas, baixos índices de produtividade e falta de informações confiáveis sobre o mercado da atividade na região.

Esses reduzidos índices zootécnicos da ovinocultura no nordeste brasileiro podem estar relacionados a vários fatores, com destaque para manejo nutricional inadequado em decorrência do regime pluviométrico, que é escasso e irregular na região. Esses fatores acarretam a ausência de coordenação dos diferentes elos da cadeia produtiva da ovinocultura culminando com a ineficiência do setor. Segundo Figueiredo et al. (2010), a quase totalidade da carne comercializada para consumo tem origem no abate clandestino, enquanto que, uma pequena parcela se destina ao consumo de subsistência. O volume de carne caprina e ovina comercializada formalmente na região Nordeste (com inspeção federal ou estadual), não atinge o percentual de 5%. A escassez de carcaças de animais jovens, com características e cortes adequados, para facilitar o preparo da carne também prejudica o crescimento do mercado.

Apesar disto existe uma forte demanda por produtos oriundos da ovinocultura pelo mercado consumidor de carne. Para atender essa demanda são necessárias melhorias nos índices zootécnicos. Autores como BUENO et al. (2000) relataram que

um dos fatores mais preponderantes para a expansão e consolidação do mercado de carne ovina é a qualidade das carcaças produzidas. De acordo com FRESCURA et al. (2005), para a produção de cordeiros de qualidade, é necessário um manejo alimentar adequado que permita rápida terminação do cordeiro e obtenção de carcaças com características adequadas ao consumo. Segundo SANTOS & PÉREZ (2000) é necessária a produção de animais capazes de direcionar grandes quantidades de energia e nutrientes para a produção de músculos, uma vez que esse tecido reflete a porção comestível do animal.

2.2 Efeitos da castração em ovinos

A castração aplicada em animais domésticos, em geral, tem como objetivos facilitar o manejo dos machos destinados à engorda, obter uniformidade de carcaça e melhorar a qualidade de carne produzida.

Alguns autores, como MAHGOUB et al. (1997), têm apontado a superioridade no ganho de peso dos ovinos inteiros em relação aos castrados, quando abatidos precocemente. Esses autores relataram que esse fato pode ter ocorrido devido aos efeitos dos hormônios masculinos iniciarem sua atuação na puberdade, por volta do quinto mês de idade. CARVALHO et al. (2005) citando Jacobs et al. (1972), afirmaram que a testosterona atua sobre a qualidade e composição da carcaça de cordeiros, determinando maior proporção de ossos e músculos, além de menor proporção de gorduras, nos machos inteiros quando comparados aos machos castrados. Portanto, animais inteiros podem apresentar carcaças de melhor qualidade em virtude de elevados ganhos de peso e da menor deposição de gordura.

Figueiró & Benavides (1990), citado por RIBEIRO et al. (2003) afirmaram que, com o avançar da idade, os ovinos podem apresentar redução da qualidade da carcaça como menor maciez e palatabilidade, sendo a castração indicada no caso abate de animais com idades avançadas.

Por outro lado, alguns criadores ressaltam que a prática do abate de animais com idades avançadas pode gerar prejuízos para o sistema de produção. Pois, a maior deposição de gordura na carcaça ocorre após a idade adulta, devido ao fato de que, nesta fase, os nutrientes ingeridos são direcionados com maior intensidade para a formação de gordura. Desta forma, o abate tardio, além de elevar os custos de produção, contribuiu para a desvalorização do produto, devido ao acúmulo de gordura.

2.3 Análises em dados de medidas repetidas

Experimentos com medidas repetidas são bastante comuns em trabalhos de pesquisa de diversas áreas, principalmente quando se tem o objetivo de verificar uma mesma característica no indivíduo ao longo do tempo. Existem algumas situações em que há a necessidade de avaliar informações zootécnicas, referentes a diferentes tratamentos, aplicados num mesmo indivíduo, de forma repetida, em momentos distintos.

O uso do recurso de medidas repetidas apresenta as vantagens de redução do erro experimental, além de gerar muitas unidades de observação por meio de uma única unidade experimental. O estudo básico de medidas repetidas consiste em delineamentos experimentais, completamente aleatorizados, em que os tratamentos são alocados às unidades experimentais e os dados coletados mais de uma vez em cada unidade experimental. Dessa forma, é possível estudar pelo menos dois fatores: tratamentos e tempo. O tratamento é o fator entre indivíduos e, tempo é o fator intra-indivíduos (COSTA, 2003).

Para o uso de medidas repetidas em análises de dados é importante considerar a existência de correlação entre as medidas obtidas numa mesma unidade experimental. As medidas repetidas são obtidas nos mesmos indivíduos, em tempos diferentes e, possivelmente, sob diferentes condições experimentais. Segundo MALHEIROS (2004), é comum que para uma mesma unidade experimental, as observações sejam correlacionadas e que essas correlações sejam menores para tempos mais distantes, sendo variável a estrutura da matriz.

De acordo com TORAL et al. (2009), a modelagem adequada da variância residual ao longo da trajetória de crescimento é fundamental para a obtenção de maior acurácia na estimativa dos parâmetros.

Existem várias técnicas disponíveis na literatura para análises desses experimentos, sendo que essas técnicas devem levar em consideração a estrutura da matriz de covariâncias inter e intra-tempos. Sendo assim, os dados podem ser analisados de duas formas: usando a técnica de análise univariada, em que há suposições sobre a estrutura de variância e (co)variância das observações, e da técnica multivariada, em que não há suposições tão rígidas sobre a estrutura de (co)variância. A análise

univariada considera o número total de observações, enquanto que a técnica multivariada considera apenas o número de unidades experimentais. Os tratamentos podem ser distribuídos de forma aleatória ou sequencialmente, sendo que, a correlação entre as observações nos casos de distribuição aleatória são semelhantes, enquanto que, na distribuição sequencial, essas correlações são diferentes, MALHEIROS (2004).

Segundo XAVIER (2000) há semelhanças entre os experimentos com medidas repetidas e aqueles em parcelas subdivididas, nos quais os fatores tratamento e tempo correspondem, respectivamente, à parcela e às sub-parcelas. A diferença entre eles é que, nos experimentos em parcelas subdivididas, os níveis da sub-parcela são aleatoriamente atribuídos às unidades de sub-parcela dentro das unidades de parcelas. Conseqüentemente, as respostas de diferentes sub-parcelas, na mesma parcela, são igualmente correlacionadas. Em experimentos com medidas repetidas, as respostas de tempos mais próximos são, em geral, mais fortemente correlacionadas do que as respostas de tempos mais distantes.

Para a realização das análises em medidas repetidas o procedimento MIXED, do pacote estatístico computacional SAS®, tem sido usado com frequência. Esse procedimento possibilita selecionar entre as diferentes estruturas de covariância residuais aquela mais adequada para representar a variação de medidas repetidas dentro de indivíduos. Para isto utiliza-se um modelo misto considerando a variação entre as unidades experimentais, as quais são decorrentes das diferenças entre os níveis dos tratamentos, além da variação dentro das unidades experimentais, decorrentes dos diferentes tempos.

2.4 Estruturas de matriz de co(variância)

O procedimento MIXED do SAS® disponibiliza ao usuário em torno de 40 tipos de estruturas de (co)variâncias residuais possibilitando selecionar aquela mais adequada para representar a variação de medidas repetidas em uma mesma unidade experimental. Dentre os diferentes tipos de estruturas de (co)variâncias estudadas podem ser citadas: AR(1) - auto-regressiva de primeira ordem; VC - componentes de variância; CS - simetria composta; UN - não-estruturada; ANTE(1) - ante-dependente de primeira ordem; ARH(1) - auto-regressiva heterogênea de primeira ordem; ARMA(1,1) - auto-regressiva de primeira ordem com média móvel; CSH - simetria composta heterogênea; FA(1) - fator analítico de primeira ordem; HF - Huynh-Feldt; TOEP - Toeplitz; TOEPH

- Toeplitz heterogênea segundo TORAL et al. (2006) e FREITAS et. al. (2005). Essas estruturas serão descritas a seguir.

Na estrutura CS, todas as covariâncias são iguais e, na VC, as (co)variâncias são nulas. As demais estruturas consideram diferentes covariâncias para cada par de medidas.

AR (1): Auto-regressiva de primeira ordem

Dados de séries temporais igualmente espaçados e correlações diminuindo exponencialmente, ou seja, a covariância entre duas observações decresce a medida em que aumenta o intervalo de tempo entre elas, onde o parâmetro auto-regressivo é ρ , que para um processo estacionário assume $|\rho| < 1$.

$$\Sigma = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \rho^3 \\ \rho & 1 & \rho & \rho^2 \\ \rho^2 & \rho & 1 & \rho \\ \rho^3 & \rho^2 & \rho & 1 \end{bmatrix}$$

VC: Componentes de variância

Variâncias iguais e observações independentes.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

CS: Simetria composta

Igualdade de variâncias e covariâncias, ou seja, covariâncias constantes entre quaisquer observações de uma mesma unidade devido a erros independentes.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) \end{bmatrix}$$

UN: Não-estruturada

Todas as variâncias e as covariâncias podem ser desiguais. Especifica uma matriz completamente geral, parametrizada diretamente em termos de variâncias e covariâncias. As variâncias são restritas a valores não negativos e as covariâncias não têm restrições.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_{33} & \sigma_{34} \\ \sigma_{14} & \sigma_{24} & \sigma_{34} & \sigma_{44} \end{bmatrix}$$

ANTE (1): Ante-dependente de primeira ordem

Estrutura de ante-dependência de 1ª ordem, parâmetros de variâncias diferentes para cada elemento da diagonal, sendo os elementos fora da diagonal funções de variâncias e do k-ésimo parâmetro de auto-correlação, satisfazendo, $|\rho| < 1$.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1 \sigma_2 \rho_1 & \sigma_1 \sigma_3 \rho_1 \rho_2 & \sigma_1 \sigma_4 \rho_1 \rho_2 \rho_3 \\ \sigma_2 \sigma_1 \rho_1 & \sigma_2^2 & \sigma_2 \sigma_3 \rho_2 & \sigma_2 \sigma_4 \rho_2 \rho_3 \\ \sigma_3 \sigma_1 \rho_2 \rho_1 & \sigma_3 \sigma_2 \rho_2 & \sigma_3^2 & \sigma_3 \sigma_4 \rho_3 \\ \sigma_4 \sigma_1 \rho_3 \rho_2 \rho_1 & \sigma_4 \sigma_2 \rho_3 \rho_2 & \sigma_4 \sigma_3 \rho_3 & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

ARH (1): Auto-regressiva heterogênea de primeira ordem

Dados de séries temporais com variâncias e covariâncias desiguais, onde ρ é o parâmetro auto-regressivo satisfazendo $|\rho| < 1$.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_1\sigma_3\rho^2 & \sigma_1\sigma_4\rho^3 \\ \sigma_2\sigma_1\rho & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3\rho & \sigma_2\sigma_4\rho^2 \\ \sigma_3\sigma_1\rho^2 & \sigma_3\sigma_2\rho & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4\rho \\ \sigma_4\sigma_1\rho^3 & \sigma_4\sigma_2\rho^2 & \sigma_4\sigma_3\rho & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

ARMA (1,1): Auto-regressiva de primeira ordem com média móvel

Dados de séries temporais com parâmetro auto-regressivo ρ , componente de médias móveis, sendo σ^2 a variância residual.

$$\Sigma = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \gamma & \gamma\rho & \gamma\rho^2 \\ \gamma & 1 & \gamma & \gamma\rho \\ \gamma\rho & \gamma & 1 & \gamma \\ \gamma\rho^2 & \gamma\rho & \gamma & 1 \end{bmatrix}$$

CSH: Simetria composta heterogênea

Parâmetros de variâncias diferentes para cada elemento da diagonal principal e raiz quadrada desses parâmetros nos elementos fora da diagonal principal, sendo σ_i^2 o i -ésimo parâmetro da variância e ρ o parâmetro de correlação satisfazendo $|\rho| < 1$.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_1\sigma_3\rho & \sigma_1\sigma_4\rho \\ \sigma_2\sigma_1\rho & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3\rho & \sigma_2\sigma_4\rho \\ \sigma_3\sigma_1\rho & \sigma_3\sigma_2\rho & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4\rho \\ \sigma_4\sigma_1\rho & \sigma_4\sigma_2\rho & \sigma_4\sigma_3\rho & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

FA (1): Fator analítico de primeira ordem

É similar à estrutura fator analítico, exceto que todos os elementos em “d” devem ser iguais.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \lambda_1^2 + d & \lambda_1 \lambda_2 & \lambda_1 \lambda_3 & \lambda_1 \lambda_4 \\ \lambda_2 \lambda_1 & \lambda_2^2 + d & \lambda_2 \lambda_3 & \lambda_2 \lambda_4 \\ \lambda_3 \lambda_1 & \lambda_3 \lambda_2 & \lambda_3^2 + d & \lambda_3 \lambda_4 \\ \lambda_4 \lambda_1 & \lambda_4 \lambda_2 & \lambda_4 \lambda_3 & \lambda_4^2 + d \end{bmatrix}$$

HF: Huynh-Feldt

Essa estrutura é similar a simetria composta heterogênea, que tem o mesmo número de parâmetros e heterogeneidade ao longo da diagonal principal. Entretanto, a construção dos elementos fora da diagonal é feita tomando-se a média aritmética entre as variâncias e subtraindo λ , onde λ é a diferença entre a média das variâncias e a média das covariâncias.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_1^2)}{2} - \lambda & \sigma_2^2 & \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_1^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \sigma_3^2 & \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_1^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

TOEP: Toeplitz

Dados de séries temporais igualmente espaçados e correlação arbitrária para cada defasagem.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \sigma_1 & \sigma_2 & \sigma_3 \\ \sigma_1 & \sigma^2 & \sigma_1 & \sigma_2 \\ \sigma_2 & \sigma_1 & \sigma^2 & \sigma_1 \\ \sigma_3 & \sigma_2 & \sigma_1 & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

TOEPH: Toeplitz heterogênea

Dados de séries temporais igualmente espaçados, com parâmetros de variâncias diferentes para cada elemento da diagonal, sendo os elementos fora da diagonal principal funções de variâncias e do k-ésimo parâmetro de auto-correlação ($|\rho_k| < 1$) para cada defasagem q-1, e zeros para as últimas defasagens.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho_1 & \sigma_1\sigma_3\rho_2 & 0 \\ \sigma_2\sigma_1\rho_1 & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3\rho_1 & \sigma_2\sigma_4\rho_2 \\ \sigma_3\sigma_1\rho_2 & \sigma_3\sigma_2\rho_1 & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4\rho_1 \\ 0 & \sigma_4\sigma_2\rho_2 & \sigma_4\sigma_3\rho_1 & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

2.5 Critérios para a escolha de estrutura de variância residual

Os critérios para escolher a estrutura de variância residual mais adequada para realização das análises são: os valores das funções de verossimilhança restrita -2RLL (“-2 Res Log Likelihood”); AIC (“Akaike’s Information Criterion”); AICC (“Consistent Akaike’s Information Criterion”) e BIC (“Bayesian Information Criterion”).

Além disso, deve ser verificada a violação do critério de esfericidade da matriz pelo teste esfericidade de “Mauchly” utilizando-se o PROC GLM do SAS® (SAS, 2008). Segundo XAVIER (2000), o teste de esfericidade de “Mauchly” apresenta a estatística que testa a condição de esfericidade. Essa verifica se uma população normal multivariada apresenta variâncias iguais e as correlações nulas. Caso uma população apresente essa simetria, será chamada de “esférica”.

Valores de $-2RLL$, AIC, AICC e BIC mais próximos de zero indicam melhor ajustes. O teste de máxima verossimilhança, além de comparar os modelos aninhados, tende a favorecer os modelos que possuem o maior número de parâmetros. Os critérios AIC, AICC e BIC permitem a comparação de modelos não aninhados e penalizam os modelos com maior número de parâmetros (WOLFINGER, 1999).

3 Material e métodos

O experimento foi conduzido no período de janeiro a maio de 2006, na Fazenda Veludinha, município de Major Isidoro, inserido na mesorregião do Sertão Alagoano e microrregião Batalha. O município tem altitude aproximada de 182 m, coordenadas geográficas de 9°31'55,2" de latitude sul e 36°59'06,0" de longitude oeste. O clima se caracteriza por duas estações, uma chuvosa (maio a agosto), e outra seca (setembro a abril). Foram utilizados 40 ovinos mestiços, com predominância de genótipo Santa Inês.

Os animais eram mantidos em regime semi-extensivo com piquetes de pastagens nativas e predominância da gramínea Milhã (*Urocloamosambicensis*L.), com fornecimento de sal mineral e água *ad libitum*. No verão os animais recebiam suplementação de silagem de milho e palma forrageira. Após o desmame (90 dias) os animais foram pesados, identificados com brincos, submetidos ao controle de endoparasitos e vacinação polivalente contra Clostridioses e distribuídos em dois grupos de 20, sendo um grupo de animais inteiros e outro de animais castrados. O procedimento de castração foi realizado utilizando-se o Burdizzo após a distribuição dos animais nos grupos.

Foram coletadas informações de peso dos ovinos, pertencentes aos dois grupos, de forma repetida, em três momentos diferentes, aos 150 (P150), aos 180 (P180) e aos 210 (P210) dias de idade. O arquivo de trabalho foi elaborado com essas três medidas repetidas de peso dos animais, totalizando-se em 120 informações de pesagens. Em virtude da possibilidade de existência de diferentes correlações entre as medidas obtidas, numa mesma unidade experimental, ao longo de um determinado período foi necessária a aplicação de técnicas adequadas para a análise dos dados.

Após verificar que o conjunto de dados em estudo não satisfazia a condição H-F, na qual as variâncias das diferenças entre pares de erros são todas iguais, os dados foram analisadas por meio da análise multivariada, em que não há suposições tão rígidas sobre a estrutura de covariância.

As estruturas de (co)variâncias estudadas foram: AR(1) - auto-regressiva de primeira ordem; VC - componentes de variância; CS - simetria composta; UN - não-estruturada; ANTE(1) - ante-dependente de primeira ordem; ARH(1) - auto-regressiva heterogênea de primeira ordem; ARMA(1,1) - auto-regressiva de primeira ordem com

média móvel; CSH - simetria composta heterogênea: FA(1) - fator analítico de primeira ordem; HF - Huynh-Feldt; TOEP - Toeplitz; TOEPH - Toeplitz heterogênea.

Utilizando os critérios de ajuste pré-estabelecidos: -2RLL (“-2 Res Log Likelihood”), AIC (Akaike’s Information Criterion), AICC (“Consistent Akaike’s Information Criterion”) e BIC (“Bayesian Information Criterion”) foram escolhidas as matrizes de variância e (co)variância dentre as estruturas estudadas, que melhor representaram a variação das observações ao longo da idade. As análises para os critérios AIC, AICC e BIC foram feitas utilizando-se o PROC MIXED do SAS® (SAS, 2008).

Após a escolha do melhor critério foram selecionadas as duas estruturas de (co)variâncias residuais mais adequada e as médias dos animais castrados e inteiros foram testadas pelo método de Tukey ($P < 0,001$).

O modelo matemático empregado foi:

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + t_j + (\alpha t)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Em que Y_{ijk} é a resposta no tempo j no grupo de tratamento i ; μ , o efeito médio geral; α_i , o efeito fixo do tratamento (i =Castrado e inteiro); t_j , o efeito fixo do tempo (j =150, 180 e 210 dias de idade); $(\alpha t)_{ij}$, o efeito da interação entre tratamento i com o tempo j ; ε_{ijk} , o erro aleatório.

4 Resultados e discussão

As estatísticas descritivas do peso de ovinos mestiços, castrados e inteiros, com aferições aos 150, 180 e 210 dias estão apresentada na Tabela 1.

Tabela 1. Estatísticas descritivas do peso (kg) de ovinos castrados e inteiros aos 150, 180 e 210 dias de idade

<i>Peso (dias)</i>	<i>N</i>	<i>MÉDIAS</i>	<i>DESVIO</i>	<i>MIN</i>	<i>MAX</i>	<i>CV(%)</i>
<i>Castrados</i>						
<i>Peso aos 150</i>	20	19,3500	3,7525	13,00	27,50	19,3929
<i>Peso aos 180</i>	20	20,7615	4,2188	13,43	29,20	20,3203
<i>Peso aos 210</i>	20	26,8410	4,2105	18,11	35,00	15,6868
<i>Inteiros</i>						
<i>Peso aos 150</i>	20	20,9250	3,3999	15,00	27,50	16,2484
<i>Peso aos 180</i>	20	22,3300	3,7491	15,00	28,60	16,7896
<i>Peso aos 210</i>	20	29,9300	3,9827	21,20	38,20	13,3068

N = Número de informações; *MIN* = Valores mínimos; *MAX* = Valores máximos; *CV* = Coeficiente de variação.

O conjunto de informações em estudo não satisfaz a condição H-F. Essa condição é equivalente a especificar que as variâncias das diferenças entre pares de erros sejam todas iguais. Caso a população apresente essa simetria, podemos chamá-la de esférica. Os resultados demonstraram que o critério de “Mauchly” para o teste de esfericidade foi de **0.2711741** (GL= 2, $\chi^2 = 75.689665$, $P < 0,0001$), sendo significativo e indicando a não esfericidade da matriz. Portanto, não foi possível realizar as análises pelo PROC GLM do SAS com delineamento em parcelas subdivididas, devido o teste de “Mauchly” apresentar a condição de matriz não esférica. As análises foram feitas pelo PROC MIXED sendo necessário testar outras configurações da matriz de (co)variâncias residuais.

Observa-se, em geral, a ocorrência do incremento das (co)variâncias dos pesos dos ovinos, de acordo com o aumento da idade, tanto para castrados, como para inteiros, com exceção dos animais castrados, aos 180 e 210 dias, os quais apresentaram variâncias muito próximas, Tabela 2. O coeficiente de correlação reduziu com o aumento do intervalo das pesagens. Esse resultado também foi verificado por TORAL

et al. (2006), em pesquisa com pesagens de bovinos da raça Canchim em idades diferentes. Esses autores concluíram que à medida que o animal fica mais velho, ocorre aumento da variância e, à medida que aumenta o intervalo das pesagens, diminui a correlação entre essas pesagens.

Tabela 2. Variâncias (diagonal, kg²), covariância (acima da diagonal, kg) e correlações (abaixo da diagonal) para os pesos em ovinos mestiços Santa Inês aos 150, 180 e 210 dias de idade

Animais inteiros			
<i>Característica</i>			
<i>Característica</i>	P150	P180	P210
P150	11,56	11,24	10,61
P180	0,88	14,06	14,36
P210	0,78	0,96	15,86
Animais Castrados			
<i>Característica</i>			
<i>Característica</i>	P150	P180	P210
P150	14,08	10,03	8,39
P180	0,63	17,79	16,80
P210	0,53	0,94	17,73

Os critérios de ajuste -2RLL (“-2 Res Log Likelihood”), AIC (Akaike’s Information Criterion), AICC (“Consistent Akaike’s Information Criterion”) e BIC (“Bayesian Information Criterion”) foram utilizados para a escolha da melhor estrutura de (co)variância entre as medidas repetidas de peso de ovinos, aos 150, 180 e 210 dias de idade, Tabela 3. Os critérios -2RLL, AIC e AICC apontaram a estrutura de (co)variância UN como aquela que proporcionou o melhor ajuste para a análise, seguida de ANTE(1) e FA(1). Sendo que, essas duas últimas apresentaram valores iguais em todos os critérios avaliados. O critério BIC indicou a estrutura VC como sendo a pior e as estruturas de (co)variância UN, ANTE(1) e FA(1) como as mais adequadas. A estrutura VC apresentou os valores mais elevados e, portanto, não é indicada para representar a variabilidade entre as medidas de peso dos animais em estudo. Esses resultados corroboram com aqueles obtidos por TORAL et al. (2006) em bovinos da raça Canchim.

Tabela 3. Valores de critérios para escolha das estruturas de covariância

<i>ESTRUTURAS DE (CO)VARIÂNCIAS</i>	<i>CRITÉRIOS</i>			
	<i>-2RES LOG LIKELIHOOD</i>	<i>AIC</i>	<i>AICC</i>	<i>BIC</i>
Auto-regressiva de primeira ordem (AR(1))	552,7	556,7	556,8	560,1
Componentes de variância (VC)	<u>651,6</u>	<u>653,6</u>	<u>653,6</u>	<u>655,3</u>
Simetria composta (CS)	570,9	574,9	575,0	578,2
Não-estruturada (UN)	525,9*	537,9	538,7	548,0
Ante-dependente de primeira ordem (ANTE(1))	529,6	539,6	540,1	548,0
Auto-regressiva heterogênea de primeira ordem (ARH(1))	552,4	560,4	560,7	567,1
Auto-regressiva de primeira ordem com média móvel (ARMA(1,1))	548,6	554,6	554,9	559,7
Simetria composta heterogênea (CSH)	570,3	578,3	578,7	585,0
Fator analítico de primeira ordem (FA(1))	529,6	539,6	540,1	548,0
Huynh-Feldt(HF)	566,6	574,6	575,0	581,4
Toeplitz (TOEP)	548,6	554,6	554,9	559,7
Toeplitz heterogênea (TOEPH)	547,4	557,4	557,9	565,8

(*) Valores em negrito indicando as melhores estruturas

(_) Valores sublinhados indicando a pior estrutura

Na tabela 4 constam as estimativas dos componentes de variância associados à estrutura UN. Com o ajuste estatístico, são fornecidos quatro critérios pelo PROC MIXED para comparar modelos: -2RLL, AIC, AICC, BIC. O critério -2RLL = 525.9, serve para construir testes de razão de verossimilhança restrita e comparar duas estruturas de variância. O resultado é uma distribuição de qui-quadrado com graus de liberdade igual à diferença do número de parâmetros. A saída “Teste de Razão de Verossimilhança” para o Modelo Nulo mostra a estatística de qui-quadrado com cinco graus de liberdade e a probabilidade de esse valor ser maior que o tabelado ($Pr > \text{ChiSq}$). Esse resultado equivale ao teste de razão de verossimilhança restrita comparando-se o modelo associado à matriz UN, em uso, *versus* o modelo nulo ajustado pelo procedimento GLM do SAS® ($I = I\sigma^2$). O resultado ($Pr > \chi^2$ 125.69 \leq 0,0001) comprova que o modelo que estima a matriz UN é significativamente ($P \leq 0,0001$) melhor que o modelo simples nulo. Finalmente, tem-se o Teste de Efeitos Fixos do Tipo 3. Não houve significância ($P > 0,0001$) do efeito global de tratamento (Castrado e inteiro), considerando-se a média dos três tempos e do efeito dos tempos dentro do animal,

independentemente do tratamento. A significância do efeito de tempo é uma constatação de que os pesos avaliados no mesmo animal têm resposta crescente de acordo com a idade. O último resultado reflete a interação de medidas repetidas com o tratamento. O procedimento MIXED atua em duas etapas: na primeira, estima as estruturas de variâncias e covariâncias. Uma vez obtidas, essas estruturas são colocadas no lugar dos parâmetros verdadeiros. A segunda e última etapa consiste no cálculo das probabilidades utilizando-se as distribuições do teste F, conforme apresentadas no Teste de Efeitos Fixos do Tipo 3.

Tabela 4. Estimativa de parâmetros de covariância da estrutura UN, ajustes de estatísticas e testes da razão de verossimilhança do modelo nulo e dos efeitos fixos tipo 3

CovParm	Estimativa de parâmetros de covariância			
	Subject	Estimate		
UN(1.1)	TRAT*REP	12.8207		
UN(2.1)	TRAT*REP	10.6358		
UN(2.2)	TRAT*REP	15.9271		
UN(3.1)	TRAT*REP	9.4999		
UN(3.2)	TRAT*REP	15.5827		
UN(3.3)	TRAT*REP	16.7953		
Ajustes estatísticos	-2 RLL	525.9		
	AIC	537.9		
	AICC	538.7		
	BIC	548.0		
Teste da razão de verossimilhança do modelo nulo				
DF	Chi-Square	Pr>ChiSq		
5	125.69	<.0001		
TESTE DE EFEITOS FIXOS TIPO 3				
EFEITO	NUN DF	DEN DF	F VALUE	Pr> F
TRATAMENTO	1	38	3,32	0,0763
TEMPO	2	38	613,00	<,0001
TRATAMENTO*TEMPO	2	38	7,85	0,0014

Na tabela 5 são apresentadas as matrizes de (co)variâncias e as correlações entre as medidas de cada animal fornecidas pelas estruturas UN e FA(1). Essas duas estruturas fornecem matrizes onde é possível observar aumento da variância ao longo do tempo de vida dos animais, fenômeno também observado por MASCIOLI et al. (1996)

e FREITAS et al. (2005). O coeficiente de correlação foi diferente e reduziu com o aumento do intervalo de pesagens. A escolha das estruturas FA(1) e UN para modelar as (co)variâncias entre as medidas repetidas de peso do mesmo animal é coerente.

A escolha da estrutura de (co)variância para a melhor representação da variação dos dados foi de fundamental importância para realização das análises por que permite maior esclarecimento quanto aos efeitos fixos e aleatórios incluídos.

Tabela 5. Variâncias (diagonal, kg²), covariâncias (acima da diagonal), e correlações (abaixo da diagonal), para os pesos aos 150 dias (P150), 180 dias (P180), e 210 dias (P210) de idade, das estruturas Não-estruturada (UN) e Fator Analítico de Primeira Ordem (FA(1)).

	<i>P150</i>	<i>P180</i>	<i>P210</i>
	<i>UN</i>		
<i>P150</i>	12,82	10,63	9,49
<i>P180</i>	0,74	15,92	15,58
<i>P210</i>	0,64	0,95	16,79
	<i>FA(1)</i>		
<i>P150</i>	12,82	10,63	10,40
<i>P180</i>	0,74	15,92	15,58
<i>P210</i>	0,70	0,95	16,79

O peso entre os animais castrados e inteiros não apresentaram diferença significativa ($P > 0,001$), Tabela 6 e Figura 1 dentro de cada período indicando que a prática da castração aos 90 dias de idade não apresentou nenhum efeito sobre o de peso dos animais, sendo portanto não recomendada para o abate de animais jovens, até 210 dias de idade. Pois, além dos gastos com a mão-de-obra empregada, essa prática provoca estresse aos animais, podendo acarretar a perda de peso dos cordeiros.

Tabela 6. Valores médios dos pesos de ovinos mestiços castrados e inteiros, aos 150, 180 e 210 dias de idade

<i>Tratamento</i>	Tempo			<i>Média</i>
	<i>P150</i>	<i>P180</i>	<i>P210</i>	
<i>Castrado</i>	19,35a	20,76a	26,84a	22,32
<i>Inteiros</i>	20,93a	22,33a	29,93a	24,39
<i>Média</i>	20,14	21,55	28,38	

Médias seguidas de mesma letra minúscula na coluna não diferem pelo teste de tukey ($P>0,001$)

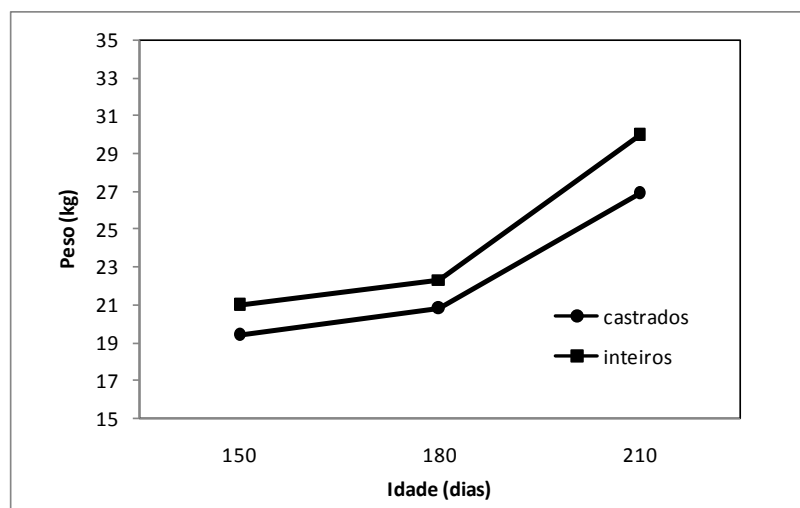


Figura 1 – Peso(kg) de ovinos mestiços castrados e inteiros às idades de 150, 180 e 210 dias

5 Conclusões

Com realização desse trabalho foi possível concluir que as funções de (co)variância com as diferentes estruturas de variância residual podem ser aplicadas para estimação dos componentes de (co)variância para o peso do animal ao longo da vida, porém as estimativas dos parâmetros dependem da estrutura utilizada.

As estruturas de (co)variâncias mais adequada para modelar os dados de pesos de ovinos mestiços castrados e inteiros, dos 150 dias até os 210 dias de idade, foram a Não estruturada (UN) e Fator Analítico de Primeira Ordem (FA(1)).

A castração de ovinos mestiços Santa Inês aos 90 dias não proporcionou benefícios para o desempenho de peso dos ovinos mestiços no período de idade de 150 aos 210 dias.

6 Referências

- BUENO, M. S.; CUNHA, E. A. DA; SANTOS, L. E. DOS; RODA, D. S.; LEINZ, F. F.; Características de Carcaça de Cordeiros Suffolk Abatidos em Diferentes Idades. **R. Bras. Zootec.**, v. 29, n.6, p.1803-1810, 2000.
- CARVALHO, S.; PIVATO, J.; VERGUEIRO, A.; KIELING, R.; TEIXEIRA, R. C. Desempenho e características quantitativas da carcaça de cordeiros da raça Suffolk, castrados e não castrados, terminados em confinamento. **R. Bras. Agrociência**, v.11, n. 1, p.79-84, 2005.
- COSTA, S.C. **Modelos lineares generalizados para dados longitudinais**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2003. 110p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2003.
- FAOSTAT - **Food and Agriculture Organization Of The United Nations**. Disponível em: URL <<http://faostat.fao.org/default>>. Acesso em: 25 de Novembro de 2010.
- FIGUEIREDO JR., C. A.; VALENTE JR., A. S.; FILHO, A. N.; YAMAMOTO, A. **O mercado da carne de ovinos e caprinos no nordeste: avanços e entraves**. Apresentação oral-comercialização, mercados e preços BNB, Fortaleza – Ce – Brasil. Disponível em: URL<<http://www.sober.org.br/palestra/13/468.pdf>>. Acesso em: 19 de Nov. de 2010.
- FREITAS, A. R. DE; PRESOTTI, C. V.; TORAL, F. L. B. Alternativas de Análises em Dados de Medidas Repetidas de Bovinos de Corte. **R. Bras. Zootec.**, v.34, n.6, p.2233-2244, 2005.
- FRESCURA, R.B.M.; PIRES, C.C.; ROCHA, M.G.; SILVA, J.H.S.; MULLER, L. Sistemas de alimentação na produção de cordeiros para abate aos 28 kg. **R. Bras. Zootec.**, v. 34, n. 4, p.1267-1277, 2005.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Pesquisa Pecuária Municipal. Disponível em: www.ibge.gov.br Acessado em 19/05/2006.
- MAHGOUB, O.; BYERLEY, D. J.; CHESWORTH, J. M.; MYHARA, R. M. Effect of testicular status and feeding diets containing palm by-products on growth and composition of the rack cut in Omani sheep. **Small Ruminant Research**, v.28, p.281-288, 1997.
- MALHEIROS, E. B. Accuracy of univariate F tests used in repeated measures in time when the sphericity condition is not available. **Rer. Mat. Estat.**, São Paulo, v.22, n.2, p.23-29, 2004.
- MAPA – MINISTÉRIO DA AGRICULTURA PECUÁRIA E ABASTECIMENTO Circular Técnica – **Produzindo Cordeiros de Qualidade para o Abate**, Sobral, Ceará, 2003. ISSN 0100-9915.

- MASCIOLI, A. S.; ALENCAR, M. M.; BARBOSA, P. F. et. al. Influência de fatores de meio sobre pesos de animais da raça Canchim. **R. Bras. Zootec.**,v.25, n.5, p.853-865, 1996.
- RIBEIRO, E. L. DE A.; SILVA, L. DAS D. F. DA; ROCHA, M. A. DA; MIZUBUTI, I. Y.; Desempenho de Cordeiros Inteiros ou Submetidos a Diferentes Métodos de Castração Abatidos aos 30 kg de Peso Vivo. **R. Bras. Zootec.**, v.32, n.3, p.745-752, 2003.
- SANTOS, C. L.; PÉREZ, J. R. O. Cortes comerciais de cordeiros Santa Inês. **In:** Encontro mineiro de ovinocultura, 1, 2000, Lavras. Anais...Lavras: UFLA, 2000. p.149-168.
- SAS Institute Inc. 2008.SAS/STAT® 9.2. User's Guide. Cary, NC: SAS Institute Inc. Copyright © 2008, SAS Institute Inc., Cary, NC, USA.
- TORAL, F. L. B.; ALENCAR, M. M. DE; FREITAS, A. R. DE. Arranjos para efeitos fixos e estruturas de (co) variâncias residuais para análises de medidas repetidas do peso de bovinos da raça Canchim. **R. Bras. Zootec.**, v.35, n.5, p.1951-1958, 2006.
- TORAL, F. L. B.; ALENCAR, M. M. DE; FREITAS, A. R. DE. Estruturas de variância residual para estimação de funções de covariância para o peso de bovinos da raça Canchim.**R. Bras. Zootec.**, v.38, n.11, p.2152-2160, 2009.
- WOLFINGER, R., CHANG, M. "Comparing the SAS GLM and MIXED procedures for repeated measures". 1999. Disponível em: URL <<http://www.sas.com/usergroups>> Acesso em: 26 de Novembro de 2010.
- XAVIER, L.H. **Modelos univariado e multivariado para análise de medidas repetidas e verificação da acurácia do modelo univariado por meio de simulação.** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2000. 91p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2000.