

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA**

**PRODUÇÃO DE OVOS DE POEDEIRAS DAS RAÇAS  
PLYMOUTH ROCK BARRADA, PLYMOUTH ROCK  
BRANCA E RHODE ISLAND RED**

**TESE DE DOUTORADO**

**Priscila Becker Ferreira**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2013**

**Produção de ovos de poedeiras das raças Plymouth Rock Barrada,  
Plymouth Rock Branca e Rhode Island Red**

**Priscila Becker Ferreira**

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, Área de Concentração Melhoramento Animal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Doutor em Zootecnia.**

**Orientador: Prof. Dr. Paulo Roberto Nogara Rorato**  
**Co-orientadora: Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Fernanda Cristina Breda Mello**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2013**

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Becker Ferreira, Priscila

Produção de ovos de poedeiras das raças Plymouth Rock Barrada, Plymouth Rock Branca e Rhode Island Red / Priscila Becker Ferreira.-2013.

118 p.; 30cm

Orientador: Paulo Roberto Nogara Rorato

Coorientadora: Fernanda Cristina Breda Mello

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, RS, 2013

1. Modelos não lineares 2. Análise multivariada 3. Componentes principais 4. Modelos mistos 5. Herdabilidade I. Nogara Rorato, Paulo Roberto II. Breda Mello, Fernanda Cristina III. Título.

**Universidade Federal de Santa Maria  
Centro de Ciências Rurais  
Programa de Pós-Graduação em Zootecnia**

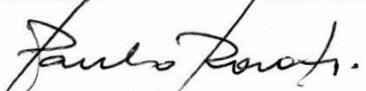
A Comissão Examinadora, abaixo assinada,  
aprova a Tese de Doutorado

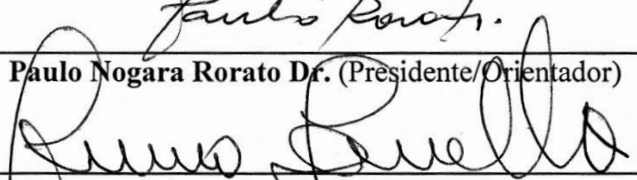
**PRODUÇÃO DE OVOS DE POEDEIRAS DAS RAÇAS PLYMOUTH  
ROCK BARRADA, PLYMOUTH ROCK BRANCA E RHODES ISLAND  
RED**

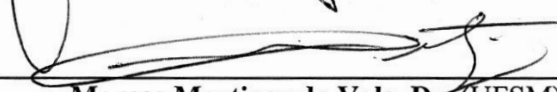
elaborada por  
**Priscila Becker Ferreira**

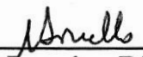
como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Doutor em Produção Animal**

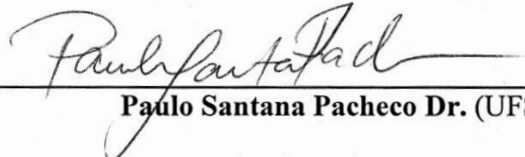
**COMISSÃO EXAMINADORA:**

  
\_\_\_\_\_  
**Paulo Nogara Rorato Dr. (Presidente/Orientador)**

  
\_\_\_\_\_  
**Irineo Zanella, Dr. (UFSM)**

  
\_\_\_\_\_  
**Marcos Martinez do Vale, Dr. (UFSM)**

  
\_\_\_\_\_  
**Nelson José Laurino Dionello, Dr. (UFPEL)**

  
\_\_\_\_\_  
**Paulo Santana Pacheco Dr. (UFSM)**

Santa Maria, 20 de fevereiro de 2013,

*À Deus,  
pela vida,*

*OFEREÇO*

*Aos meus pais  
Luiz Carlos e Maria da Glória  
e à toda minha família e amigos,  
pelo amor, compreensão,  
paciência e incentivo*

*DEDICO*

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus, pelo dom que me deste, o dom da vida, e pela oportunidade de estar concluindo mais esta etapa.

Aos meus pais, Luíz Carlos e Maria da Glória, pela vida, pelo amor incondicional, educação, companheirismo, compreensão, confiança, por tudo que conquisei, pois foi graças a vocês. Vocês são meus exemplos e meu maior orgulho. Às minhas irmãs Débora e Andréia, ao meu sobrinho Pedro Henrique e meus cunhados Volnei e Marcelo por sempre estarem ao meu lado, pela amizade, apoio, conselhos, por dividir comigo os meus sonhos. Amo vocês mais que tudo!

Ao André meu namorado pelo companheirismo, pela amizade, ajuda nos trabalhos, motivação, compreensão nos momentos mais difíceis, por festejar comigo nos momentos de conquistas. Obrigada, por tudo que passamos juntos, por ser tão especial para mim.

Ao Prof. Paulo Rorato, pela orientação, pela confiança em mim depositada e pelas oportunidades oferecidas.

À Prof<sup>a</sup>. Fernanda Breda, pela dedicada co-orientação, ajuda, incentivo, ensinamentos transmitidos, e especialmente pela amizade.

Aos professores e pesquisadores de que alguma forma participaram da minha trajetória durante o doutorado Irineo Zanella, Paulo Santana Pacheco, Nelson Dionello, Élsio Figueiredo, pelas valiosas sugestões, pelo exemplo de profissional e amizade.

À CAPES, pelo auxílio financeiro com a concessão da bolsa de estudo.

À Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), em especial aos professores do Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, por todo ensinamento transmitido.

À secretária do curso de pós-graduação Olirta Giuliane por toda ajuda durante o doutorado.

Ao Laboratório de Avicultura (LAVIC), pela possibilidade de realização deste trabalho, em especial aos professores Alexandre Pires Rosa e Marcos Martinez do Vale, aos funcionários Lourdes Brittes, Carolina Fantinel e Sandro Debus pela ajuda e principalmente pela amizade e aos estagiários do LAVIC Bernardo Bevilaqua, Daniela Klein e Tamiris Beck pela ajuda nos trabalhos desenvolvidos.

Aos colegas do Laboratório de Melhoramento Animal Mariana Dorneles, Alan Prestes Tiago Bresolin, Dionéia Everling, Giovani Feltes, Vanessa Michelotti, Denise Steinhorst pela amizade e colaboração nos trabalhos.

Aos meus amigos Lenise Boemo, Juliana Machado e Renato Oliveira por serem tão especiais, sei que sempre posso contar com a amizade de vocês.

*Muito obrigada!*

“Cada sonho que você deixa para trás,  
é um pedaço do seu futuro que deixa de existir”  
(Steve Jobs)

## **RESUMO**

Tese de Doutorado  
Programa de Pós-Graduação em Zootecnia  
Universidade Federal de Santa Maria

### **PRODUÇÃO DE OVOS DE POEDEIRAS DAS RAÇAS PLYMOUTH ROCK BARRADA, PLYMOUTH ROCK BRANCA E RHODE ISLAND RED**

AUTORA: Priscila Becker Ferreira

ORIENTADOR: Paulo Roberto Nogara Rorato

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 20 de fevereiro de 2013.

Este trabalho foi realizado com o banco de dados das poedeiras de ovos de casca marrom das raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR), dos anos de 1998 e 2010, criadas no Laboratório de Avicultura (LAVIC) do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). No capítulo 1 objetivou-se identificar o modelo matemático (linear ou não linear) que melhor descreve a curva de produção de ovos das aves das raças PRB, PRW e RIR; verificar se uma única equação pode ser utilizada para descrever a produção de ovos das diferentes raças através do teste de identidade de modelos e igualdade de parâmetros; estudar as interpretações biológicas dos parâmetros estimados pelos modelos através das correlações existentes entre os parâmetros e a produção de ovos nas diferentes semanas de idade. O estudo indicou que o modelo de regressão polinomial quártica e os modelos não lineares Quadrático Logaritmo e Logístico II podem ser utilizados para estimar a curva de produção de ovos das aves PRB, PRW e RIR. As curvas de produções de ovos estimadas por raça são diferentes, sendo a produção de ovos da raça PRW superior. Uma única curva de produção de ovos pode ser estimada para os anos de 1998 e 2010 das aves PRW. A persistência de postura é semelhante entre as aves das raças PRB e PRW. O potencial máximo de postura semanal das aves da raça PRB é intermediário, e pode ser o mesmo das aves da raça PRW ou da raça RIR. Os dados produtivos da 27<sup>a</sup>, 38<sup>a</sup> e da 40<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade podem ser utilizados como dados parciais para estimar a curva de produção de ovos, pois são correlacionados com o potencial máximo de postura semanal, e com a taxa de decréscimo, que são altamente correlacionados com o 1<sup>a</sup> componente principal. No capítulo 2 teve como objetivo verificar a existência de divergência fenotípica entre poedeiras das raças PRB e PRW através de análises multivariadas (análise de variância multivariada, componentes principais e agrupamento) da produção de ovos semanal e acumulada por períodos. Concluiu-se que a produção de ovos das aves das raças PRB e PRW é diferente. Os dois primeiros componentes principais reúnem a variação total das produções de ovos acumuladas da 21<sup>a</sup> a 25<sup>a</sup>, 21<sup>a</sup> a 30<sup>a</sup>, 21<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup>, 21<sup>a</sup> a 45<sup>a</sup> e 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup>. A maior parte da variação fenotípica das poedeiras pode ser explicada pela produção de ovos acumulada da 21<sup>a</sup> até a 40<sup>a</sup> semana de idade (10 meses), sendo que essa variável tem alta correlação com a produção de ovos total. As famílias da raça PRW e da raça PRB, formam sete grupos distintos, mas homogêneos pela similaridade existente entre elas, o que permite direcionar cruzamentos entre os diferentes grupos, em busca da heterose. No capítulo 3 objetivou-se definir o modelo misto que melhor se ajusta aos dados observados da produção de ovos de poedeiras do 5<sup>o</sup> ao 12<sup>o</sup> mês de idade; testar diferentes estruturas das matrizes **G** e **R**; e estimar herdabilidade no sentido amplo e correlações ambientais e genotípicas. Este



estudo indicou que o modelo de regressão aleatória que utiliza a regressão de primeiro grau e estruturas de (co)variância UN para matriz de efeitos aleatórios (**G**) e UNR para matriz de resíduos (**R**) modela adequadamente a curva de produção de ovos das aves das raças PRB e PRW. A partir do oitavo mês o valor da herdabilidade é moderada (0,34) com altas estimativas de correlação genotípica (0,78 a 0,97) com os meses 9, 10, 11 e 12. É alta também a correlação dos valores genotípicos das poedeiras para a produção de ovos do 8º mês com os meses finais de postura. Assim, sugere-se seleção fenotípica a partir do 8º mês de produção para as aves PRB e PRW.

**Palavras-chave:** análise multivariada, modelos mistos, modelos não lineares.

## ABSTRACT

Tese de Doutorado  
Programa de Pós-Graduação em Zootecnia  
Universidade Federal de Santa Maria

### **EGGS PRODUCTION OF BARRED PLYMOUTH ROCK, WHITE PLYMOUTH ROCK AND RHODE ISLAND RED LAYING HENS**

AUTHOR: Priscila Becker Ferreira

ADVISER: Dr. Paulo Roberto Nogara Rorato

Presentation Place and Date: Santa Maria, 20 February, 2013.

This work was done with the database of layers of brown-shelled eggs of Barred Plymouth Rock (BPR), White Plymouth Rock (WPR) and Rhode Island Red (RIR) breeds, for the years 1998 and 2010, created the Laboratory of Poultry Science (LAVIC) of Department of Animal Science, in the Federal University of Santa Maria (UFSM). In chapter 1 aimed to identify the mathematical model (linear or nonlinear) that best describes the curve of egg production of laying hens BPR, WPR and RIR; verify that a single equation can be used to describe the production of eggs different breeds through the test model identity and equal parameters, to study the biological interpretation of the parameters estimated by the models by correlations between parameters and egg production in different weeks old. The study indicated that the quartic polynomial regression and nonlinear models Quadratic Logarithm and Logistics II can be used to estimate the curve of egg production of birds BPR, WPR and RIR. The curves of egg production estimates by race are different, and egg production of breed WPR higher. A single curve of egg production estimated to be 1998 to 2010 birds WPR. The persistence of posture is similar among poultry breeds BPR and WPR. The potential maximum weekly posture of birds breed BPR is intermediate, and can be of the same birds WPR breed or RIR breed. Data productive of the 27<sup>th</sup>, 38<sup>th</sup> and 40<sup>th</sup> at 50 weeks of age can be used as partial data to estimate the curve of egg production, because they are correlated with the maximum potential posture weekly, and the rate of decline, which are highly correlated with the 1<sup>st</sup> principal component. In chapter 2 was to verify the existence of phenotypic divergence between layers of WPR and BPR through multivariate analysis (multivariate analysis of variance, principal components and clustering) of egg production weekly and accumulated periods. It is concluded that the egg production of poultry breeds BPR and WPR is different. The first two principal components meet the total variation of egg production accumulated the 21<sup>st</sup> to 25<sup>th</sup>, 21<sup>st</sup> to 30<sup>th</sup>, 21<sup>st</sup> to 40<sup>th</sup>, 21<sup>st</sup> to 45<sup>th</sup>, and 21<sup>st</sup> to 50<sup>th</sup>. Most of the phenotypic variation of the layers can be explained by the cumulative egg production of the 21<sup>st</sup> until the 40<sup>th</sup> week of age (10 months), and this variable is highly correlated with total egg production. Families from the race WPR and BPR form seven distinct groups, but homogeneous by the similarity between them. This allows direct crossings between different groups in search of heterosis. In chapter 3 aimed to define the mixed model that best fits the observed data of egg production of laying hens from 5<sup>th</sup> to 12<sup>th</sup> month of age, test different structures of the matrices **G** and **R** and to estimate broad-sense heritability and correlations environmental and genotype. This study indicated that the random regression model using regression of first grade and structures of (co)variance matrix for UN random effects (**G**) and UNR for waste matrix (**R**) models adequately curve of egg production from

BPR and WPR laying hens. From the eighth month value heritability is moderate (0.34) with high genotypic correlation estimates (0.78 to 0.97) with nine months, 10, 11 and 12. It is also a high correlation of genotypic values of hens for egg production of the 8<sup>th</sup> month in the final months of posture. Thus, it is suggested phenotypic selection from the 8<sup>th</sup> month of production for birds BPR and WPR.

**Key words:** mixed models, multivariate analysis, nonlinear models.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

- FIGURA 1.1 – Curvas de produção de ovos observadas ( $\blacklozenge$ ) e estimadas através dos modelos não lineares Quadrático Logarítmico ( $-$ ) e Logístico II ( $--$ ) e pelo modelo polinomial quártico ( $*$ ) para as raças Plymouth Rock Barrada (A), Plymouth Rock Branca (B) e Rhode Island Red (C).....46
- FIGURA 1.2 – Curvas de produção de ovos das raças Plymouth Rock Barrada ( $-$ ), Plymouth Rock Branca ( $--$ ) e Rhode Island Red ( $*$ ), estimadas através do modelo Logístico II.....48
- FIGURA 1.3 – Curvas de produção de ovos estimadas através das hipóteses  $H_{01}$  ( $-$ ) e  $H_{05}$  ( $*$ ) e dados observados ( $\blacklozenge$ ) das raças Plymouth Rock Barrada (A) e Rhode Island Red (B).....49
- FIGURA 1.4 – Curvas de produção de ovos estimadas através do modelo Logístico II com os parâmetros indicados pelo teste de identidade e igualdade de parâmetros das aves das raças Plymouth Rock Barrada (A), Plymouth Rock Branca (B) e Rhode Island Red (C) dos anos de 1998 e 2010.....51
- FIGURA 2.1 – Dendograma obtido a partir da distância Euclidiana e método de agrupamento encadeamento único, entre as famílias das raças Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca, considerando a produção de ovos acumulada em diferentes períodos.....70
- FIGURA 3.1 – Curvas de produção de ovos das aves das raças Plymouth Rock Barrada (A) e Plymouth Rock Branca (B) estimadas usando regressão polinomial de grau 2 e grau 3 para modelar a curva fixa, e modelo de regressão aleatória quadrático com intercepto (modelo 3) e UN e VC para estimar  $\mathbf{G}$  e  $\mathbf{R}$ , respectivamente.....83
- FIGURA 3.2 – Curvas de produção de ovos estimados através de regressão aleatória, considerando a matriz  $\mathbf{G} = \text{UN}$  e diferentes estruturas da matriz  $\mathbf{R}$ , tais como: ANTE(1), ARH(1) linear, ARH(1) quadrática e UNR para as raças Plymouth Rock Barrada (A), animal 6131 e Plymouth Rock Branca (B), animal 6212.....86
- FIGURA 3.3 – Curva estimada para os animais 6104, 6119, 6132 e 6353 da raça Plymouth Rock Barrada (A) e para os animais 6021, 6030, 6212 e 6218 da raça Plymouth Rock Branca (B) por meio do modelo de regressão aleatório linear com intercepto, utilizando as estruturas de (co)variâncias UN e UNR para estimar as matrizes  $\mathbf{G}$  e  $\mathbf{R}$ , respectivamente. A curva fixa foi estimada por raça utilizando a regressão polinomial cúbica.....88

FIGURA 3.4 – Correlação genotípica (aditiva e não aditiva) do 5º mês de idade em relação aos demais meses de estudo (A) e a herdabilidade (B) nos diferentes meses de produção de ovos para as poedeiras Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca.....90

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1.1 – Parâmetros estimados pelos modelos de regressão linear e não linear, quadrado médio do resíduo (QMR), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e desvio médio absoluto (DMA) para as raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR).....	44
TABELA 1.2 – Hipóteses não rejeitadas ( $P>0,01$ ) pelo teste de igualdade de parâmetros comparativo das raças PRB (1) e RIR (2), critério de informação de Akaike (AIC) e critério de informação Bayesiano (BIC).....	48
TABELA 1.3 – Hipóteses não rejeitadas ( $P>0,01$ ) pelo teste de identidade e igualdade de parâmetros comparando os anos de 1998 (1) e 2010 (2) para as raças Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR) e os valores do critério de informação de Akaike (AIC) e critério de informação Bayesiano (BIC).....	50
TABELA 1.4 – Autovalores, percentagem de variação total, percentagem de variação acumulada e coeficientes de correlação entre os parâmetros estimados pelo modelo Logístico II <sup>1</sup> e os componentes principais.....	53
TABELA 2.1 – Número de ovos produzido por ave por semana e acumulados por período das aves das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW) e desvio padrão (DP).....	66
TABELA 2.2 – Matriz de soma de quadrados e soma de produtos dos tratamentos e residuais, da análise de variância multivariada (MANOVA) tendo como variáveis a produção de ovos acumuladas e tratamentos as raças Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca.....	66
TABELA 2.3 – Autovalores, variação total e acumulada dos componentes principais (CP) estimados através da produção de ovos acumulada de aves da raça <i>Plymouth</i> Rock Barrada e Plymouth Rock Branca.....	67
TABELA 2.4 – Estimativas das correlações entre as produções acumuladas (PA1, PA2, PA4, PA5 e PA6) e entre as produções acumuladas e os componentes principais (CP1, CP2 e CP3).....	68
TABELA 2.5 – Estimativas da distância Euclidiana entre famílias, das cinco variáveis de produção acumulada de ovos por família das raças Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca.....	70
TABELA 3.1 – Estruturas de variâncias e covariâncias para a matriz de efeitos aleatórios ( <b>G</b> ) e residual ( <b>R</b> ) para ajuste da curva de produção de ovos de poedeira Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca.....	79
TABELA 3.2 – Logaritmo de verossimilhança restrita (-2LMV), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação Bayesiano (BIC), resíduo e números de parâmetros dos modelos (NP) para diferentes estruturas da matriz de (co)variâncias aleatórias ( <b>G</b> ), com matriz	

de (co)variâncias residuais (**R**) igual a VC e curva fixa modelada por regressão polinomial de grau três (cúbica).....84

TABELA 3.3 – Logaritmo de verossimilhança restrita (-2LMV), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação Bayesiano (BIC), resíduo e números de parâmetros dos modelos (NP) para diferentes estruturas da matriz de (co)variâncias residuais (**R**), com matriz de (co)variâncias aleatórias (**G**) igual a UN e curva fixa modelada por regressão polinomial de grau três (cúbica).....85

TABELA 3.4 – Percentagem de curvas de produção de ovos com ajuste adequado obtido por visualização gráfica das curvas estimadas e observadas por animal para as raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW).....87

TABELA 3.5 – Herdabilidade no sentido amplo (diagonal) para produção de ovos, correlações ambientais (abaixo da diagonal) e genóticas (acima da diagonal) entre as produções de ovos de poedeiras obtidas em diferentes estágios da curva de produção de ovos.....89

TABELA 3.6 – Correlações entre os valores genóticos das aves para produção de ovos nos diferentes meses de idade das aves da raça Plymouth Rock Barrada (acima da diagonal) e das aves da raça Plymouth Rock Branca (abaixo da diagonal).....91

## LISTA DE APÊNDICES

APÊNDICE A – Comandos do programa estatístico SAS<sup>®</sup> utilizados nas análises estatísticas do Capítulo 1.....105

APÊNDICE B – Comandos do programa estatístico SAS<sup>®</sup> utilizados nas análises estatísticas do Capítulo 2.....109

APÊNDICE C – Comandos do programa estatístico SAS<sup>®</sup> utilizados nas análises estatísticas do Capítulo 3.....111



## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>18</b>
<b>2 ESTUDO BIBLIOGRÁFICO .....</b>	<b>20</b>
2.1 Poedeiras de ovos de casca marrom .....	20
2.1.1 Poedeiras do Laboratório de Avicultura (LAVIC) - UFSM .....	21
2.2 Curvas de produção de ovos .....	22
2.2.1 Modelos não lineares .....	22
2.2.2 Modelos mistos .....	26
2.3 Análises multivariadas .....	29
2.3.1 Componentes principais .....	30
2.3.2 Análise de agrupamento .....	32
<b>CAPÍTULO 1 .....</b>	<b>36</b>
Produção de ovos de poedeiras da raça Plymouth Rock Barrada, Plymouth Rock Branca e Rhode Island Red analisada através de modelos matemáticos lineares e não lineares .....	37
RESUMO .....	37
ABSTRACT .....	38
INTRODUÇÃO .....	39
MATERIAL E MÉTODOS .....	40
RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	43
CONCLUSÃO .....	54
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	54
<b>CAPÍTULO 2 .....</b>	<b>58</b>
Divergências fenotípicas por meio de análise multivariadas da produção de ovos das raças Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca .....	59
RESUMO .....	59
ABSTRACT .....	60
INTRODUÇÃO .....	61
MATERIAL E MÉTODOS .....	62
RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	65
CONCLUSÃO .....	71
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	71
<b>CAPÍTULO 3 .....</b>	<b>73</b>
Estimativas de parâmetros genotípicos de poedeiras Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca utilizando metodologia de modelos mistos .....	74
RESUMO .....	74
ABSTRACT .....	75
INTRODUÇÃO .....	76
MATERIAL E MÉTODOS .....	77
RESULTADO E DISCUSSÃO .....	82
CONCLUSÃO .....	91
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	92
<b>3 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>95</b>
<b>4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>97</b>
<b>APÊNDICES .....</b>	<b>104</b>

# 1 INTRODUÇÃO

A produção de aves, tanto de corte como de postura, vem apresentando crescimento acelerado desde o século passado, como resposta a melhorias no manejo, na nutrição, no ambiente, nas instalações, na sanidade e, principalmente, devido ao progresso obtido pelo melhoramento genético. O grande aumento do volume e da eficiência na produção por ave é atribuído, principalmente, ao desenvolvimento de linhagens geneticamente superiores (ALBERS; GROOT, 1998).

O melhoramento tradicional, baseado na genética quantitativa, tem assegurado ganho genético contínuo para todas as características de produção em aves. A maior parte desse progresso obtido tem sido decorrente da seleção baseada no fenótipo do animal, ou na estimativa do valor genético aditivo derivado do fenótipo. Segundo Ledur et al. (1993), estas estimativas são as principais ferramentas para se alcançar altos ganhos genéticos na população e promover melhor seleção das linhagens. Assim pode-se afirmar que as taxas de ganho genético que foram e ainda estão sendo obtidas em programas de melhoramento, mostram claramente o poder do uso da genética quantitativa na seleção (DEKKERS, 1999).

A utilização de linhas puras e cruzamentos, com o objetivo de explorar a variação genética aditiva, a heterose e o efeito da complementaridade foi um marco importante nos programas de melhoramento genético animal. Esta investigação genética conseguiu selecionar aves com um excelente potencial produtivo. A utilização da seleção recorrente recíproca, usando índices de seleção, possibilitou a elevação do potencial genético de 200 para 340 ovos, até 80 semanas de idade, em linhagens comerciais de aves para postura. Dessa forma, a participação, sobretudo dos geneticistas, contribuiu para que fossem obtidas aves de menor tamanho, capazes de produzir ovos maiores (SOBRINHO; FONSECA, 2007).

Segundo Piassi et al. (1995), a principal orientação dos programas de melhoramento genético de aves de postura é analisar medidas que direcionem as características de maior influência sobre a relação receita/custo para a melhoria constante no lucro da atividade comercial de produção de ovos. Como as aves de postura são avaliadas em gerações discretas e de curto intervalo nos programas de melhoramento genético, isso resulta em um rápido ganho genético por período de tempo. Com isso, é importante a busca por novas metodologias que possam contribuir para melhorar o processo de seleção de aves de postura para alcançar ganhos na produção de ovos (MARTINS, 2002).

Uma das características de maior importância para a seleção e melhoramento de aves de postura é a produção de ovos, que é uma característica quantitativa controlada por um grande número de pares de genes e muito influenciada pelo ambiente. As mensurações da produção de ovos são obtidas por meio da contagem do número de ovos (ANANG et al. 2002; LUO et al. 2007) ou pela taxa de postura, que pode ser avaliada mensal, quinzenal ou semanalmente (FAIRFULL; GOWE, 1990).

O estudo da curva de produção de ovos pode ser realizado através de diferentes métodos de análises conforme o objetivo do pesquisador. Pode-se utilizar análises de medidas repetidas no tempo (dados longitudinais) (ANANG et al., 2000), funções lineares (AL-SAMARAI et al., 2008) ou não lineares (GROSSMAN et al., 2000; FIALHO; LEDUR, 1997), modelos de repetibilidade (WOLC et al., 2007) e análises multi-características (PIRES et al., 2002; WOLC et al., 2008).

Este trabalho foi realizado com os dados de produção de ovos do primeiro ciclo de postura de aves das raças Plymouth Rock Barrada, Plymouth Rock Branca e Rhode Island Red criadas no Laboratório de Avicultura (LAVIC) da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), com o objetivo de:

- Identificar o modelo matemático (linear ou não linear) que melhor descreve a curva de produção de ovos;
- Verificar se uma única equação pode ser utilizada para descrever a produção de ovos das diferentes raças;
- Estudar as interpretações biológicas dos parâmetros estimados pelos modelos;
- Verificar a existência de divergência fenotípica entre as raças e famílias;
- Definir o modelo misto que melhor se ajusta aos dados observados da produção de ovos; e
- Estimar herdabilidade no sentido amplo e correlações ambientais e genotípicas.

## 2 ESTUDO BIBLIOGRÁFICO

### 2.1 Poedeiras de ovos de casca marrom

Entre as raças puras mais utilizadas para a formação de linhagens para a criação colonial e industrial, estão a Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR) que apresentam dupla aptidão, servindo tanto para a produção de ovos como carne.

As aves da raça PRW apresentam penas totalmente brancas e foram muito utilizadas nos primeiros cruzamentos para produção de frangos de corte, pois, a maioria das linhas originais dos frangos de corte era de empenamento tardio, uma desvantagem para a produção de frangos de qualidade. Atualmente, a maioria das linhas disponíveis é de empenamento rápido (FIGUEIREDO et al., 2003).

As aves da raça PRB apresentam penas com barras brancas e pretas no sentido transversal, dando uma aparência cinzenta às aves. O gene barrado, ligado ao sexo, através de sua dosagem de melanina resulta em diferenças entre os sexos. As fêmeas apresentam manchas brancas menores e menos irregulares na cabeça e geralmente são mais escuras na penugem e na canela do que os machos (FIGUEIREDO et al., 2003).

As aves da raça RIR apresentam corpo na forma de um bloco alongado com plumagem marrom com algumas penas pretas na cauda, pescoço e asas. Esta raça tem sido intensamente utilizada para produção de híbridos sexáveis pela cor. Quando é realizado o acasalamento de galos desta raça (geneticamente “gold” ou não barrado) com galinhas geneticamente “silver” ou barrada, é possível determinar o sexo dos pintainhos por diferenças de coloração da penugem (KEPLER FILHO, 2000; FIGUEIREDO et al. 2003). Devido a isto as raças PRB e PRW vêm sendo intensamente utilizadas como linha fêmea nos cruzamentos com galos RIR para produzir híbridos autosexáveis, pela coloração da penugem no primeiro dia de idade, conseguindo-se um índice de acerto de 80 a 90%.

Segundo Figueiredo et al. (2003), as poedeiras de ovos de casca marrom estão entre as mais utilizadas e recomendadas para produtores interessados na criação comercial de raças puras e criações agro ecológicas. Porém, se o interesse dos produtores for a criação de aves para a produção de ovos os indicados são os híbridos comerciais de postura que apresentam

produção de 330 ovos até 80 semanas de idade, pesam em média 60g e conversão alimentar por dúzia de ovos de 1,4. Essas linhagens de híbridos comerciais na sua maioria são produtos do cruzamento das raças puras anteriormente citadas, destacando a importância dos programas de melhoramento genético dessas aves.

### 2.1.1 Poedeiras do Laboratório de Avicultura (LAVIC) - UFSM

As poedeiras de ovos de casca marrom das raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR), são criadas no Laboratório de Avicultura (LAVIC) do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) desde 1988.

Os lotes de cada raça são compostos por diferentes famílias com uma média de 24 fêmeas e 12 machos cada, totalizando 12 famílias por raça, essas aves são criadas desde o seu nascimento até em torno de 50 a 60 semanas de idade, quando é realizada a renovação do plantel através de cruzamentos entre diferentes famílias dentro de cada raça. Estes cruzamentos são realizados para manter o material genético de origem e minimizar os efeitos da consanguinidade. Ao nascer cada ave recebe uma anilha com a identificação da sua família.

Durante o ciclo produtivo é realizado o cruzamento de fêmeas das raças PRB e PRW com machos da raça RIR para a produção de poedeiras das linhagens UFSM-P e UFSM-V, respectivamente. Os pintainhos provenientes destes cruzamentos são sexados após o nascimento pela coloração da penugem e são comercializados para os produtores rurais da região de Santa Maria - RS, através do projeto de extensão realizado pelo LAVIC.

Também durante o ciclo produtivo são mensurados os dados produtivos das aves como produção de ovos diária, peso de ovo, peso de ave semanal, consumo de ração semanal, entre outro. Esses dados posteriormente são analisados e utilizados para projetos de ensino e pesquisa. A partir da 50ª semana de idade são realizados os cruzamentos a renovação do plantel para o ano seguinte como citado anteriormente e assim sucessivamente ao longo das gerações.

## 2.2 Curvas de produção de ovos

A principal característica considerada nos programas de melhoramento genético de linhagens de aves de postura é a produção de ovos (MCMILLAN et al., 1990). Esta é influenciada por vários pares de genes e por fatores ambientais. A redução da idade à maturidade sexual, aumento na taxa semanal de produção e maior persistência de postura podem aumentar o número de ovos produzidos (FOSTER, 1981; NORDSKOG, 1981). Para realizar as avaliações desta característica, as mensurações da produção de ovos podem ser obtidas por meio do número de ovos ou pela taxa de postura expressas em unidades e porcentagem, respectivamente (FAIRFULL; GOWE, 1990). O estudo desta característica também pode ser realizado por diferentes métodos, como a estimativa da curva de produção de ovos. Essa estimativa pode ser realizada por diferentes técnicas de análises estatísticas, como por exemplo, através de modelos lineares, modelos não lineares e modelos mistos entre outras.

### 2.2.1 Modelos não lineares

Em produção animal, é comum o uso de modelos para a descrição matemática de fenômenos biológicos, como o crescimento, lactação, produção de ovos, entre outros. Assim, variáveis quantitativas são tomadas para representar fatores que influenciam o fenômeno (RONDON et al., 2002). A análise de regressão, com modelo linear ou não linear, é uma técnica potencialmente útil na análise de dados, tendo grande aplicação nas mais diversas áreas de conhecimento. Em muitas situações os modelos lineares podem não ser apropriados, em situações mais realistas como no caso de crescimento biológico, pode assim ser necessário ajustar funções não lineares para melhor explicar esse processo (REGAZZI, 2003).

O uso de modelos matemáticos para estimar curvas de produção de ovos com precisão é de grande importância para a pesquisa em produção de aves. Esses modelos permitem a comparação de diferentes curvas, predição da produção total usando registros parciais e uma análise mais detalhada do ciclo de produção de ovos (FIALHO; LEDUR, 2000). Dessa forma, é possível planejar gastos com insumos, custos fixos e estratégias de armazenamento e transporte do produto.

Os modelos não lineares são eficientes quando têm qualidade na predição da produção total de ovos (baixos desvios entre os dados observados e os preditos pelo modelo) e fácil interpretação biológica dos parâmetros da curva. Segundo Gavora et al. (1982) uma regressão linear não é adequada para descrever a curva de produção de ovos considerando todo o período de postura, no entanto, segundo McMillan et al. (1986) ela pode ser utilizada para ajustar os dados de produção de ovos após o pico de postura. Assim o mais indicado para o ajuste da curva de produção de ovos é a utilização de modelos não lineares.

Existem vários métodos descritos na literatura para estimar os parâmetros de modelos não lineares como de Newton, Gauss-Newton, Marquardt, entre outros (FIALHO; LEDUR, 2000). Nestes modelos a matriz de informação contém entre seus elementos, todos ou alguns parâmetros, que serão estimados, sendo a solução do problema dependente da substituição dos parâmetros por prováveis valores. Nesse sistema, por processos iterativos, busca-se um valor mínimo para a soma de quadrados do erro ou resíduo, apontando a solução teoricamente ideal (MAZUCHELI; ACHCAR, 2002). O método mais utilizado em algoritmos computacionais na regressão não linear é o iterativo de Gauss-Newton que se baseia numa aproximação por uma série de Taylor de primeira ordem para produzir uma linearização da função não linear.

Existem vários modelos não lineares descritos na literatura utilizados para estimar a curva de produção de ovos, muitos deles foram desenvolvidos e empregados inicialmente para estimar a curva de crescimento dos animais (BRODY, 1945; NELDER, 1961; RICHARDS, 1959 e VON BERTALANFY, 1957), para estimar a curva de lactação (BRODY et al., 1923; BRODY et al., 1924; COBUCI et al., 2000; NELDER, 1966; BIANCHINI SOBRINHO, 1984 e PAPAJSIK; BODERO, 1988), outros desenvolvidos para descrever tanto curva de lactação quanto de crescimento (WOOD, 1967 e BIANCHINI SOBRINHO, 1984) e outros utilizados especificamente para ajustar a produção de ovos, estes serão descritos a seguir.

O modelo Compartmental descrito por McMillan et al. (1970) foi descrito originalmente para predizer curvas de produção de ovos de insetos *Drosophila melanogaster* e posteriormente aplicado ao ajuste da produção de ovos de aves (GAVORA et al., 1971; GAVORA et al. 1982; MCMILLAN et al., 1986). Esse modelo é descrito pela função:

$$Y_t = a[1 - e^{-b(-ct)}]e^{-xt}$$

em que:

$Y_t$  = número de ovos colocados no dia  $t$ ;

$a$  = potencial máximo diário da postura de ovos;

$b$  = taxa de aumento da produção;

$c$  = taxa de decréscimo da produção;

$d$  = idade à maturidade sexual; e

$e$  = exponencial.

Segundo Gavora et al. (1971), a fisiologia da produção de ovos em insetos e de aves é muito semelhante. A forma da curva de produção semanal, quinzenal ou mensal de ovos em aves de postura é parecida com o padrão observado na produção diária em *Drosophila*. Por isso, esse modelo pode ser utilizado para ajustar a produção de ovos de poedeiras.

O modelo descrito por McNally (1971) foi adaptado a partir do modelo de Wood (1967) para ajustar a curva de produção de ovos de poedeiras. McNally (1971) observou que a curva de produção de ovos segue um padrão muito parecido com a curva de lactação de vacas. O modelo modificado por McNally é dado pela função:

$$Y_t = at^b e^{-ct+dt^{(0,5)}}$$

em que:

$Y_t$  = número de ovos em  $t$  semanas de idade da ave;

$a$  = valor assintótico da produção de ovos;

$b$  = taxa de aumento da postura;

$c$  a taxa de declínio da postura;

$d$  = termo extra, adicionado por McNally para melhor ajuste; e

$e$  = exponencial.

O modelo Logístico II descrito por Cason; Britton (1988) é descrito pela função:

$$Y_t = a[1 + e^{c+dt}]^{-1} e^{-xt}$$

em que:

$Y_t$  = número de ovos colocados em  $t$  dias de idade das aves;

$a$  = potencial máximo semanal de postura de ovos;

$c$  = taxa de aumento da produção;

$x$  = taxa de decréscimo da produção;

$d$  = não possui interpretação biológica; e

$e$  = exponencial.

O modelo Compartmental Modificado descrito por Yang et al. (1989) surgiu baseando-se nas dificuldades de ajuste do modelo Compartmental de McMillan et al. (1970) e do modelo proposto por Wood (1967), o modelo Compartmental apresentou algumas limitações em suas propriedades matemáticas no ajuste dos dados de produção de ovos. Neste modelo ocorre um aumento lento da produção de ovos nas semanas iniciais até o pico e há



falta de ajuste no ponto de inflexão antes da curva atingir o pico de produção, resultando em estimativas negativas da produção de ovos nas primeiras semanas de postura (YANG et al., 1989). O modelo de Wood não é apropriado para ajustar dados que apresentam mudança abrupta da curvatura, pois possui dificuldade de ajuste no início da produção de ovos, não existe ponto de inflexão da curva próximo dos períodos iniciais de postura e os parâmetros não possuem interpretação biológica. Assim, Yang et al. (1989) propuseram um novo modelo matemático, definido por:

$$Y_t = \frac{ae^{-xt}}{1 + e^{-c(t-d)}}$$

em que:

$Y_t$  = produção de ovos em  $t$  semanas de idade da ave;

$a$  = valor assintótico da produção de ovos;

$b$  = taxa de decréscimo da postura;

$c$  = indicador recíproco da variação na maturidade sexual;

$d$  = idade média da maturidade sexual das fêmeas; e

$e$  = exponencial.

Os modelos descritos por Brody (1945), Nelder (1961), Richards (1959) e Von Bertalanfy (1957) foram modificados por Cason; Ware (1990) para ajustar melhor as curvas de produção aos dados de produção semanal de ovos de aves pelo acréscimo do termo curvilíneo  $e^{-xt}$  (em que “ $e$ ” é a base natural do logaritmo neperiano, “ $t$ ” é o tempo em semanas de idade e “ $x$ ” o parâmetro que ajusta a declividade da curva após o pico de postura).

Uma aplicação importante no estudo de estimativas de curvas de produção é determinar se um conjunto de equações ajustadas é idêntico. Bates; Watts (1988 apud REGAZZI; SILVA, 2004), para comparar modelos de regressão não linear, apresentaram um teste assintótico baseado na razão de verossimilhança como no caso de modelos lineares, com aproximação dada pela estatística  $F$ . Regazzi (2003), utilizando o teste da razão de verossimilhança descrito por Rao (1973), apresentou em detalhes a aplicação desse teste em modelos de regressão não linear com aproximação dada pela estatística qui-quadrado, afirmando que a identidade de modelos de regressão não linear e a igualdade de qualquer subconjunto de parâmetros podem ser verificadas por meio deste teste.

### 2.2.2 Modelos mistos

Os estudos com dados longitudinais permitem a incorporação de uma estrutura de dependência entre as observações repetidas numa mesma unidade amostral, não se restringem aos dados balanceados ou regulares no tempo além de permitir a inclusão de covariáveis na análise (ROSSI, 2008). Os objetivos da análise de dados de medidas repetidas são examinar e comparar tendências de respostas sobre o tempo, comparações de tratamentos em épocas específicas ou comparações de épocas dentro de um tratamento, como os estudos de curvas de crescimento, entre outros (PAZ et al., 2004). Portanto, a interação tempo x tratamento é possivelmente o aspecto mais importante da análise, e quando significativa indica uma tendência não paralela da resposta em relação ao tempo para diferentes níveis de tratamentos (RESENDE et al. 1999).

O comportamento da produção de ovos como critério de seleção é uma abordagem recente nos programas de melhoramento. A utilização de dados longitudinais (produção diária, semanal, mensal ou em períodos específicos) em vez de dados acumulados (produção total), pode produzir resultados melhores, visto que toda informação é ajustada no modelo, além de obter valores de herdabilidade mais representativos (ROSSI, 2008; SAPP et al., 2005). Sapp et al. (2005) comparam modelos para dados longitudinais com modelos para dados acumulados simulados de produção de ovos em galinhas de postura e concluem pela preferência de um modelo longitudinal, principalmente quando há ausência de alguns dados.

Por apresentarem estas características diferenciadas a análise de dados longitudinais requerem métodos especiais, por causa da estrutura de covariância, sendo que são utilizados diferentes métodos estatísticos para esse tipo de dados, variando do mais básico ao mais sofisticado tais como: análises de variância uni e multivariadas e metodologias de modelos mistos (LITTELL et al., 1998). Contudo, há várias alternativas (RESENDE; STURION, 2001) para a predição de efeitos e modelagem da estrutura de correlação entre as medidas repetidas em cada indivíduo (ou tratamento), ao longo do tempo.

Segundo Gama et al. (2004) essas diferentes estruturas de covariâncias podem ser descritas do seguinte modo. Em análises univariadas admite-se que a correlação é igual a 1 entre os vários registros e as variâncias são iguais nas várias observações. Na análise multivariada admite-se que os vários registros são caracteres distintos, que apresentam entre si uma determinada correlação e as análises de modelos mistos permitem analisar dados numa

trajetória, tirando partido da sua estrutura de variâncias e covariâncias, sendo a regressão aleatória uma forma possível destas funções.

Os modelos mistos englobam análise de curvas polinomiais, que levam em conta a estrutura da matriz de covariâncias que melhor explica o comportamento das observações, tendo a vantagem de ajustar modelos que reduzem o número de parâmetros, afirmam Von Ende (1993) e Littell et al. (1998). De acordo com Kshirsagar; Smith (1995) modelos de curvas de crescimento ou polinomiais são mais gerais do que o modelo usual de medidas repetidas.

A metodologia de modelos mistos foi inicialmente, proposta por Henderson (1949, 1975), e tornou-se conhecido nas últimas décadas devido o desenvolvimento de suportes computacionais robustos. Antes desses avanços, as análises de modelos mistos eram executadas adaptando-se métodos para modelos de efeitos fixos. Isso trazia limitações à aplicabilidade, porque as estruturas de covariância não eram modeladas, como é o caso das análises realizadas pelo **PROC GLM** do programa estatístico SAS<sup>®</sup>, porém, este programa possui o **PROC MIXED**, que permitem a modelagem da estrutura de variância-covariância dos dados e o cálculo de estimativas eficientes dos efeitos fixos e de seus respectivos erros padrões (LITTELL et al., 2006).

O modelo misto simplifica e unifica diversas análises estatísticas comuns. Além da análise de dados espaciais e de modelos de efeitos aleatórios, o modelo misto é útil para: análise de planejamento de experimentos longitudinais; planejamento em parcelas subdivididas; meta análise e modelos de variância heterogênea. Além disso, extensões úteis de modelo misto estão disponíveis para modelos lineares generalizados e modelos não lineares (PASCUAL, 2000).

Para se estruturar um modelo misto é necessário ter um modelo para os efeitos fixos, que deve descrever o comportamento da curva média; um modelo para os efeitos aleatórios, que junto com os efeitos fixos, devem descrever as curvas individuais e um modelo para dispersão condicional, que deve descrever as co(variâncias) das observações individuais ao longo do tempo (SUYAMA, 1995; CAMARINHA FILHO, 2002).

O modelo misto pode ser dividido em dois estágios, proposto por: Laird; Ware (1982) e Diggle et al. (1998), Searle (1987), Searle et al. (1992), Jennrich; Schluchter (1986) entre outros, baseados no trabalho de Harville (1977). Estes autores consideram os efeitos fixos no primeiro estágio para a obtenção da curva polinomial média e, no segundo estágio, permitem diferentes curvas para cada indivíduo.

O modelo misto pode ser expresso da seguinte forma:

$$Y_{ij} = \sum_{m=0}^{k_b-1} \beta_m \phi_m(t_i) + \sum_{m=0}^{k_c-1} \alpha_m \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=0}^{k_a-1} \alpha_{jm} \phi_m(t_{ij}) + E_{ij}$$

em que:

$Y_{ij}$  = é variável no  $i$ -ésimo período, pertencente ao  $j$ -ésimo indivíduo;

$\beta_m$  = são os coeficientes de regressão para modelar a trajetória média da população;

$\phi_m(t_i)$  = é a função de regressão de ordem  $k_b$  que descreve a curva média da população de acordo com o período de produção ( $t_i$ );

$\phi_m(t_{ij})$  = são as funções de regressão que descrevem as trajetórias de cada indivíduo  $j$  de acordo com o período ( $t_i$ ), para os efeitos aleatórios genético aditivo direto e de ambiente permanente direto;

$\alpha_{jm}$  e  $\delta_{jm}$  = são os regressores aleatórios genético aditivo direto e de ambiente permanente direto para cada indivíduo;

$k_b, k_c$  e  $k_a$  = são as ordens dos polinômios utilizados para os efeitos descritos a cima; e

$E_{ij}$  = é o erro aleatório associado a cada idade  $i$  do indivíduo  $j$ .

Quando se trata de modelos mistos, é possível modelar a estrutura da matriz de covariância da forma que melhor represente os dados, respeitando a sua natureza, sejam eles independentes, dependentes, ou correlacionados ou que apresentem qualquer outro tipo de relação, que não se consiga explicar utilizando a estrutura de simetria composta ou não estruturada (XAVIER, 2000). Assim, busca-se obter uma estrutura parcimoniosa, que explique bem a variabilidade dos dados nas diversas ocasiões e a correlação entre essas medidas com um número pequeno de parâmetros, o que pode melhorar a eficiência das inferências sobre os parâmetros do modelo proposto para os valores médios nas diversas ocasiões (BARBOSA, 2009).

As estruturas de covariâncias, para as matrizes **G** e **R**, mais utilizadas e já implementadas no programa estatístico SAS (VERBEKE; MOLENBERGS, 2000; XAVIER, 2000; LITTEL et al., 2006) são: Componente de Variância (VC), Simetria Composta (CS), Sem Estrutura (UN), Auto Regressiva de Primeira Ordem (AR(1)), Auto Regressiva de Primeira Ordem Heterogênea (ARH(1)), Simetria Composta Heterogênea (CSH), Toeplitz (TOEP), Auto Regressiva de Primeira Ordem Médias Móveis (ARMA(1,1)), Toeplitz Heterogênea (TOEPH), Ante-Dependência de Ordem 1 (ANTE(1)), Correlação sem Estrutura (UNR), Diagonal Principal “Banded” (UN(1)) e a estrutura Huynh-Feldt (H-F).

Wald (2000) sugere que para o modelo linear misto, a estrutura geral de (co)variâncias, geralmente, é obtida pela especificação de uma estrutura de variância-covariância geral para  $\mathbf{G}$  e qualquer uma das várias estruturas, utilizada para  $\mathbf{R}$ . Neste sentido, Lima (1996) argumenta que geralmente assume-se que  $\mathbf{G}$  é uma matriz de dispersão não estruturada (UN) ou, em alguns casos, pode ser considerada como auto-regressiva de primeira ordem.

Vonesche; Chinchilli (1997) relatam que as estruturas mais comuns para  $\mathbf{R}$  são a de componente de variância, simetria composta e auto-regressiva de primeira ordem. Littell et al. (2000) sugerem que para o ajuste das estruturas de variância-covariância deve se iniciar com estruturas mais parcimoniosas, tais como: a simetria composta, não estruturada e auto-regressiva. Além disso, os autores sugerem que a comparação dessas estruturas seja feita por meio dos critérios de informação de Akaike (AIC) e do Baysiano de Schwarz (BIC).

Apesar de a literatura ser vasta na aplicação de modelos mistos, especificamente para a produção de ovos é bastante restrita. Anang et al. (2001 e 2002) aplicaram a metodologia de regressão aleatória para ajustar a produção mensal de ovos de galinhas, além de comparar com outros modelos longitudinais incluindo o modelo multicaracterístico. Um estudo similar com dados de produção diária acumulada de ovos de galinhas *Broiler Dam Line*, foi realizado por Luo et al. (2007). Kranis et al. (2007) compararam os modelos de repetibilidade e multicaracterísticos com o modelo de regressão aleatória, com objetivo de entender melhor a dinâmica de discrepância dos parâmetros genéticos ao longo do tempo considerando produção mensal de ovos de perus. Para representar a trajetória da produção média acumulada nos diferentes períodos, utilizaram uma curva não linear descrita por Ali; Schaeffer (1987) também utilizada por Anang et al. (2001), mas relataram as dificuldades na convergência dos parâmetros.

### **2.3 Análises multivariadas**

As correlações genéticas negativas entre algumas características produtivas impedem o rápido avanço do desempenho dos plantéis de aves de postura, mesmo daqueles submetidos a constante seleção. Este relacionamento tem sido objeto de estudo de vários pesquisadores, pois é grande a interdependência das características de importância econômica na produção de ovos, pois, essa interdependência pode influenciar os resultados das análises estatísticas

quando são feitos apenas testes univariados. Neste caso pode-se recomendar a utilização de procedimentos de análise multivariada que levam em consideração essas correlações (PIASSI et al., 1995).

A análise de variância multivariada (MANOVA) fornece resultados embasados na análise conjunta de todas as variáveis utilizadas. Regazzi (2002) relata que a análise de variância multivariada consiste em analisar as variâncias e as covariâncias de variáveis correlacionadas por meio da comparação de matrizes de estimativas de variâncias e covariâncias.

Nas análises de variância multivariadas são apresentados o teste de Wilks (Razão de Verossimilhança), Roy, Hotelling-Lawley e o de Pillai como principais alternativas para o teste de hipótese de nulidade de efeitos de tratamentos (SAKAGUTI et al., 1996). Segundo Harris (1975), a maioria dos textos e programas computacionais emprega o critério de Wilks para os testes de significância na MANOVA, em razão de sua precedência histórica, aliada às boas aproximações das distribuições de  $\Lambda$  de Wilks e  $F$  de Fisher-Snedecor, o que facilita a consulta de tabelas, além do fato de determinantes serem mais fáceis de computar do que autovalores.

Segundo Cruz; Regazzi (1994) embora vários métodos multivariados possam ser aplicados na predição da divergência genética, a escolha do método mais adequado deve ser determinada pelo pesquisador, pela facilidade da análise e pela forma de obtenção dos dados.

### 2.3.1 Componentes principais

Em muitas situações, pesquisadores tendem a avaliar maior número de características, gerando com isso um acréscimo considerável de trabalho computacional. Quando o número de características é elevado, muitas delas podem contribuir pouco para a discriminação dos indivíduos avaliados. Essa situação aumenta o trabalho de caracterização, mas não melhora a precisão, além de tornar mais complexa a análise e interpretação dos dados. Através da análise de componentes principais podem-se eliminar características redundantes e de difícil mensuração, o que reduziria o tempo despendido para as análises e os custos de experimentos.

A análise de componentes principais é um método estatístico essencialmente descritivo. A técnica foi inicialmente proposta por K. Pearson em 1901 (MORRISON, 1967), com o objetivo de apresentar em uma forma gráfica o máximo de informação contida em uma

matriz de dados, visualizando assim as proximidades entre os indivíduos e os vínculos entre as variáveis. Assim, os indivíduos podem ser representativos de uma população ou, ao contrário, ser divergentes. Por sua vez, as variáveis devem caracterizar da melhor forma possível os fenômenos que se pretende estudar, ou seja, simplificar os dados pela redução do número de variáveis (DROESBEKE; FINE, 1995).

Essa técnica matemática da análise multivariada possibilita investigações com um grande número de dados. Possibilita, também, a identificação das medidas responsáveis pelas maiores variações entre os resultados, sem perdas significativas de informações. Além disso, transforma um conjunto original de variáveis em outro conjunto: os componentes principais (CP) de dimensões equivalentes. Essa transformação, em outro conjunto de variáveis, ocorre com a menor perda de informação possível, sendo que esta também busca eliminar algumas variáveis originais que possuam pouca informação. Essa redução de variáveis só será possível se as  $p$  variáveis iniciais não forem independentes e possuírem coeficientes de correlação não-nulos (VICINI, 2005).

Contudo, as combinações lineares de variáveis aleatórias ou estatísticas das análises de componentes principais possuem propriedades especiais, em termos de variâncias. Entre essas propriedades especiais, destaca-se o fato de que o primeiro componente principal possui a máxima variância, tendo o segundo a segunda maior variância e, assim, sucessivamente, de forma que o máximo de informação, em termos de variação total, esteja contido nos primeiros componentes. Além disso, os componentes principais são independentes entre si (ANDERSON, 1958 apud ABREU et al. 1999).

Na prática, o algoritmo baseia-se na matriz de variância-covariância, ou na matriz de correlação, de onde são extraídos os autovalores e os autovetores. A análise de componentes principais tem a finalidade de substituir um conjunto de variáveis correlacionadas por um conjunto de novas variáveis não correlacionadas, sendo essas, combinações lineares das variáveis iniciais, colocadas em ordem decrescente por suas variâncias,  $VAR CP1 > VAR CP2 > \dots > VAR CPp$  (VICINI, 2005).

Resumindo para a determinação dos componentes principais, é necessário calcular a matriz de variância-covariância ( $\Sigma$ ) ou a matriz de correlação ( $R$ ), encontrar os autovalores e os autovetores e, por fim, escrever as combinações lineares que serão as novas variáveis, denominadas de componentes principais, sendo que cada componente principal é uma combinação linear de todas as variáveis originais, independentes entre si e estimadas com o propósito de reter nos primeiros componentes estimados, as maiores frações da variabilidade total disponível (REGAZZI, 2002).

Para Cruz; Regazzi (1994), a viabilidade de utilização dos componentes principais, em estudos sobre divergência genética, depende da possibilidade de resumir o conjunto de variáveis originais em poucos componentes, o que significará ter aproximação do comportamento dos indivíduos oriundos de um espaço  $n$ -dimensional em um espaço bi ou tridimensional. Quando esse requisito for satisfeito, a referida técnica proporcionará simplificação considerável nos cálculos estatísticos e na interpretação dos resultados com relação aos demais métodos alternativos, principalmente quando o número de indivíduos avaliados for relativamente grande. Os indivíduos avaliados podem ser representados em um gráfico cartesiano bidimensional, sendo os eixos constituídos pelos escores dos dois primeiros componentes.

A avaliação da divergência em análise gráfica e o estabelecimento de grupos de similaridade com base na simples inspeção visual da dispersão são questionáveis e podem, às vezes, não ser tão claros na visualização do grau de similaridade entre os indivíduos estudados (CRUZ, 1990). Existem casos em que a análise não consegue resumir o complexo de informações das variáveis originais, ou seja, os dois ou três primeiros componentes principais contem porcentagem da variância total insuficiente para avaliação segura da similaridade. Então, para complementar as informações da dispersão gráfica, são utilizadas técnicas de análise de agrupamento, a qual permite o estabelecimento de grupos de maneira menos subjetiva que os exames visuais (CRUZ, 1990).

### 2.3.2 Análise de agrupamento

A análise de agrupamento (*cluster analysis*) trata da identificação de grupos de indivíduos similares após a estimação de uma matriz de dissimilaridade. Há vários métodos de agrupamento que se diferenciam pelo tipo de resultado e pelas diferentes formas de definir a proximidade entre indivíduos ou grupos formados. Em todos os casos, não se conhece o número de grupos a ser estabelecido e diferentes métodos proporcionam diferentes resultados (CRUZ; CARNEIRO, 2003).

O processo de agrupamento envolve basicamente duas etapas, a primeira refere-se a estimação de uma medida de similaridade ou dissimilaridade entre os indivíduos através do cálculo de uma matriz de distâncias entre as variáveis. A segunda etapa consiste na adoção de



uma técnica de agrupamento para a formação dos grupos reunidos em um dendograma, no qual é possível verificar as fusões sucessivas dos indivíduos, até os indivíduos formarem um único grupo (CRUZ; REGAZZI, 1994; REGAZZI, 2002).

Segundo Freitas (1996), a estimação das medidas de dissimilaridade consiste na conversão da matriz de observações  $n \times p$  (sendo  $n$  o número de indivíduos ou progenitores e  $p$  o de variáveis), em uma matriz quadrada e simétrica,  $n \times n$ , de similaridades individuais, que são medidas da distância entre pares de indivíduos, dado o valor de um conjunto de  $p$  variáveis. Na interseção da  $i$ -ésima linha e  $k$ -ésima coluna dessa matriz, coloca-se a distância entre o  $i$ -ésimo e o  $k$ -ésimo indivíduo. A alta similaridade (pequena distância) indica que os indivíduos são próximos em relação ao conjunto de variáveis, enquanto que a dissimilaridade (grande distância) indica o contrário.

A escolha do método a ser utilizado para calcular medidas de dissimilaridade ou similaridade é feita subjetivamente levando em consideração vários fatores como a natureza das variáveis ou as escalas das medidas (FERREIRA, 1993). Conforme Malhotra (2001), a utilização de diferentes medidas de distância pode levar a resultados diferentes de aglomeração, recomendando utilizar medidas diferentes e comparar os resultados.

Nos estudos da divergência genética tem sido usada com maior frequência a distância euclidiana média ou a distância generalizada de Mahalanobis, sendo essa última, possível de ser estimada apenas quando se dispõe da matriz de covariâncias residuais, estimada a partir de ensaios experimentais com repetições (CRUZ; REGAZZI, 1994).

A distância euclidiana é, sem dúvida, a medida de distância mais utilizada para a análise de agrupamentos. Considerando o caso mais simples, no qual existam  $n$  indivíduos, onde cada um dos quais possuem valores para  $p$  variáveis, a distância euclidiana entre eles é obtida mediante o teorema de Pitágoras, para um espaço multidimensional. Segundo Regazzi (2002), apesar da distância euclidiana ser uma medida de dissimilaridade, às vezes ela é referida como uma medida de semelhança, pois quanto maior seu valor, menos parecidos são os indivíduos ou unidades amostrais. A escolha de um método de aglomeração e de uma medida de distância estão inter-relacionadas. Por exemplo, devem-se usar os quadrados das distâncias euclidianas com os métodos de Ward e dos centroídes (MALHOTRA, 2001).

Portanto, após a escolha de uma medida de distância, ou de semelhança, deve-se escolher um processo de agrupamento, ou aglomeração. Dessa escolha dependerá a correta classificação de uma amostra estar dentro de um grupo, ou de outro, que já tenha sido formado. Há grande quantidade de métodos de agrupamento, e suas diferenças estão nas diferentes formas de definir proximidade entre um indivíduo em um grupo, contendo vários

indivíduos, ou entre grupos de indivíduos. Assim, nesse tipo de análise não se pode dizer que existe um método que seja melhor para se utilizar, o pesquisador deve decidir qual será o mais adequado para o desenvolvimento do seu trabalho, pois cada método leva a um resultado (VICINI, 2005).

Os métodos de agrupamento podem ser divididos principalmente em métodos hierárquicos e não-hierárquicos (otimização). Sendo que os métodos mais utilizados são os hierárquicos, os quais se baseiam no princípio de que com  $n$  indivíduos inicia-se a formação de  $n$  grupos, cada um contendo um único elemento. Assim, combinam-se dois indivíduos mais semelhantes, ou seja, de menor distância para originar  $n-1$  grupos. Os grupos remanescentes são combinados para originar  $n-2$  grupos, e assim sucessivamente, até formar um único grupo contendo  $n$  indivíduos (CRUZ; REGAZZI, 1994).

Dentro dos métodos hierárquicos existe uma subdivisão entre métodos hierárquicos de encadeamento, de variância e de centróide. O método de encadeamento por sua vez é subdividido em: método do encadeamento único (*Single Linkage*) ou método do vizinho mais próximo que se baseia na distância mínima. Onde são agrupados primeiramente os dois indivíduos que apresentam menor distância entre si. Após verifica-se o próximo que apresenta a menor distância agrupando-o com os dois primeiros, ou formando um novo grupo com um quarto indivíduo mais próximo a ele, sendo que em cada estágio a distância entre dois grupos é definida como a distância entre seus dois pontos mais próximos. Dois grupos podem incorporar-se em cada estágio por meio do encadeamento mais curto entre eles, esse processo continua até que todos os indivíduos estejam em um único grupo. O método do encadeamento completo (*Complete Linkage*) é semelhante ao encadeamento único, porém segue a distância máxima entre os indivíduos, também é conhecido como o método do vizinho mais distante, e a distância entre dois grupos é calculada entre seus dois pontos mais afastados. E o método do encadeamento médio é semelhante aos métodos anteriores, porém, neste método são utilizadas informações sobre todos os pares de distâncias, e não apenas da distância mínima ou máxima.

O método de variância ou método de Ward minimiza o quadrado da distância euclidiana às médias dos grupos sendo altamente eficiente na formação de grupo, o qual será reunido a outro se essa reunião proporcionar o menor aumento da variância intragrupo, calculando as médias de todas as variáveis para cada grupo, escolhendo a que proporciona a menor variância. E o método de centróide que considera que a distância entre dois aglomerados é a distância entre seus centróides, que nada mais é que a média para todas as

variáveis. A cada agrupamento novo de indivíduos, deve-se calcular um novo centroide (VICINI, 2005).

Os métodos não-hierárquicos ou de otimização se caracterizam por procurar maximizar a homogeneidade intragrupo, sem considerar a hierarquia entre grupos. Estes métodos podem ser classificados segundo Vicini, (2005) como: método limiar sequencial, método limiar paralelo, método do particionamento otimizador.

O método de otimização proposto por Tocher descrito por Rao (1952), tem como objetivo alcançar uma partição dos indivíduos que otimize (maximize ou minimize) alguma medida predefinida (CRUZ; CARNEIRO, 2003). No método de otimização de Tocher, os grupos são formados pela adequação de critérios, sendo que as médias das distâncias intragrupos são sempre menores que as distâncias médias intergrupos. O agrupamento é promovido em virtude das distâncias serem obtidas de  $n$  indivíduos aos pares, nas  $n(n-1)/2$  combinações possíveis. Se  $n$  for um número muito grande, a identificação de grupos homogêneos pela observação da matriz de distâncias se tornará obviamente impraticável (DIAS, 1994).

## **CAPÍTULO 1**

**Produção de ovos de poedeiras da raça Plymouth Rock Barrada, Plymouth Rock Branca e Rhode Island Red analisada através de modelos matemáticos lineares e não lineares**

**RESUMO**

O trabalho foi realizado com os dados das poedeiras de ovos de casca marrom do Laboratório de Avicultura (LAVIC) do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), onde são criadas aves das raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR). Objetivou-se identificar o modelo matemático que melhor descreve a curva de produção de ovos das aves das três raças; verificar se uma única equação pode ser utilizada para descrever a produção de ovos das diferentes raças; e estudar as interpretações biológicas dos parâmetros estimados pelos modelos. Foram utilizados os dados de produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade do primeiro ciclo de postura, dos anos de 1998 e 2010. Testou-se os modelos de regressão linear polinomial quadrático, cúbico e quártico e 21 modelos não lineares. Como critérios de escolha de modelos foram utilizados o quadrado médio do resíduo, desvio médio absoluto, coeficiente de determinação e a visualização gráfica das curvas. Para verificar a identidade dos modelos e a igualdade de parâmetros entre raças foi aplicado o teste *F*. Para verificar qual parâmetro do modelo explica a maior parte da variação total foi realizada a análise de componentes principais. O modelo de regressão polinomial quártica e os modelos não lineares Quadrático Logarítimo e Logístico II podem ser utilizados para estimar a curva de produção de ovos das poedeiras PRB, PRW e RIR. As curvas de produções de ovos estimadas por raça são diferentes, sendo a produção de ovos da raça PRW superior. Uma única curva de produção de ovos pode ser estimada para os anos de 1998 e 2010 das aves PRW. A persistência de postura é semelhante entre as aves das raças PRB e PRW. O potencial máximo de postura semanal (parâmetro *a* do modelo Logístico II) das aves da raça PRB é intermediário, e pode ser o mesmo das aves da raça PRW ou da raça RIR. Os dados produtivos da 27<sup>a</sup>, 38<sup>a</sup> e da 40<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade podem ser utilizados como dados parciais para estimar a curva de produção de ovos, pois são correlacionados com o potencial máximo de postura semanal (parâmetro *a* do modelo Logístico II) e com a taxa de decréscimo (parâmetro *x* do modelo Logístico II), que são altamente correlacionados com o 1<sup>a</sup> componente principal.

**Palavras-chave:** Logístico II, modelos polinomiais, taxa de postura.

## ABSTRACT

The study was conducted with data from hens that produce brown eggs coming from Laboratory of Poultry Science (LAVIC) of Department of Animal Science of the Federal University of Santa Maria (UFSM), there are created poultry breeds Barred Plymouth Rock (BPR), White Plymouth Rock (WPR) and Rhode Island Red (RIR). This study aimed to identify the mathematical model that best describes the curve of egg production of the birds of the three races; verify that a single equation can be used to describe the production of eggs of different breeds, and to study the biological interpretation of the parameters estimated by the models. The study used data from egg production to 21<sup>th</sup> to 50<sup>th</sup> week of age of first laying cycle of the years 1998 and 2010. Models were tested linear regression polynomial quadratic, cubic and quártica and 22 nonlinear models. As criteria for choosing models were used the residual mean square, mean absolute deviation, coefficient of determination and graphical visualization of the curves. To verify the identity of the models and parameters equal between races F test was applied. To check which parameter model explains most of the total variation was performed principal component analysis. The quartic polynomial regression and nonlinear models Quadratic Logarithm and Logistics II can be used to estimate the curve of egg production of BPR, WPR and RIR laying hens. The curves of egg production estimates by race are different, egg production of breed WPR is higher. One single curve of egg production can estimated 1998 to 2010 birds WPR. The persistence of posture is similar among poultry breeds BPR and WPR. The potential maximum weekly posture (parameter **a** of the Logistic II model) of birds breed BPR is intermediate, and can be of the same of breeds WPR or RIR. Data productive of the 27<sup>th</sup>, 38<sup>th</sup> and 40<sup>th</sup> at 50 weeks of age can be used as partial data to estimate the curve of egg production, because they are correlated with the maximum potential posture weekly (parameter of the Logistic II model) and the rate of decrease (parameter **x** of Logistic II model), which are highly correlated with the 1<sup>st</sup> principal component.

**Key words:** Logistic II model, laying rate, polynomial models.

## INTRODUÇÃO

A produção de ovos é uma característica de grande importância econômica na avicultura comercial. A estimativa e análise desta característica pode ser utilizada para selecionar aves de melhor desempenho, direcionar acasalamentos e adequar os manejos nutricionais e ambientais, buscando a maior produtividade.

Em produção animal é comum o uso de modelos estatísticos para a descrição matemática de fenômenos biológicos, como o crescimento, a lactação, o consumo de ração, a produção de ovos, entre outros. Assim, variáveis quantitativas são analisadas para representar fatores que influenciam o fenômeno (RONDON et al., 2002). O uso de modelos matemáticos para estimar curvas de produção de ovos com precisão é de grande importância para a pesquisa por permitir a comparação de diferentes curvas, a predição da produção total usando registros parciais e análise mais detalhada do ciclo de produção de ovos (FIALHO; LEDUR, 2000).

De maneira simplificada, os modelos matemáticos podem ser classificados em lineares e não lineares. Assim, um modelo é considerado linear quando todos os parâmetros estão dispostos linearmente, mesmo quando existirem termos elevados ao quadrado, ao cubo, etc. Nos modelos não lineares, a matriz de informação contém entre seus elementos todos ou alguns parâmetros que serão estimados, sendo a solução do problema dependente da substituição dos parâmetros por prováveis valores (THOLON; QUEIROZ, 2009).

As interpretações biológicas dos parâmetros das curvas de produção são frequentemente baseadas na manipulação algébrica do modelo e podem ser distorcidas pelas correlações entre os parâmetros (KNIZETOVA et al., 1985). Portanto, as correlações entre os parâmetros são de grande interesse nos programas de melhoramento, pois permite prever as respostas correlacionadas que serão obtidas nos caracteres produtivos, quando a seleção for feita com base nos parâmetros da curva estimada.

Neste sentido, a análise de componentes principais é uma ferramenta estatística que pode ser utilizada para explicar a estrutura de covariância entre as características de importância econômica em uma população animal (ROSO; FRIES, 1995).

Objetivou-se identificar o modelo matemático (linear ou não linear) que melhor descreve a curva de produção de ovos das aves das raças Plymouth Rock Barrada, Plymouth Rock Branca e Rhode Island Red; verificar se uma única equação pode ser utilizada para descrever a produção de ovos das diferentes raças através do teste de identidade de modelos e

igualdade de parâmetros; estudar as interpretações biológicas dos parâmetros estimados pelos modelos através das correlações existentes entre os parâmetros e a produção de ovos nas diferentes semanas de idade.

## MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado com o banco de dados do Laboratório de Avicultura (LAVIC) do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), onde são criadas aves das raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR). Os dados utilizados neste trabalho são referentes ao primeiro ciclo de produção de ovos das três raças dos anos de 1998 e 2010. Estas aves são oriundas do cruzamento anual de diferentes famílias dentro de raças, que tem como objetivo evitar a consanguinidade e aproveitar as vantagens da complementaridade e heterose. As aves foram criadas em um aviário experimental para postura com 210m<sup>2</sup>, laterais teladas, cortinas, cobertura metálica e 600 gaiolas de postura de 0,33x0,45x0,40m, com capacidade para duas aves por gaiola, contendo um bebedouro tipo taça e um comedouro do tipo calha.

Durante as fases de criação todas as aves receberam água e ração *ad libitum* e tiveram acesso ao mesmo manejo nutricional, sanitário e ambiental, sendo submetidas a um programa de iluminação crescente até 17 horas/luz/dia. A ração foi formulada à base de milho, farelo de soja e farelo de trigo, atendendo as exigências conforme a fase de produção, como segue: 17% de PB; 2.850 Kcal/Kg de EM; 2,48% de FB; 4,20% de Ca; 0,30% de P disponível; 1,75% de lisina digestível; 0,57% de metionina digestível e 0,80% metionina mais cistina (NRC, 1998).

A característica avaliada foi a produção de ovos em percentagem (taxa de postura) por gaiola, da 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade, de 758 aves da raça PRB (9664 observações), 634 aves da raça PRW (8424 observações) e 268 aves da raça RIR (3612 observações). Foram eliminadas aves com menos de 4 observações e com três desvios padrão acima ou abaixo da média da produção de ovos na semana.

Para modelar a curva de produção de ovos por raça utilizou-se a regressão linear e não linear. Na regressão linear foram testados os modelos quadrático, cúbico e quártico, representados por:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \dots + \beta_k X_i^k + \varepsilon,$$



em que:

$Y$  = variável dependente (produção de ovos);

$\beta_0, \dots, \beta_k$  = parâmetros desconhecidos do modelo (a estimar);

$X_i$  = variáveis independentes (semanas de idade);

$\varepsilon$  = erro aleatório.

Nas análises de regressão não linear foram testados 22 modelos por raça, os quais podem ser divididos conforme a sua finalidade original, como segue:

Modelos utilizados para descrever curva de lactação: Brody I (BRODY et al., 1923), Brody II (BRODY et al., 1924), Cobuci (COBUCI et al., 2000), Polinomial Inverso (NELDER, 1966), Quadrático Logarítmico (BIANCHINI SOBRINHO, 1984) e Papajcsik e Boderó (PAPAJCSIK; BODERO, 1988);

Modelos utilizados para descrever a curva de crescimento: Brody III (BRODY, 1945) que é uma alteração do modelo Brody II, Logístico I (NELDER, 1961), Richards (RICHARDS, 1959), Von Bertalanfy (VON BERTALANFY, 1957), Gompertz (LAIRD, 1966) e Weibull (WEIBULL, 1951);

Modelos utilizados para descrever tanto a curva de lactação quanto a de crescimento: Função Gama Incompleto (WOOD, 1967) e Linear Hiperbólico (BIANCHINI SOBRINHO, 1984);

Modelos utilizados para descrever a produção de ovos: Compartimental (MCMILLAN et al., 1970), McNally (MCNALLY, 1971), Logístico II (CASON; BRITTON, 1988), Compartimental Modificado (YANG et al., 1989); e

Modelos adaptados para descrever a produção de ovos: Brody (1945), Nelder (1961), Richards (1959) e Von Bertalanfy (1957) descritos por Cason; Ware (1990), que foram modificados pelo acréscimo do termo curvilíneo  $e^{-xt}$ , em que “ $e$ ” é a base natural do logaritmo neperiano, “ $t$ ” é o tempo em semanas de idade e “ $x$ ” o parâmetro que ajusta a declividade da curva após o pico de postura.

Para a escolha do modelo de melhor ajuste à curva de produção das aves foram utilizados os seguintes critérios: quadrado médio do resíduo (QMR), calculado dividindo-se a soma de quadrados do resíduo pelo número de observações, o qual é o estimador da máxima verossimilhança da variância residual, para que se possa comparar o QMR dos diferentes modelos, pois possuem número diferente de parâmetros a serem estimados; o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), calculado pelo quadrado da correlação entre a produção de ovos observada e estimada para os modelos não lineares ou obtido por meio da divisão da soma dos quadrados do modelo estimado pela soma dos quadrados do modelo completo para os

modelos lineares; e o desvio médio absoluto dos resíduos (DMA) estatística proposta por Sarmiento et al. (2006) utilizada para avaliar a qualidade do ajuste, calculado conforme a fórmula a seguir:  $DMA = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n}$ , sendo que:  $Y_i$  é o valor observado;  $\hat{Y}_i$  o valor estimado;  $n$  o tamanho da amostra; trajetórias das curvas de produção de ovos observada e estimadas pelas funções matemáticas; e análise gráfica resíduos padronizados.

Após a escolha do modelo de melhor ajuste à curva de produção de ovos para as diferentes raças, foi realizado o teste de identidade, para verificar se uma única curva seria adequada para descrever a curva de postura das três raças estudadas, ou se qualquer subconjunto de parâmetros é idêntico, através do teste de razão de verossimilhança para igualdade de parâmetros de modelos de regressão não linear com aproximação dada pela estatística  $F$ , descrito por Bates; Watts (1988). Este mesmo teste foi realizado dentro de raça para verificar se os parâmetros obtidos nas equações são idênticos entre os anos 1998 e 2010.

A escolha da melhor hipótese de nulidade entre parâmetros foi realizada através do critério de informação de Akaike - AIC (AKAIKE, 1974) e do critério de informação Bayesiano - BIC (SCHWARZ, 1978), obtidos da seguinte forma:

$$AIC = -2 L(\hat{\theta}) + 2d;$$

$$BIC = -2 L(\hat{\theta}) + \ln(N)d ;$$

sendo:

$L(\theta)$  = logaritmo de verossimilhança restrita;

$\ln$  = logaritmo neperiano;

$d$  representa o número total de parâmetros estimados pelo modelo; e

$N$  é o número total de observações.

As correlações entre os parâmetros estimados por animal utilizando o melhor modelo e a produção de ovos nas diferentes semanas, foram obtidas com o objetivo de identificar o período da curva de produção de ovos que cada parâmetro estaria mais associado.

Procedeu-se com a análise de componentes principais para identificar quais parâmetros (estimados por animal) do modelo indicado pelos critérios estatísticos e biológicos, explicam a maior parte da variabilidade total dos dados. Esta análise foi realizada a partir da matriz de correlação ( $R$ ), e consiste em transformar um conjunto de variáveis  $Z_1, Z_2, \dots, Z_p$  (parâmetros estimados) em um novo conjunto de variáveis  $Y_1(CP1), Y_2(CP2), \dots, Y_p(CPp)$  (REGAZZI, 2002). Define-se assim um novo conjunto de  $p$  variáveis não correlacionadas entre si e arranjadas numa ordem decrescente de variâncias. Assim, os coeficientes dos componentes principais são indicadores da magnitude da correlação entre as

variáveis padronizadas e os componentes principais, pois a correlação pode ser obtida pela seguinte expressão:

$$r_{CP_i Z_j} = \sqrt{\lambda_i z_{aij}}$$

em que:

$CP_i$  = *i*-ésimo componente principal;

$\lambda_i$  = autovalor associado ao  $CP_i$ , que é uma constante;

$aij$  = coeficiente do  $CP_i$  relacionado à variável  $Z_j$  (PAIVA et al., 2010).

As análises foram realizadas por meio do SAS<sup>®</sup> (2001), utilizando os seguintes procedimentos: PROC REG (Regressão Linear), PROC NLIN (Regressão Não Linear); PROC CORR (Correlações); e PROC PRINCOMP (Componentes Principais) (Apêndice A).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nas três raças avaliadas os modelos não lineares Brody II, Brody III, Compartmental, Compartmental Modificado, Função Gama Incompleto, Gompertz, Linear Hiperbólico, Logístico I, Papajcsik e Boderó, Richards, Von Bertalanfy, Weibull e os modelos adaptados Brody (1945), Nelder (1961), Richards (1959) e Von Bertalanfy (1957) descritos por Cason; Ware (1990) não convergiram. Dentre os que convergiram os modelos que apresentaram o melhor ajuste foram o Quadrático Logarítmico e o Logístico II para as três raças estudadas, apresentando menor QMR, DMA e maior  $R^2$  (Tabela 1.1).

Dos modelos lineares polinomiais o que melhor ajustou-se a curva de produção de ovos das poedeiras foi o modelo de regressão quártica, resultando no valor de  $R^2$  igual a 0,78; 0,79 e 0,77; QMR igual a 320,30; 311,50 e 398,90 e DMA igual a 2,63; 2,78; 3,72 para as raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR), respectivamente. Exceto para a raça PRB em que o DMA foi menor na regressão cúbica sendo igual a 2,53 (Tabela 1.1).

Tabela 1.1 - Parâmetros estimados pelos modelos de regressão linear e não linear, quadrado médio do resíduo (QMR), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e desvio médio absoluto (DMA) para as raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR)

	Raças	Modelos	Parâmetros Estimados*					Critérios de Escolha		
			a	b	c	d	x	QMR	$R^2$	DMA
Regressão não linear	PRB	Brody I <sup>1</sup>	68,28		0,00			361,4	0,001	5,09
		Cobuci <sup>2</sup>	65,92		0,10			361,1	0,002	5,06
		Logístico II <sup>3</sup>	113,90		6,76	-0,33	0,013	321,6	0,111	2,83
		McNally <sup>4</sup>	2,69	6,99	-0,20	-4,86		387,2	0,002	7,07
		Polinomial inverso <sup>5</sup>	0,77	-0,03	0,00			327,2	0,096	3,30
		Quadrático Logarítmico <sup>6</sup>	-1795,30	-48,19	0,31	892,70		320,4	0,115	2,69
	PRW	Brody I	73,79		0,00			358,6	0,001	5,45
		Cobuci	71,42		0,11			358,2	0,002	5,42
		Logístico II	105,50		12,95	-0,62	0,009	310,7	0,135	2,65
		McNally	3,71	6,97	-0,21	-4,94		388,2	0,002	7,45
		Polinomial inverso	0,62	-0,02	0,00			326,4	0,091	4,35
		Quadrático Logarítmico	-2168,40	-60,09	0,39	1085,90		313,3	0,128	2,89
	RIR	Brody I	63,25		-0,00			465,7	0,001	7,39
		Cobuci	60,70		0,02			465,3	0,011	7,38
		Logístico II	121,00		8,13	-0,37	0,015	398,7	0,114	3,75
Quadrático Logarítmico		-2115,80	-54,11	0,34	1031,10		399,1	0,114	3,68	
			<b>Intercepto</b>	<b><math>\beta 1</math></b>	<b><math>\beta 2</math></b>	<b><math>\beta 3</math></b>	<b><math>\beta 4</math></b>			
Regressão polinomial	PRB	Quadrática	-21,25	5,26	-0,07			334,9	0,506	4,06
		Cúbica	-320,23	32,63	-0,87	0,00		320,5	0,778	2,53
		Quártica	-482,99	52,49	-1,76	0,02	-0,001	320,3	0,782	2,63
	PRW	Quadrática	-10,71	4,96	-0,07			334,8	0,405	4,98
		Cúbica	-350,51	36,07	-0,98	0,00		316,2	0,716	3,21
		Quártica	-1155,02	134,31	-5,35	0,09	-0,001	311,5	0,795	2,78
	RIR	Quadrática	-62,42	7,41	-0,10			417,6	0,553	5,00
		Cúbica	-400,04	38,16	-0,99	0,01		400,2	0,755	3,72
		Quártica	-830,24	90,52	-3,32	0,05	-0,001	398,9	0,769	3,72

<sup>1</sup>Brody et al. (1923):  $Y_t = a e^{-(ct)} + \varepsilon$ , <sup>2</sup>Cobuci et al. (2000):  $Y_t = a - ct + \ln(t) + \varepsilon$ , <sup>3</sup>Cason; Britton (1988):  $Y_t = a[1 + e^{-(c+dt)}]^{-1} e^{-xt} + \varepsilon$ , <sup>4</sup>McNally (1971):  $Y_t = at e^{b[-ct+dt(0,5)]} + \varepsilon$ , <sup>5</sup>Nelder (1966):  $Y_t = t/(a+bt+ct^2) + \varepsilon$ , <sup>6</sup>Bianchini Sobrinho (1984):  $Y_t = a + bt + ct^2 + d \ln(t) + \varepsilon$ . \* Interpretações dos parâmetros dos modelos 1, 2, 4, 5, 6: **Yt** é a produção de ovos colocados em t semanas de postura; **a** é o valor assintótico da produção de ovos; **b** a taxa de aumento da produção; **c** a taxa de decréscimo da produção; **d** não possui interpretação biológica exceto para o modelo 4 que **d** um termo extra, adicionado por McNally para melhor ajuste. Interpretação biológica do modelo 3: **a** o potencial máximo semanal de postura de ovos; **c** a taxa de aumento da produção; **x** a taxa de decréscimo da produção; **d** não possui interpretação biológica. Onde  $\varepsilon$  é erro aleatório e **ln** base dos logaritmos neperianos.

Ao observar as curvas estimadas pelos modelos não lineares Quadrático Logarítmico e Logístico II e pelo modelo de regressão linear quártico e a curva observada para cada raça (Figura 1.1) verifica-se que os três modelos podem ser utilizados para descrever a produção de ovos das poedeiras das raças PRB, PRW e RIR. A trajetória da curva de produção de ovos descrita pelos diferentes modelos foi praticamente idêntica até a 46<sup>o</sup> semana (Figura 1.1).

Segundo McMillan et al. (1986) a regressão linear polinomial não é adequada para descrever a curva de produção de ovos quando todo período de postura é considerado. Neste estudo houve um bom ajuste da regressão polinomial quártica, o que pode ser justificado pela utilização de dados até a 50<sup>a</sup> semana de idade o que não corresponde todo o ciclo de postura, que normalmente se encerra por volta da 70<sup>a</sup> semana de idade (FIALHO; LEDUR, 1997).

Gavora et al. (1982) relata que os modelos não lineares são eficientes quando têm baixos desvios entre os dados observados e os preditos pelo modelo, também que os parâmetros da curva são de fácil interpretação biológica, sendo assim os mais indicados para o ajuste da curva de produção de ovos. Portanto, optou-se pelo modelo Logístico II para a realização das demais análises, pois este modelo possui interpretação biológica para produção de ovos. O modelo é dado por:  $Y_t = a[1 + e^{-(c+dt)}]^{-1} e^{-xt}$ , em que: **a** é o potencial máximo semanal de postura de ovos; **c** a taxa de aumento da produção; **x** a taxa de decréscimo da produção; **d** não possui interpretação biológica.

O modelo Logístico II também foi eleito como melhor em descrever a curva de produção de ovos por Cason; Britton (1988) ao compararam diferentes modelos de regressão não linear. Segundo Savegnago (2010), este modelo está entre os melhores para estimar a curva de postura de aves da raça Leghorn de uma população de poedeiras selecionadas para melhorar a produção de ovos.

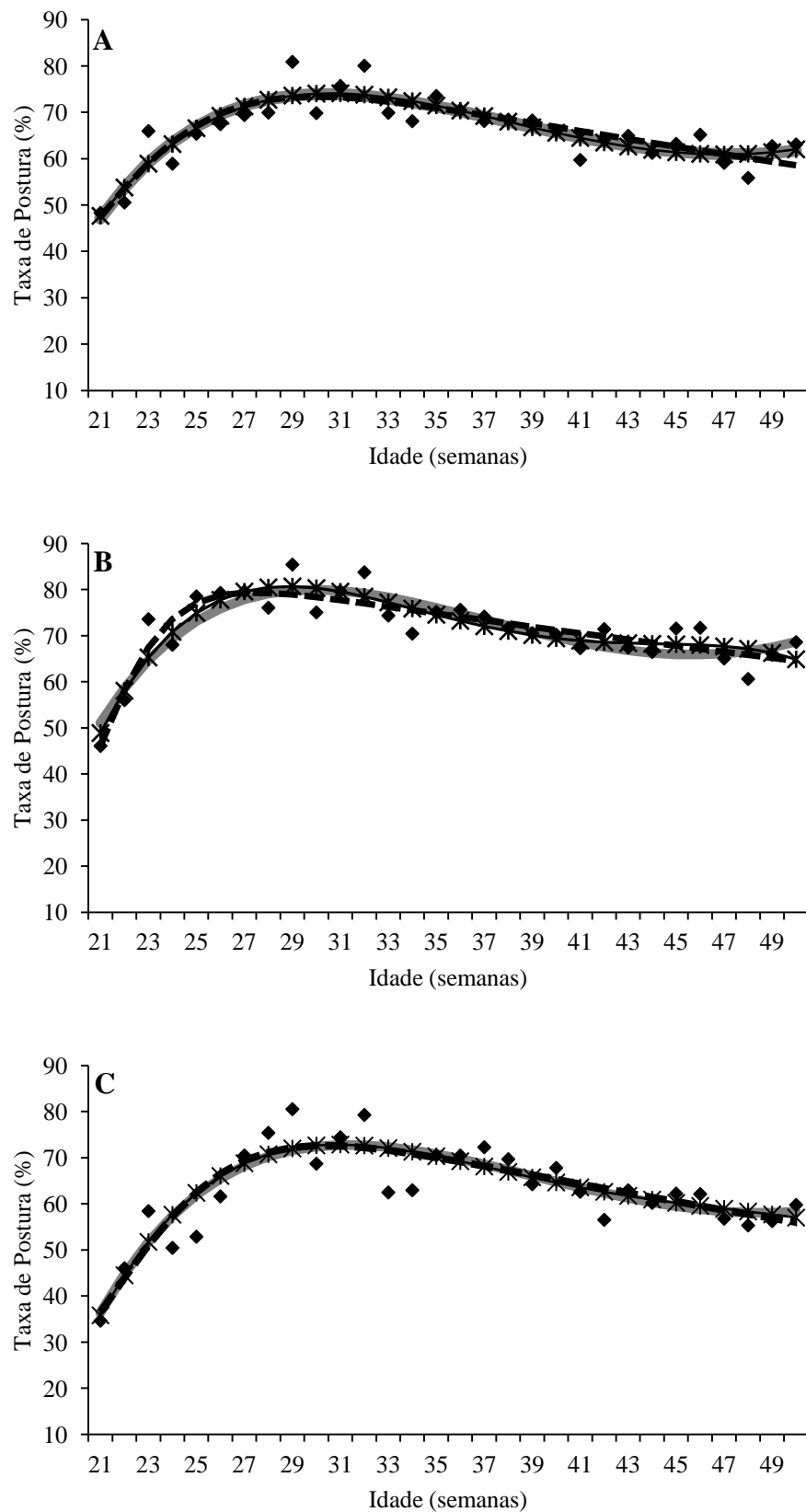


Figura 1.1 - Curvas de produção de ovos observadas (♦) e estimadas através dos modelos não lineares Quadrático Logarítmico (—) e Logístico II (---) e pelo modelo polinomial quártico (\*) para as raças Plymouth Rock Barrada (A), Plymouth Rock Branca (B) e Rhode Island Red (C).

Ao comparar as curvas de produção de ovos estimadas para as raças PRB, PRW e RIR, por meio do teste de identidade de modelos, constatou-se que as curvas são estatisticamente diferentes ( $P < 0,01$ ). O teste de igualdade de parâmetros também mostrou que nenhum dos parâmetros do modelo Logístico II é igual para as raças avaliadas.

Na 21ª semana de idade as aves das raças PRB e PRW apresentam taxa de postura semelhante em torno de 47%, porém, com o passar das semanas as aves PRW obtiveram uma maior produção de ovos (Figura 1.2). Aves da raça PRW apresentaram maior produção de ovos e atingiram o pico de produção na 27ª semana de idade com taxa de postura de 79,31%.

As aves PRB e RIR atingiram o pico de produção na 30ª semana com taxa de postura em torno de 73% sendo essa semelhança mantida até a 37ª semana. O decréscimo da produção de ovos após o pico de postura até a 50ª semana de idade foi em média de 14% para as aves PRB e PRW, apresentando persistência de postura semelhante. As aves da raça RIR tiveram menor produção de ovos, sendo que na 21ª semana a taxa de postura foi de 37% e apresentaram um decréscimo de postura mais acentuado de 17% (Figura 1.2).

Estes resultados sugerem que os manejos (ambientais e nutricionais) realizados devem ser revistos levando em consideração a interação genótipo ambiente, pois, o mesmo manejo utilizado para as diferentes raças pode prejudicar o desempenho de uma em relação à outra. Sazzad (1992), observou maior produção de ovos das aves da raça RIR em comparação com as aves da raça PRB em criação intensiva (mesmo manejo), no entanto, em criação extensiva (manejo diferente) não verificou esta diferença.

Ao avaliar a Figura 1.2 e verificar semelhanças em alguns pontos da curva decidiu-se realizar o teste de identidade e igualdade de parâmetros considerando apenas duas raças, como segue: situação 1: PRW vs RIR, as curvas destas duas raças são estatisticamente diferentes e nenhum parâmetro estimado pelo modelo Logístico II é igual ( $P < 0,01$ ); situação 2: PRW vs PRB, as curvas destas duas raças são estatisticamente diferentes, porém o parâmetro  $a$  (potencial máximo de postura) estimado para as duas raças são iguais ( $P > 0,01$ ); situação 3: PRB vs RIR, as curvas destas duas raças são estatisticamente diferentes, porém quanto ao teste de igualdade de parâmetros, das 15 hipóteses testadas cinco não foram rejeitadas ( $P > 0,01$ ) (Tabela 1.2).

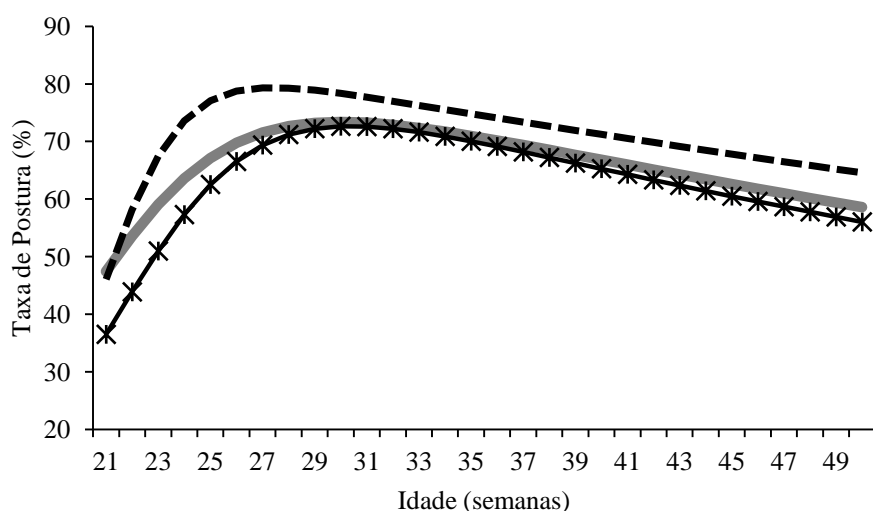


Figura 1.2 - Curvas de produção de ovos das raças Plymouth Rock Barrada (—), Plymouth Rock Branca (--) e Rhode Island Red (\*), estimadas através do modelo Logístico II.

Na Tabela 1.2 o critério de informação de Akaike (AIC) indicou como melhor hipótese a que considera o parâmetro **a** igual ( $H_{01}$ ) para as duas raças (PRB e RIR). O critério de informação Bayesiano (BIC) indicou como melhor hipótese àquela que considera os parâmetros **a** e **d** iguais ( $H_{05}$ ). Ao analisar graficamente as duas hipóteses (Figura 1.3), observou-se que a hipótese  $H_{05}$  superestimou a fase pré-pico (21<sup>a</sup> a 27<sup>a</sup> semana de idade) para a raça PRB e subestimou a fase pré-pico para a raça RIR. Portanto, ao comparar estatisticamente e visualmente, os parâmetros estimados para as raças PRB e RIR constatou-se que apenas o parâmetro **a** é igual, parâmetro este responsável pelo potencial máximo de postura.

Tabela 1.2 - Hipóteses não rejeitadas ( $P > 0,01$ ) pelo teste de igualdade de parâmetros comparativo das raças PRB (1) e RIR (2), critério de informação de Akaike (AIC) e critério de informação Bayesiano (BIC)

Hipóteses	<i>P-value</i>	AIC	BIC
$H_{01}: a_1 = a_2$	0,26	15,25	67,70
$H_{02}: c_1 = c_2$	0,05	17,69	70,14
$H_{03}: d_1 = d_2$	0,24	15,40	67,85
$H_{04}: x_1 = x_2$	0,10	16,60	69,05
$H_{05}: a_1 = a_2; d_1 = d_2$	0,01	20,14	65,10



Segundo Cason; Britton (1988) não existe interpretação biológica para o parâmetro  $d$  do modelo Logístico II, todavia, através da visualização gráfica das curvas de produção de ovos (Figura 1.3), observa-se que a ação deste parâmetro pode estar relacionada com a fase de pré-pico, em que ocorrem as alterações de super e/ou subestimação da produção de ovos.

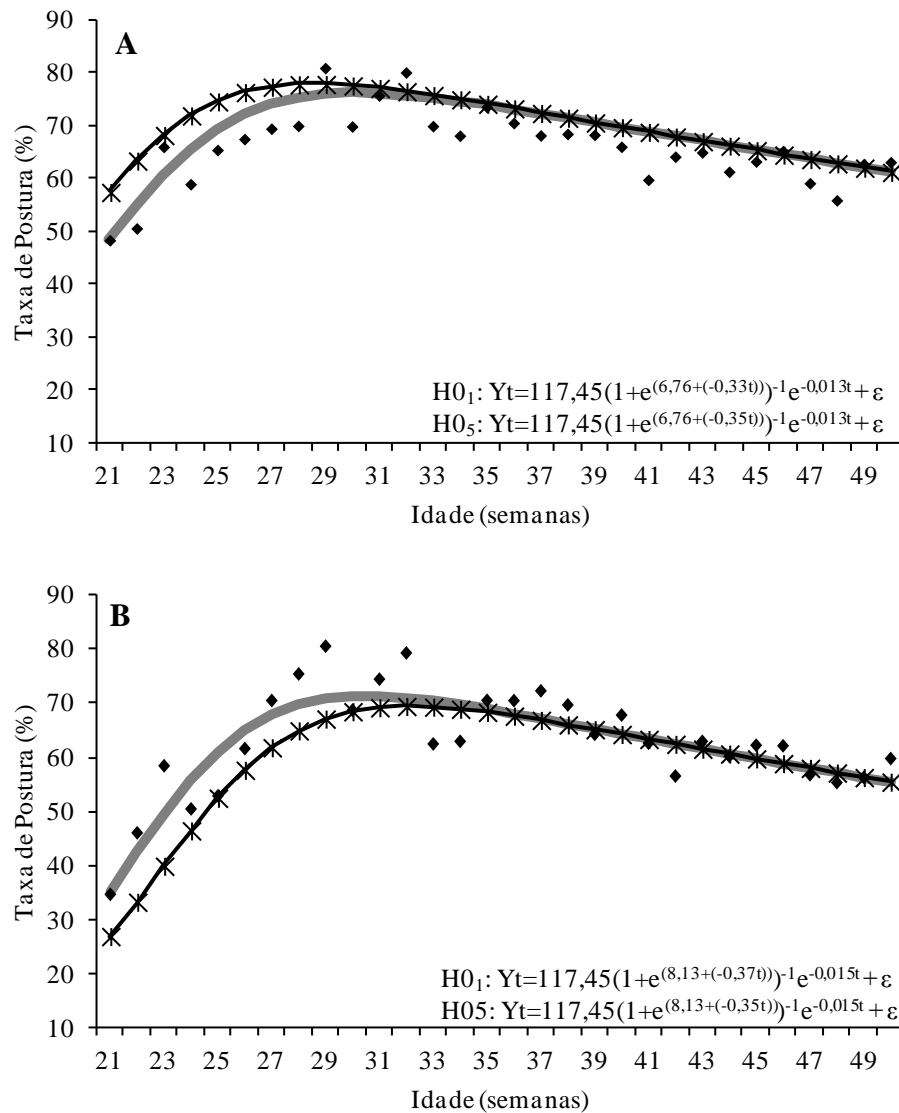


Figura 1.3 - Curvas de produção de ovos estimadas através das hipóteses  $H_{01}$  (—) e  $H_{05}$  (---) e dados observados (♦) das raças Plymouth Rock Barrada (A) e Rhode Island Red (B).

Ao comparar os anos de 1998 e 2010 dentro de raça pelo teste de identidade e igualdade de parâmetros observou-se que as curvas estimadas para os dois anos para a raça PRB, pelo modelo Logístico II, são diferentes e que não existe igualdade estatística de

nenhum parâmetro. O mesmo não foi observado para as raças PRW e RIR que tiveram algumas igualdades estatisticamente comprovadas (Tabela 1.3).

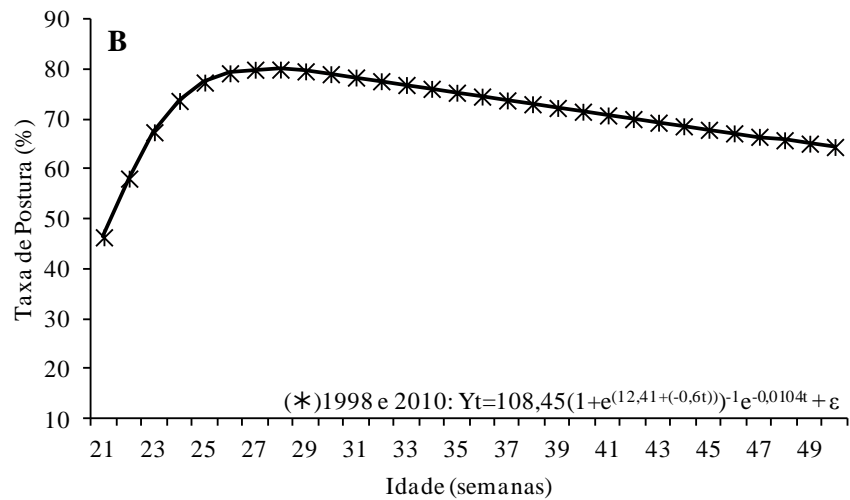
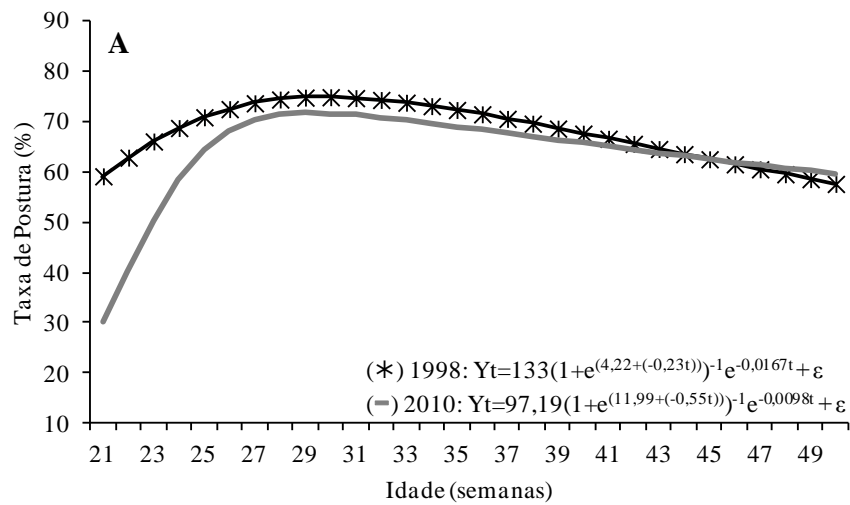
Dentre as hipóteses aceitas para a raça RIR, os critérios AIC e BIC indicaram como melhor a hipótese  $H_{02}$  que testa estatisticamente a igualdade dos parâmetros  $x$  estimados para os dois anos, ou seja, a taxa de decréscimo da curva de produção de ovos seguiu a mesma tendência em 1998 e 2010 (Tabela 1.3). Para a raça PRW o AIC indicou como melhor hipótese a  $H_{02}$ , em que os parâmetros  $x$  estimados para 1998 e 2010 são iguais e o BIC indicou a hipótese de identidade de modelos ( $H_0$ ), que sugere que todos os parâmetros são iguais, ou seja, a curva de 1998 e 2010 para a PRW é igual. Visualizando graficamente as duas hipóteses indicadas pelos critérios (dados não apresentados) pode-se observar que a melhor hipótese é a de identidade de modelos, pois resultou em melhor ajuste aos dados observados.

Tabela 1.3 - Hipóteses não rejeitadas ( $P > 0,01$ ) pelo teste de identidade e igualdade de parâmetros comparando os anos de 1998 (1) e 2010 (2) para as raças Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR) e os valores do critério de informação de Akaike (AIC) e critério de informação Bayesiano (BIC)

Hipóteses	<i>P-value</i>	AIC	BIC
PRW (1998 x 2010)			
$H_0: a_1=a_2; c_1=c_2; d_1=d_2; x_1=x_2$ (identidade)	0,02	19,24	44,61
$H_{01}: a_1 = a_2$	0,04	18,01	62,42
$H_{02}: x_1=x_2$	0,08	17,07	61,47
$H_{08}: a_1=a_2; x_1=x_2$	0,05	17,81	55,87
$H_{012}: a_1=a_2; c_1=c_2; d_1=d_2$	0,01	20,46	52,17
$H_{013}: a_1=a_2; c_1=c_2; x_1=x_2$	0,01	21,18	52,90
$H_{014}: c_1=c_2; d_1=d_2; x_1=x_2$	0,01	20,33	52,04
$H_{015}: a_1=a_2; d_1=d_2; x_1=x_2$	0,01	21,12	52,84
RIR (1998 x 2010)			
$H_{01}: a_1 = a_2$	0,03	18,51	56,96
$H_{02}: x_1=x_2$	0,21	15,57	54,02

O teste de identidade comparando os anos mostra que as aves da raça PRW mantiveram as mesmas tendências na produção de ovos ao passar 12 anos de intervalo entre gerações, o que não ocorreu para as aves PRB e RIR. Estes resultados podem ser observados na figura 1.4 através da visualização das curvas estimadas pelo modelo Logístico II, utilizando os parâmetros indicados pelas hipóteses da análise anterior.

O pico de postura esperado para as poedeiras de ovos de casca marrom em geral varia em torno de 90 a 95% na 26ª semana de idade (EMBRAPA, 2012; HY LINE, 2012). Neste trabalho as taxas de postura estimadas foram inferiores ao esperado e vem reduzindo conforme o passar das gerações para as aves das raças PRB e RIR, o que sugere melhorias no manejo das aves, seleção das aves superiores, e o conhecimento da genealogia das aves para realização dos cruzamentos futuros.



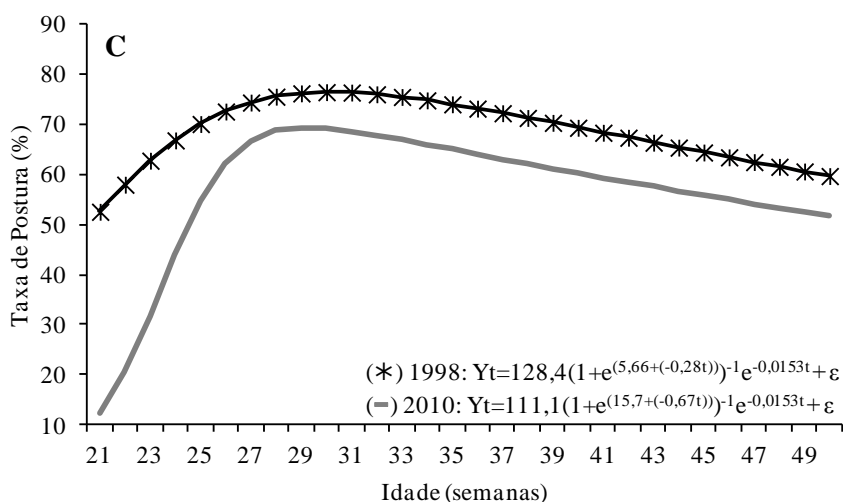


Figura 1.4 - Curvas de produção de ovos estimadas através do modelo Logístico II com os parâmetros indicados pelo teste de identidade e igualdade de parâmetros das aves das raças Plymouth Rock Barrada (A), Plymouth Rock Branca (B) e Rhode Island Red (C) dos anos de 1998 e 2010.

Os parâmetros do modelo Logístico II foram estimados por ave e correlacionados entre si e com a produção de ovos nas diferentes semanas de idade (21ª a 50ª semana). De modo geral, as correlações foram de baixa magnitude. O parâmetro **x** (taxa de decréscimo da curva) possui correlação ( $P < 0,01$ ) com os parâmetros **a** (0,24) e **c** (0,03) (o potencial máximo semanal de postura e a taxa de aumento da produção). O parâmetro **d** possui correlação ( $P < 0,01$ ) com a produção de ovos nas 21ª (-0,16), 22ª (-0,19) e 23ª (-0,10) semanas de idade, sendo os coeficientes de correlação negativos, confirmando que este parâmetro tem influência na produção de ovos na fase de produção pré-pico, como anteriormente mencionado. O parâmetro **d** também possui correlação ( $P < 0,05$ ) com a produção de ovos na 29ª, 31ª, 33ª, 34ª e 39ª semana de idade, sendo os coeficientes de correlações baixos, porém positivos, como segue: 0,08; 0,09; 0,08; 0,07 e 0,08 respectivamente.

O parâmetro **a** está correlacionado ( $P < 0,01$ ) com a produção de ovos na 27ª (-0,018) e na 38ª (-0,085) semana de idade. Este parâmetro estima o potencial máximo semanal de postura o qual ocorreu na 27ª semana para as aves da raça PRW, e na 30ª semana para as aves das raças PRB e RIR ao atingirem o pico de produção. O parâmetro **c** possui correlação com a produção de ovos na 39ª e 44ª semana igual a -0,07 ( $P < 0,01$ ). O parâmetro **x** está correlacionado com produções de ovos das semanas 40ª (-0,08), 42ª (-0,11), 49ª (-0,09) e 50ª (-0,11), corroborando com Cason; Britton (1988) que afirmaram que o parâmetro **x** tem influência no decréscimo da curva de produção de ovos.

Na análise de componentes principais as variáveis consideradas foram os parâmetros do modelo Logístico II estimados por animal. Os três primeiros componentes principais foram responsáveis por 81,11% da variação total dos dados (Tabela 1.4). Os parâmetros **a** e **x** estão correlacionados com o primeiro componente principal (0,78 e 0,79). Assim, sugere-se que o potencial máximo semanal de postura (parâmetro **a**) que está correlacionado a produção de ovos da 27<sup>a</sup> e 38<sup>a</sup> semana de idade e a taxa de decréscimo de produção, que está correlacionada com a produção de ovos da 42<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade, podem ser utilizados como observações parciais para estimação da produção total de ovos, já que são altamente correlacionados com o 1<sup>o</sup> componente principal.

Esses resultados sugerem que o AIC e BIC não discordaram na escolha da melhor hipótese, pois ambos indicam o parâmetro **x** como iguais para estimar a curva de produção de ovos nos anos de 1998 e 2010 da raça PRW (Tabela 1.3). A análise de componentes principais estimou alta correlação do CP1 com o parâmetro **x** (Tabela 1.4), indicando que este parâmetro juntamente com o parâmetro **a** explicam a maior parte da variação total da curva de produção de ovos, sendo esses iguais, a mesma curva pode ser usada para os dois anos, conforme indicado pelo BIC que tende a penalizar os modelos mais parametrizados. Vale ressaltar que ambos, AIC e BIC, penalizam modelos com maior número de parâmetros, porém, para o BIC, esta penalidade é mais rigorosa (NUNEZANTÓN; ZIMMERMAN, 2000).

Os parâmetros **c** e **d** estão correlacionados ao terceiro e segundo componente principal que representam 25,02 e 24,97% da variação total (0,75 e 0,76 respectivamente) (Tabela 1.4).

Tabela 1.4 - Autovalores, percentagem de variação total, percentagem de variação acumulada e coeficientes de correlação entre os parâmetros estimados pelo modelo Logístico II<sup>1</sup> e os componentes principais

Componente principal	Autovalores	% de variação total	% de variação acumulada	Coeficientes de correlação <sup>2</sup>			
				<b>a</b>	<b>c</b>	<b>d</b>	<b>x</b>
CP1	1,24	31,12	31,12	0,78	0,09	0,00	0,79
CP2	1,00	25,02	56,14	0,07	-0,65	0,76	0,00
CP3	0,99	24,97	81,11	-0,08	0,75	0,65	-0,00
CP4	0,75	18,89	100,00	0,70	0,07	-0,00	-0,71

<sup>1</sup> $Y_t = a[1 + e^{(c+dt)}]^{-1} e^{-xt} + \varepsilon$ ; descrito por Cason; Britton (1988);

<sup>2</sup> **a** é o potencial máximo semanal de postura de ovos; **c** a taxa de aumento da produção; **x** a taxa de decréscimo da produção; **d** não possui interpretação biológica.

## CONCLUSÃO

O modelo de regressão polinomial quártica e os modelos não lineares Quadrático Logarítimo e Logístico II podem ser utilizados para estimar a curva de produção de ovos das poedeiras das raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR).

As curvas de produções de ovos estimadas por raça são diferentes, sendo a produção de ovos da raça PRW superior. Uma única curva de produção de ovos pode ser estimada para os anos de 1998 e 2010 das aves PRW.

A persistência de postura é semelhante entre as aves das raças PRB e PRW. O potencial máximo de postura semanal (parâmetro **a** do modelo Logístico II) das aves da raça PRB é intermediário, e pode ser o mesmo das aves da raça PRW ou da raça RIR.

Os dados produtivos da 27<sup>a</sup>, 38<sup>a</sup> e da 40<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade podem ser utilizados como dados parciais para estimar a curva de produção de ovos, pois são correlacionados com o potencial máximo de postura semanal (parâmetro **a** do modelo Logístico II) e com a taxa de decréscimo (parâmetro **x** do modelo Logístico II), que são altamente correlacionados com o 1<sup>a</sup> componente principal.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control.**, Boston, v. 19, n. 6, p. 716-723, Dec. 1974.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. Nonlinear regression analysis and its applications. New York: **John Wiley**, 1988. 365 p.

BIANCHINI SOBRINHO, E. **Estudo da curva de lactação de vacas da raça Gir**. 1984. 88 f. Dissertação (Doutorado em Genética) – Faculdade de Medicina Veterinária de Ribeirão Preto FMVRP/ Universidade de São Paulo USP, São Paulo, 1984.

BRODY, S. A.; RAGSDALE, A. C.; TURNER, C. W. The rate of decline of milk secretion with the advance of the period of lactation. **Journal of Genetic Physiology**, v. 5, n. 4, p. 441-444, Mar. 1923.

BRODY, S. A.; RAGSDALE, A. C.; TURNER, C. W. The relation between the initial rise and the subsequent decline of milk secretion following parturition. **Journal of Genetic Physiology**, vol. 6, n. 5, p. 541-545, May. 1924.

- BRODY, S. A. **Bioenergetics and growth**. New York: Rheinhold, 1945. 645 p.
- CASON, J. A.; BRITTON, W. M. Comparison of Compartmental and Adams-Bell models of poultry egg production. **Poultry Science**, v. 67, n. 2, p. 213-218, Feb. 1988.
- CASON, J. A.; WARE, G. O. Analysis of flock egg production curves using generalized growth functions. **Poultry Science**, v. 69, n. 7, p. 1054-1069, July. 1990.
- COBUCCI, J. A. et al. Curva de Lactação na Raça Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 29, n. 5, p. 1332-1329, 2000.
- EMBRAPA. EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Linhagens de aves**. 2012. Disponível em : <<http://www.cnpsa.embrapa.br/?ids=Uv7z26l8u>>. Acesso em: 24 nov. 2012.
- FIALHO, F. B.; LEDUR, M. C. Segmented polynomial model for estimation of egg production curves in laying hens. **British Poultry Science**, v. 38, n. 1, p. 66-73, 1997.
- FIALHO, F. B.; LEDUR, M. C. Modelo Matemático para Curvas de Produção de Ovos Comunicado Técnico, Embrapa Suínos e Aves. n. 256, p. 1-3. set. 2000.
- GAVORA, J. S. et al. Comparison of three mathematical models of egg production. **British Poultry Science**, v. 23, n. 4, p. 339-348, 1982.
- HY-LINE. **Hy Line Brown Manual de padrões de desempenho**. 2012. Disponível em: <[http://www.hyline.com.br/hyline/download/guia\\_brown\\_09mai2.pdf](http://www.hyline.com.br/hyline/download/guia_brown_09mai2.pdf)> Acesso em: 7 jan. 2013.
- KNIZETOVA, H. et al. Growth curves of chickens with different type of performance. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v. 120, n. 4, p. 256-270. 1985.
- LAIRD, A. K. Dynamics of relative growth. **Bar Harbor**, v. 29, p. 249-263, 1966.
- MCMILLAN, I. et al. Prediction of annual production from part record egg production in chickens by three mathematical models. **Poultry Science**, v. 65, n. 5, p. 817-822, May. 1986.
- MCMILLAN, I. et al. Quantitative genetics of fertility I and II. **Genetics**, v. 65, p. 349-369, 1970.
- MCNALLY, D. H. Mathematical model for poultry egg production. **Biometrics**, v. 27, p. 735-738, 1971.
- NATIONAL RESEARCH CONCIL – NRC. 1998. Nutrient requirements of swine. 10 ed. Washington: **National Academy of Sciences**. 189p.
- NELDER, J. A. The fitting of a generalization of the logistic curve. **Biometrics**, v. 17, p. 89-94, 1961.

NELDER, J. A. Inverse polynomials a useful group of multi-factor response functions. **Biometrics**, v. 22, n. 1, p. 128-141, 1966.

NUNEZ-ANTÓN, V.N.; ZIMMERMAN, D.L. Modelling nonstationary longitudinal data. **Biometrics**, v. 56, p. 699-705, 2000.

PAIVA, A. L. C. et al. Análise de componentes principais em características de produção de aves de postura. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, n. 2, p.285-288, 2010.

PAPAJCSIK, I. A.; BODERO, J. Modelling lactation curves of Friesian cows in a subtropical climate. **Animal Production**, v. 47, n. 2, p. 201-207, 1988.

REGAZZI, A. J. Análise multivariada. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas. Departamento de Informática, 2002. 166 p. (INF-766 - notas de aula).

RICHARDS, F.J. A flexible growth function for empirical use. **Journal of Experimental Botany**, Oxford, v. 10, p. 290-300, 1959.

RONDON E.O.O. et al. Modelagem computacional para produção e pesquisa em avicultura. **Revista Brasileira de Ciência Avícola**, v. 4, n. 1, p. 199-207, 2002.

ROSO, V.M.; FRIES, L.A. Componentes principais em bovinos da raça Polled Hereford à desmama e sobreano. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v. 24, n. 5, p. 728-735, 1995.

SAVEGNAGO, R. P. **Ajuste de modelos não lineares e estimativas de parâmetros genéticos para produção de ovos**. 2010. 69 f. Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Jaboticabal, 2010.

SARMENTO, J. L. R. et al. Estudo da curva de crescimento de ovinos Santa Inês. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, p. 435-442, 2006.

SAZZAD, H. M. Comparative study on egg production and feed efficiency of different breeds of poultry under intensive and rural conditions In Bangladesh. **Livestock Research for Rural Development**. v. 3, n. 3, Dec. 1992. Disponível em : <<http://www.lrrd.cipav.org.co/lrrd4/3/bangla1.htm>>. Acesso em: 28 dez 2012.

SCHWARZ, G. Estimating the dimensional of a model. **Annals of Statistics**, Hayward, v.6, n.2, p.461-464, mar, 1978.

SAS - STATISTICAL ANALYSES SYSTEM. **SAS/STAT(r) User's guide**. Cary: SAS Institute Inc., 2001 1464 p.

THOLON, P.; QUEIROZ, S.A, Modelos matemáticos utilizados para descrever curvas de crescimento em aves aplicados ao melhoramento genético animal. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 39, n. 7, p. 2261-2269, out, 2009.

VON BERTALANFFY, L. Quantitative laws in metabolism and growth. **Quarterly Review of Biology**, v. 32, p. 218, 1957.



WEIBULL, W. A Statistical distribution function of wide applicability. **Journal of Applied Mechanics**, p. 292 - 297. 1951.

WOOD, P.D.P. Algebraic model of the lactation curve in cattle. **Nature**, n. 216, p. 164-165, 1967.

YANG, N.; WU, C.; MCMILLAN, I. New mathematical model of poultry egg production. **Poultry Science**, v. 68, p. 476-481, 1989.

## **CAPÍTULO 2**

## **Divergências fenotípicas por meio de análise multivariadas da produção de ovos das raças Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca**

### **RESUMO**

Com este trabalho objetivou-se verificar a existência de divergência fenotípica entre poedeiras das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW) por meio da análise multivariada da produção de ovos semanal e acumulada. Foram utilizados os dados produtivos das poedeiras de ovos de casca marrom do Laboratório de Avicultura (LAVIC) do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), dos anos de 1998 e 2010. Cada raça é composta por aves de diferentes famílias, sendo: 6 famílias da raça PRW e 11 famílias da raça PRB. Todas as aves receberam o mesmo manejo nutricional, sanitário e ambiental. A água e a ração foram fornecidas *ad libitum*, sendo que todas as aves receberam a mesma dieta. O delineamento experimental foi inteiramente casualizado, com dois tratamentos (raças) e 299 repetições da raça PRW e 350 da raça PRB. Os parâmetros analisados foram as produções de ovos semanal por ave da 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade (P21, P22,..., P50) e produções de ovos acumulada sendo da 21<sup>a</sup> a 25<sup>a</sup> (PA1), 21<sup>a</sup> a 30<sup>a</sup> (PA2), 21<sup>a</sup> a 35<sup>a</sup> (PA3), 21<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup> (PA4), 21<sup>a</sup> a 45<sup>a</sup> (PA5) e 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> (PA6). Realizou-se com todos os parâmetros a análise de variância univariada e a comparação de médias utilizado o teste “T” Student ( $P < 0,05$ ). Com base nos resultados foi realizada a análise de variância multivariada e de componentes principais com os parâmetros PA1, PA2, PA4, PA5 e PA6. Após foi feita análise de agrupamento com as médias de produção de ovos acumuladas por família, através da distância Euclidiana e pelo método de agrupamento encadeamento único (vizinhos mais próximos). Este estudo indicou que a produção de ovo das aves das raças PRB e PRW é diferente. Os dois primeiros componentes principais reúnem a variação total das produções de ovos acumuladas da 21<sup>a</sup> a 25<sup>a</sup>, 21<sup>a</sup> a 30<sup>a</sup>, 21<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup>, 21<sup>a</sup> a 45<sup>a</sup> e 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semanas de idade. A maior parte da variação fenotípica das poedeiras pode ser explicada pela produção de ovos acumulada da 21<sup>a</sup> até a 40<sup>a</sup> semana de idade (10 meses), sendo que essa variável tem alta correlação com a produção de ovos total. As famílias da raça PRW e da raça PRB, formam sete grupos distintos, mas homogêneos pela similaridade existente entre elas. O que permite direcionar cruzamentos entre os diferentes grupos, em busca da heterose.

**Palavras-chave:** análise de variância multivariada, agrupamento, componentes principais.

## ABSTRACT

This work aimed to verify the existence of phenotypic divergence between layers of Barred Plymouth Rock (BPR) and White Plymouth Rock (WPR) by means of multivariate analysis of egg production cumulative and weekly. The study was conducted with data from hens that produce brown eggs coming from Laboratory of Poultry Science (LAVIC) of Department of Animal Science of the Federal University of Santa Maria (UFSM), of the years 1998 and 2010. Each breed consists of birds from different families, namely: 6 families of WPR breed and 11 families of BPR breed. All birds received the same nutritional, health and environmental management. Water and food were provided *ad libitum*, and all the birds were fed with the same diet. The experimental design was completely randomized with two treatments (breeds) and 299 repetitions of the PRW and 350 of the PRB. The parameters analyzed were the productions of eggs weekly per bird of 21<sup>st</sup> to 50 weeks of age (P21, P22, ..., P50) and accumulated egg production being the 21<sup>st</sup> to 25<sup>th</sup> (PA1), 21<sup>st</sup> to 30<sup>th</sup> (PA2), 21<sup>st</sup> to 35<sup>th</sup> (PA3), 21<sup>st</sup> to 40<sup>th</sup> (PA4), 21<sup>st</sup> to 45<sup>th</sup> (PA5) and 21<sup>st</sup> to 50<sup>th</sup> (PA6). Was performed with all parameters analysis of variance and comparison of means using the Student "T" test ( $P < 0.05$ ). Based on the results was performed multivariate analysis of variance and principal components with parameters PA1, PA2, PA4, PA5 and PA6. After cluster analysis was performed with the mean egg production per family accumulated by the Euclidean distance and single linkage clustering method (nearest neighbor). This study indicated that egg production of poultry breeds PRB and PRW is different. The first two principal components meet the total variation of accumulated egg production the 21<sup>st</sup> to 25<sup>th</sup>, 21<sup>st</sup> to 30<sup>th</sup>, 21<sup>st</sup> to 40<sup>th</sup>, 21<sup>st</sup> to 45<sup>th</sup> and 21<sup>st</sup> to 50<sup>th</sup>. Most of the phenotypic variation of the layers can be explained by the cumulative egg production of the 21<sup>st</sup> until the 40<sup>th</sup> week of age (10 months), and this variable is highly correlated with total egg production. Families of WPR breed and BPR breed form seven distinct groups, but homogeneous by the similarity between them. This allows direct crossings between different groups in search of heterosis.

**Key words:** clustering, multivariate analysis of variance, principal components.

## INTRODUÇÃO

A produção de ovos é uma característica quantitativa, ou seja, sofre ação de muitos pares de genes e é bastante influenciada pelo ambiente. Esta característica possui grande influência sobre a relação receita/custo da atividade comercial de aves de postura. Assim, é importante a busca por novas metodologias que possam contribuir para melhorar o processo de seleção de poedeiras, visando alcançar ganhos na produção de ovos e melhorar a rentabilidade deste segmento do setor avícola.

Na avaliação de dados biológicos, como a produção de ovos, as informações obtidas por análises univariadas podem ser incompletas, principalmente quando há correlação entre as variáveis (PAIVA et al., 2010). A análise multivariada avalia simultaneamente um conjunto de características levando-se em consideração as correlações existentes, o que permite que inferências sobre o conjunto de características sejam feitas em nível de significância conhecido (SAKAGUTI et al., 1996). Embora alguns detalhes de uma análise multivariada sejam diferentes daqueles de uma univariada, as duas são similares em muitos pontos, ou seja, os fatores experimentais de interesse são relacionados com as variáveis dependentes por um modelo linear e as funções de soma de quadrados são computadas para teste de hipóteses destes fatores. Em geral, se um experimento foi projetado com somente uma variável dependente, a extensão da análise para o caso multivariado pode ser feita de maneira quase direta (SAS, 1986).

Em análise multivariada de componentes principais, cada componente é uma combinação linear das características avaliadas e, portanto, considera, simultaneamente, o conjunto de atributos de interesse. Outro fato, talvez o de maior interesse, é a propriedade de reter, nos primeiros componentes estimados, as maiores frações da variabilidade total disponível (ABREU et al., 1999). Segundo Baker et al. (1988), a análise dos componentes principais pode revelar relações não identificadas previamente, contribuindo para melhor interpretação dos dados.

Contudo, a avaliação da divergência em análise gráfica e o estabelecimento de grupos de similaridade com base na simples inspeção visual da dispersão através da análise de componentes principais são questionáveis e podem, às vezes, não ser clara a visualização do grau de similaridade entre os indivíduos estudados. Existem casos em que a análise não consegue resumir o complexo de informações das variáveis originais, ou seja, os dois ou três primeiros componentes principais contêm porcentagem da variância total insuficiente para

avaliação segura da similaridade. Recomenda-se para complementar as informações dos componentes principais as utilizadas técnicas de análise de agrupamento, que permitem o estabelecimento de grupos de maneira menos subjetiva que os exames visuais (CRUZ, 1990).

Assim, objetivou-se verificar a existência de divergência fenotípica entre poedeiras das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW) através da análise multivariada da produção de ovos semanal e acumulada por períodos.

## MATERIAL E MÉTODOS

Este trabalho foi realizado com os dados do primeiro ciclo de produção de ovos de poedeiras das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW), dos anos de 1998 e 2010, do Laboratório de Avicultura (LAVIC) do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Cada raça é composta por aves de diferentes famílias, sendo: 6 famílias da raça PRW e 11 famílias da raça PRB. Estas aves são oriundas do cruzamento anual de diferentes famílias dentro de raça, que tem como objetivo minimizar a consanguinidade e aproveitar as vantagens da complementaridade e heterose. As aves foram criadas em um aviário experimental para postura com 210m<sup>2</sup>, laterais teladas, cortinas, cobertura metálica e 600 gaiolas de postura de 0,33x0,45x0,40m, com capacidade para duas aves por gaiola, contendo um bebedouro tipo taça e um comedouro do tipo calha.

Durante todas as fases de criação as aves receberam o mesmo manejo nutricional, sanitário e ambiental, sendo submetidas a um programa de iluminação crescente até 17 horas/luz/dia. A água e ração foram fornecidas *ad libitum*, sendo a ração formulada à base de milho, farelo de soja e farelo de trigo, atendendo as exigências conforme a fase de produção, como segue: 17% de PB; 2.850 Kcal/Kg de EM; 2,48% de FB; 4,20% de Ca; 0,30% de P disponível; 1,75% de lisina digestível; 0,57% de metionina digestível e 0,80% metionina mais cistina (NRC,1998).

O banco de dados utilizado era composto pela identificação das aves, a data de nascimento, a família a qual as aves pertenciam e o número de ovos semanais por ave. Estes dados foram editados separadamente por raça, onde se eliminou: medidas repetidas, três desvios máximos e mínimos da média da produção de ovos, e famílias com menos de 10 aves.

As características avaliadas foram: número de ovos produzidos ave/semana da 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade (P21, P22, P23, ..., P50), e produção de ovos acumulada, tais como: produção da 21<sup>a</sup> a 25<sup>a</sup> (PA1), 21<sup>a</sup> a 30<sup>a</sup> (PA2), 21<sup>a</sup> a 35<sup>a</sup> (PA3), 21<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup> (PA4), 21<sup>a</sup> a 45<sup>a</sup> (PA5) e 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> (PA6) semanas de idade, totalizando 36 variáveis estudadas, transformadas usando a fórmula  $1/x+3$ , em que  $x$  é a característica mensurada, visando obter distribuição normal.

O delineamento experimental foi inteiramente casualizado, com dois tratamentos (raças) e 299 repetições da raça PRW e 350 da raça PRB. Primeiramente, foi realizada análise univariada (ANOVA) para verificar o efeito de raças nas 36 variáveis, utilizando o modelo estatístico:

$$Y_{ik} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ik};$$

em que:

$Y_{ikj}$  = valor observado da  $k$ -ésima variável, da  $i$ -ésima raça, da  $j$ -ésima repetição;

$\mu_k$  = média da  $k$ -ésima variável;

$\tau_i$  = é o efeito da  $i$ -ésima raça na  $k$ -ésima variável; e

$\varepsilon_{ik}$  = efeito do erro aleatório.

Para a comparação de médias foi utilizado o teste “T” Student ( $P < 0,05$ ), com médias ajustadas pelo método de quadrados mínimos. Após a verificação de quais variáveis apresentaram diferenças significativas entre as raças estudadas, foram eleitas as de maior relevância na diferenciação das raças para realizar a análise de variância multivariada (MANOVA) utilizando o mesmo modelo estatístico citado anteriormente.

Na análise de variância multivariada obteve-se **T**, **H** e **E**, que são as matrizes soma de quadrados e de produtos totais, soma de quadrados e de produtos de raças e soma de quadrados e de produtos de resíduo, respectivamente. Para testar a hipótese de que os vetores dos efeitos de tratamento são nulos, foi utilizado o teste de Wilks. O teste de Wilks (Razão de Verossimilhança), citado por Johnson; Wichern (1998), envolve principalmente o cálculo de determinantes de matrizes, que apresenta a seguinte estrutura estatística:

$$\Lambda = \frac{|E|}{|H + E|}$$

em que:

$|E|$  = determinante da matriz de somas de quadrados e de produtos residuais; e

$|H + E|$  = determinante da matriz **H+E**.

A análise de componentes principais foi realizada com as mesmas variáveis anteriormente eleitas para a MANOVA, buscando identificar quais variáveis produtivas explicam a maior parte da variabilidade total dos dados. Esta análise foi realizada a partir da matriz de correlação (R), e consiste em transformar um conjunto de variáveis  $Z_1, Z_2, \dots, Z_p$  (parâmetros estimados) em um novo conjunto de variáveis  $Y_1(CP1), Y_2(CP2), \dots, Y_p(CPp)$  (REGAZZI, 2002). Define-se assim um novo conjunto de  $p$  variáveis não correlacionadas entre si e arranjadas numa ordem decrescente de variâncias. Assim, os coeficientes dos componentes principais são indicadores da magnitude da correlação entre as variáveis padronizadas e os componentes principais, pois a correlação pode ser obtida pela seguinte expressão:

$$r_{CP_i Z_j} = \sqrt{\lambda_{iZ} a_{ij}}$$

em que:

$CP_i$  =  $i$ -ésimo componente principal;

$\lambda_i$  = autovalor associado ao  $CP_i$ , que é uma constante; e

$a_{ij}$  = coeficiente do  $CP_i$  relacionado à variável  $Z_j$  (PAIVA et al., 2010).

Para avaliar a divergência fenotípica entre as famílias dentro e entre raças realizou-se a análise de agrupamento utilizando como variáveis as médias da produção de ovos acumulada por família nos períodos de 21 a 25 (PA1), 21 a 30 (PA2), 21 a 40 (PA4), 21 a 45 (PA5) e 21 a 50 (PA6) semanas de idade. Para medir a distância entre as variáveis foi utilizada a matriz de dissimilaridade Euclidiana (REGAZZI, 2002), a qual calcula a distância entre indivíduos ( $i$  e  $i'$ ) através da fórmula:

$$d_{ii'} = \left[ \sum_{j=1}^p (X_{ij} - X_{i'j})^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

em que:

$p$  = é o número de variáveis; e

$X_{ij}$  = é o valor da  $j$ -ésima variável da  $i$ -ésima ave.

O método de agrupamento utilizado foi o de encadeamento único (*Single Linkage*), que se baseia na distância mínima ou regra do vizinho mais próximo. Neste método os dois primeiros indivíduos agrupados são os que apresentaram menor distância entre si. Identifica-se a menor distância agrupando-se o terceiro indivíduo com os dois primeiros ou formando um novo grupo de dois indivíduos. Em cada estágio a distância entre dois grupos é definida como a distância entre seus dois pontos mais próximos. Dois grupos podem incorporar-se em



cada estágio por meio do encadeamento mais curto entre eles. Continua-se o processo até que todos os indivíduos estejam em um único grupo (VICINI, 2005).

As análises foram realizadas por meio do SAS<sup>®</sup> (2001), utilizando os seguintes procedimentos: PROC GLM (análise de variância univariada e multivariada); PROC PRINCOMP (componentes Principais); e PROC DISTANCE, PROC CLUSTER e PROC TREE (análise de agrupamento) (Apêndice B).

## **RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Os resultados da análise de variância univariada das variáveis que apresentaram diferença significativa entre as raças ( $P < 0,05$ ) estão na tabela 2.1. Pode-se observar que as diferenças entre as raças ocorreram, de modo geral, a cada cinco semanas. Estes resultados mostraram que as aves da raça PRB apresentam uma maior produção de ovos que as aves da raça PRW na 21<sup>a</sup> e na 26<sup>a</sup> semana de idade, o que representa a fase inicial de postura até o pico. Após este período as aves da raça PRW apresentaram uma maior produção de ovos até a 50<sup>a</sup> semana de idade.

Com relação à produção acumulada de ovos apenas no período de 21 a 35 (PA3) semanas de idade não foi observada diferença estatística entre as raças. Nos períodos da 21<sup>a</sup> a 25<sup>a</sup> e 26<sup>a</sup> a 30<sup>a</sup> semanas de idade (PA1 e PA2) as aves PRW tiveram produção acumulada de ovos inferior às aves PRB, porém no restante dos períodos essa produção foi superada, concordando com os resultados semanais (Tabela 2.1).

Na análise de variância multivariada (MANOVA) utilizou-se as produções de ovos acumuladas PA1, PA2, PA4, PA5 e PA6, pois apresentaram diferença significativa na análise univariada e o final de cada um destes períodos corresponde a produção de ovos nas semanas que apresentaram diferença significativas. Na MANOVA, que considerou as produções acumuladas simultaneamente, também observou-se diferença significativa entre as raças PRB e PRW, pelo teste de Wilks ( $P < 0,01$ ). As matrizes de soma de quadrados e soma de produtos dos tratamentos e residual, estão apresentadas na tabela 2.2.

Tabela 2.1 – Número de ovos produzido por ave por semana e acumulados por período das aves das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW) e desvio padrão (DP)

<i>Número de ovos por ave por período</i>	<i>Raças</i>		<i>DP</i>
	<i>PRB</i>	<i>PRW</i>	
21 <sup>a</sup> semana (P21) <sup>*</sup>	3,24	2,51	0,34
26 <sup>a</sup> semana (P26) <sup>**</sup>	4,49	4,13	0,16
30 <sup>a</sup> semana (P30) <sup>**</sup>	4,28	4,48	0,16
31 <sup>a</sup> semana (P31) <sup>**</sup>	4,71	4,93	0,10
36 <sup>a</sup> semana (P36) <sup>**</sup>	4,48	4,71	0,13
45 <sup>a</sup> semana (P45) <sup>**</sup>	3,92	4,41	0,19
46 <sup>a</sup> semana (P46) <sup>**</sup>	4,11	4,50	0,20
47 <sup>a</sup> semana (P47) <sup>**</sup>	3,63	4,04	0,22
48 <sup>a</sup> semana (P48) <sup>**</sup>	3,40	3,75	0,24
50 <sup>a</sup> semana (P50) <sup>**</sup>	3,95	4,34	0,20
21 <sup>a</sup> a 25 <sup>a</sup> semana (PA1) <sup>**</sup>	16,40	15,34	0,01
21 <sup>a</sup> a 30 <sup>a</sup> semana (PA2) <sup>**</sup>	43,07	41,91	0,00
21 <sup>a</sup> a 40 <sup>a</sup> semana (PA4) <sup>**</sup>	88,49	90,58	0,00
21 <sup>a</sup> a 45 <sup>a</sup> semana (PA5) <sup>*</sup>	108,04	111,70	0,00
21 <sup>a</sup> a 50 <sup>a</sup> semana (PA6) <sup>*</sup>	126,84	132,88	0,00

\*P<0,01 e \*\*P<0,05 (Teste 'T' de Student).

Tabela 2.2 - Matriz de soma de quadrados e soma de produtos dos tratamentos e residuais, da análise de variância multivariada (MANOVA) tendo como variáveis a produção de ovos acumuladas e tratamentos as raças Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca

<i>Número de ovos por ave por período</i>	<i>Soma de quadrados e soma de produtos do tratamento</i>				
	<i>PA1</i>	<i>PA2</i>	<i>PA4</i>	<i>PA5</i>	<i>PA6</i>
PA1	69,96				
PA2	81,46	94,85			
PA4	-145,01	-168,85	300,56		
PA5	-254,58	-296,44	527,68	926,43	
PA6	-421,04	-490,26	872,70	1532,16	2533,96
	<i>Soma de quadrados e soma de produtos do resíduo</i>				
PA1	2829,04				
PA2	2972,20	5962,92			
PA4	2781,24	6526,33	14739,32		
PA5	2720,91	6406,32	15099,06	18405,02	
PA6	2262,01	5665,24	14393,37	1777 0,83	20532,78

<sup>1</sup>PA1- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 25<sup>a</sup> semana de idade, PA2- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 30<sup>a</sup> semana de idade, PA4- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup> semana de idade, PA5- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 45<sup>a</sup> semana de idade e PA6- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade.

Na análise de componentes principais (CP) verifica-se que cinco componentes principais foram responsáveis pela variação total dos dados, todavia, os dois primeiros componentes principais explicaram 91,53% da variação total (Tabela 2.3), resultados que corroboram com Morrison (1976) que sugere que os dois primeiros componentes devem explicar 75% de toda variação existente nos dados.

Verifica-se também na tabela 2.3 que dos CP estimados o CP5 apresenta variância inferior a 0,7 (autovalor inferior a 0,7), segundo Jolliffe (1973), o número de variáveis descartadas deve ser igual ao número de componentes cuja variância é inferior a 0,7.

Tabela 2.3 - Autovalores, variação total e acumulada dos componentes principais (CP) estimados através da produção de ovos acumulada de aves da raça Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca

Componente principal	Autovalores	Variação total (%)	Variação acumulada (%)
CP1	3,46	69,22	69,22
CP2	1,12	22,31	91,53
CP3	0,25	4,95	96,48
CP4	0,12	2,49	98,97
CP5	0,05	1,03	100,00

As estimativas de correlações entre as produções de ovos acumuladas e o primeiro componente principal foram altas, sendo as maiores observadas PA4 igual 0,94 e PA5 igual a 0,93, que compreendem os períodos de 21<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup> semana de idade e 21<sup>a</sup> a 45<sup>a</sup> semana de idade, respectivamente (Tabela 2.4).

Segundo Regazzi (2002) a variável que apresenta o maior coeficiente de correlação com o componente principal de menor variância, é o menos importante para explicar a variância total e, portanto, passível de descarte. A produção de ovo acumulada da 21<sup>a</sup> a 25<sup>a</sup> semana de idade (PA1) apresentou correlação menor que 0,7 com o CP1 e teve a maior correlação com o CP3 (0,31). Seguindo os critérios sugeridos por Jolliffe (1973) e Regazzi (2002) a variável PA1 pode ser descartada. Também houve alta correlação entre as produções de ovos da 21<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup> (PA4) e 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> (PA6) semanas de idade (0,82) (Tabela 2.4).

Assim, a realização de seleção das poedeiras é indicada após a 30<sup>a</sup> semana de idade (7,5 a 8 meses), sendo que o melhor período seria na 40<sup>a</sup> semana (10<sup>o</sup> mês) em que a produção de ovos está mais correlacionada com o 1<sup>o</sup> CP e com a produção total (PA6) (Tabela 2.4).

Os resultados obtidos são semelhantes aos encontrados por Paiva et al. (2010), que analisaram a taxa de postura média da 26<sup>a</sup> a 58<sup>a</sup> semana de idade e concluíram que a taxa de postura é uma característica importante para a seleção de aves de postura por ter correlação com os primeiros componentes principais. Também com os resultados obtidos por Abreu et al. (1999) que observaram que o primeiro componente possui alta correlação com o período total de produção, e que o segundo componente principal está mais correlacionado com o número de ovos da 24<sup>a</sup> a 32<sup>a</sup> semana e da 24<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup> semana de idade.

Tabela 2.4 - Estimativas das correlações entre as produções acumuladas (PA1, PA2, PA4, PA5 e PA6) e entre as produções acumuladas e os componentes principais (CP1, CP2 e CP3)

	<i>Número de ovos por ave por período</i> <sup>1</sup>				
	PA1	PA2	PA4	PA5	PA6
PA1	1	0,73	0,40	0,33	0,23
PA2	*	1	0,66	0,56	0,43
PA4	*	*	1	0,92	0,82
PA5	*	*	*	1	0,91
PA6	*	*	*	*	1
CP1	0,59	<b>0,79</b>	<b>0,94</b>	<b>0,93</b>	<b>0,85</b>
CP2	<b>0,74</b>	0,49	-0,18	-0,32	-0,43
CP3	0,31	-0,32	-0,13	0,05 <sup>ns</sup>	0,170

ns = não significativo.

<sup>1</sup>PA1- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 25<sup>a</sup> semana de idade, PA2- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 30<sup>a</sup> semana de idade, PA4- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 40<sup>a</sup> semana de idade, PA5- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 45<sup>a</sup> semana de idade e PA6- produção de ovos da 21<sup>a</sup> a 50<sup>a</sup> semana de idade.

A análise de agrupamento foi realizada com a média da produção de ovos acumulada por família. Foram analisadas 11 famílias da raça Plymouth Rock Barrada (PRB1, PRB2, PRB3, PRB4, ..., PRB11) e 6 famílias da raça Plymouth Rock Branca (PRW1, PRW2, ..., PRW6). A matriz de dissimilaridade obtida através da medida da distância Euclidiana está apresentada na tabela 2.5. Embora a distância euclidiana seja uma medida de dissimilaridade, às vezes ela é referida como uma medida de semelhanças, pois quanto menor seu valor mais parecidos os indivíduos são (REGAZZI, 2002). As famílias PRB2 e PRB7, PRW5 e PRW6, PRB10 e PRB8 são as mais próximas, com estimativas da distância Euclidiana de 0,50, 0,67 e 0,76, respectivamente (Tabela 2.5). As maiores distâncias observadas foram de 6,42 e 6,07 entre as famílias PRW4 e PRB1, e entre PRW4 e PRB7 de diferentes raças, e de famílias da

mesma raça a maior distância observou-se entre as famílias PRB7 e PRB5 (5,96), e entre PRW4 e PRW5 (4,31).

Os agrupamentos obtidos pelo método de encadeamento único (vizinhos mais próximos) podem ser observados no dendograma da figura 2.1. Segundo Vicini (2005) ainda não existe uma teoria que diga em qual altura deve-se fazer um corte no dendograma para definir o número de grupos que serão formados, assim, é o pesquisador quem deve verificar a importância desta distinção dos grupos.

Neste trabalho optou-se por fazer o corte no eixo 'y' (distância média relativa) do dendograma (Figura 2.1) entre as distâncias 0,40 e 0,50 (40% e 50%), visando formar uma quantidade ideal de grupos, com um número relevante de famílias havendo assim a possibilidade de direcionar acasalamentos entre elas. Formou-se 7 grupos homogêneos distintos, os dois primeiros grupos foram formados por 2 famílias cada (PRB1 e PRB6; PRB2 e PRB7), o terceiro grupo foi formado por 7 famílias (PRB3, PRB4, PRB8, PRB10, PRW2, PRB9 e PRB11), neste grupo, a família PRW2 foi inserida mesmo sendo de raça distinta, por apresentar uma proximidade em relação a produção de ovos acumuladas com as famílias da raça PRB. O quarto grupo foi formado por 3 famílias (PRW3, PRW5 e PRW6) e os três últimos por 1 família cada (PRW4, PRW1 e PRB5).

As aves de postura são selecionadas pelo melhor desempenho zootécnico de diferentes características dentro de linhas (famílias), e são acasaladas entre estas linhas dentro da mesma raça com o objetivo de evitar a consanguinidade e de promover a melhora da progênie através da heterose. Assim a utilização de agrupamento no estudo da variabilidade facilita a seleção de progenitores já que a chance de obtenção de híbridos superiores é maior a partir do cruzamento de progenitores de grupos com maior divergência (CRUZ; REGAZZI, 2001).

A partir dos resultados de agrupamentos observados e considerando a maior heterogeneidade entre famílias diferentes (CARNEIRO et al., 2002), os cruzamentos entre as famílias PRB1 e PRB5, PRB4 e PRB5, PRW4 e PRW2, e entre PRW4 e PRW5 podem resultar em combinações híbridas com maior heterose, possibilitando a recuperação ou formação de genótipos superiores nas gerações seguintes. Cabe ressaltar que este tipo de análise evita acasalamento de animais semelhantes, porém só poderia afirmar que não está ocorrendo endogamia se houvesse as informações da genealogia destes animais.

Tabela 2.5 - Estimativas da distância Euclidiana entre famílias, das cinco variáveis de produção acumulada de ovos por família das raças Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca

	PRB1	PRB2	PRB3	PRB4	PRB5	PRB6	PRB7	PRB8	PRB9	PRB10	PRB11	PRW1	PRW2	PRW3	PRW4	PRW5	PRW6
PRB1	0,00																
PRB2	1,38	0,00															
PRB3	3,11	2,73	0,00														
PRB4	5,15	4,89	2,29	0,00													
PRB5	5,43	5,71	3,75	2,56	0,00												
PRB6	1,23	1,85	2,18	4,10	4,42	0,00											
PRB7	1,40	0,50	2,88	5,10	5,96	1,88	0,00										
PRB8	4,58	4,18	1,78	0,93	2,85	3,65	4,43	0,00									
PRB9	2,71	2,79	1,86	2,88	2,98	1,95	3,11	2,30	0,00								
PRB10	4,02	3,80	1,48	1,27	2,48	3,03	4,04	0,76	1,67	0,00							
PRB11	3,43	3,60	1,94	2,27	2,16	2,50	3,87	1,92	0,95	1,22	0,00						
PRW1	5,50	4,83	2,45	1,88	4,39	4,63	4,99	1,77	3,81	2,38	3,54	0,00					
PRW2	3,30	2,89	1,00	2,09	3,30	2,48	3,16	1,32	1,32	0,98	1,50	2,56	0,00				
PRW3	4,06	3,24	1,40	2,43	4,49	3,34	3,40	1,82	2,83	2,04	2,97	1,67	1,56	0,00			
PRW4	6,42	5,89	3,36	1,73	3,98	5,45	6,07	2,04	4,32	2,69	3,83	1,35	3,24	2,81	0,00		
PRW5	2,60	1,68	1,44	3,50	4,88	2,14	1,81	2,81	2,36	2,60	2,92	3,23	1,70	1,60	4,31	0,00	
PRW6	3,22	2,28	1,33	3,14	4,81	2,68	2,44	2,43	2,55	2,39	2,96	2,63	1,56	0,99	3,75	0,67	0,00

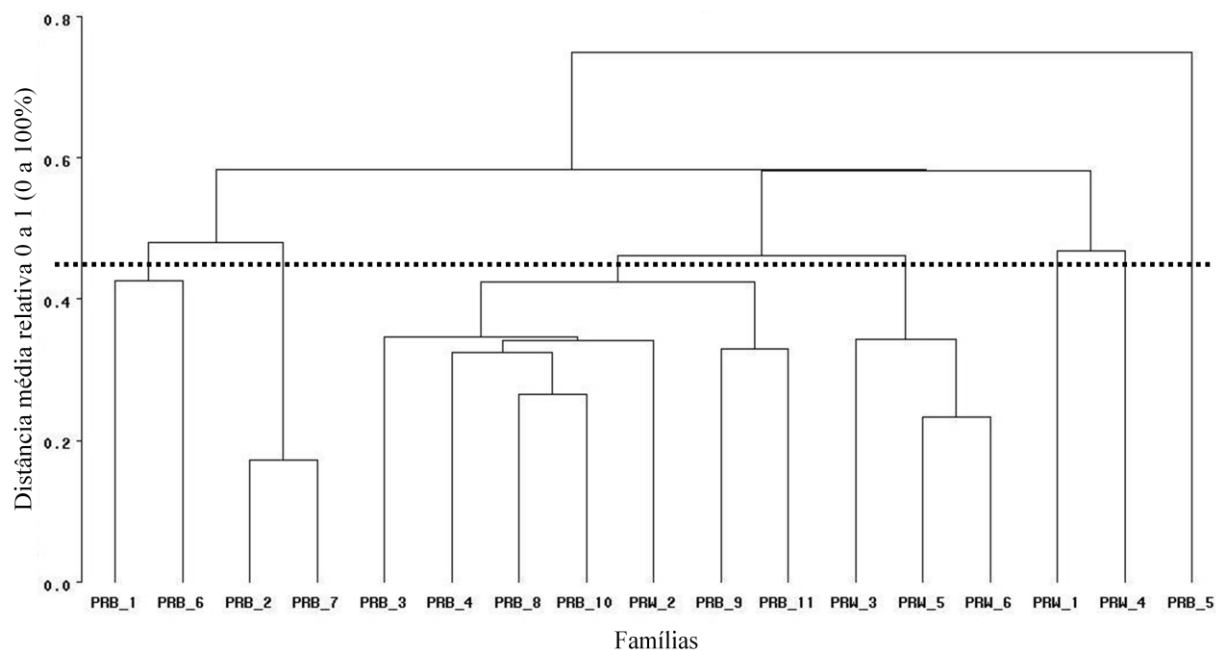


Figura 2.1 - Dendrograma obtido a partir da distância Euclidiana e método de agrupamento encadeamento único, entre as famílias das raças Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca considerando a produção de ovos acumulada em diferentes períodos.

## CONCLUSÃO

A produção de ovo das aves das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW) é diferente. Os dois primeiros componentes principais reúnem a variação total das produções de ovos acumuladas da 21ª a 25ª, 21ª a 30ª, 21ª a 40ª, 21ª a 45ª e 21ª a 50ª semanas de idade.

A maior parte da variação fenotípica das poedeiras pode ser explicada pela produção de ovos acumulada da 21ª até a 40ª semana de idade (10 meses), sendo que essa variável tem alta correlação com a produção de ovos total.

As seis famílias da raça PRW e as onze famílias da raça PRB, formam sete grupos distintos, mas homogêneos entre si pela similaridade existente entre elas. O que permite direcionar cruzamentos entre os diferentes grupos, em busca da heterose.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, V. M. N. Capacidade de Combinação de Características de Produção de Ovos de Linhagens de Matrizes de Frango de Corte, Usando Análise de Componentes Principais. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 28, n. 5, p. 955-959, 1999.

BAKER, J. F. et al. Multiple regression and principal components analysis of puberty and growth in cattle. **Journal of Animal Science**, v. 66, n. 9, p. 2147-2158, 1998.

CARNEIRO, P. L. S. et al. Estudo da divergência genética entre linhagens de matrizes de frangos de corte por meio de análise multivariada. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, Belo Horizonte, v. 54, n. 1, p. 75-83, 2002.

CRUZ, C. D. **Aplicação de algumas técnicas multivariadas no melhoramento de plantas.**, 1990. 188 f. Tese (Doutorado em Melhoramento Genético) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” ESALQ. Piracicaba, 1990.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético.** Viçosa: UFV, 2001. 390 p.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis.** Englewood Cliffs, Prentice Hall, 4 ed. 1998. 816 p.

JOLLIFFE, I. T. Discarding variables in a principal component analysis. II. Real data. **Applied Statistics**, v. 22, p. 21-31, 1973.

MORRISON, D.F. **Multivariate statistical methods**. New Delhi: McGraw-Hill. 1976. 415 p.

NATIONAL RESERCH CONCIL – NRC. 1998. Nutrient requeriments of swine. 10 ed. Washington: **National Academy of Sciences**. 189p.

PAIVA, A. L. C. et al. Análise de componentes principais em características de produção de aves de postura. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, n. 2, p. 285-288, 2010.

REGAZZI, A. J. Análise multivariada. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas. Departamento de Informática, 2002. 166 p. (INF-766 - notas de aula).

SAKAGUTI, E. S. et al. Avaliação dos testes da análise de variância multivariada em experimentos com dados desbalanceados. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 25, p. 437-448, 1996.

SAS - STATISTICAL ANALYSES SYSTEM. **SAS/STAT(r) User's guide**. Cary: SAS Institute Inc., 2001.

SAS INSTITUTE (1986) SAS system for linear models. Cary, NC: SAS Institute. 210p.

VICINI, L. Análise multivariada da teoria à prática. **Caderno didático**, Santa Maria : UFSM, CCNE, 2005. 215 p.



## **CAPÍTULO 3**

## Estimativas de parâmetros genotípicos de poedeiras Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca utilizando metodologia de modelos mistos

### RESUMO

O trabalho foi realizado com os dados produtivos de poedeiras de ovos de casca marrom das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW) do ano de 2010, oriundas do Laboratório de Avicultura (LAVIC) do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). As aves tiveram o mesmo manejo nutricional, sanitário e ambiental. A água e a ração foram fornecidas *ad libitum*, todas as aves receberam a mesma dieta, a qual atendia todas as exigências nutricionais. Objetivou-se definir o modelo misto que melhor se ajusta aos dados observados da produção de ovos do 5º ao 12º mês de idade; e estimar herdabilidade no sentido amplo e correlações ambientais e genotípicas para a produção de ovos (%). Para definir a melhor modelagem para a curva de postura, testou-se para os efeitos aleatórios os modelos de regressão polinomiais: linear com intercepto; linear sem intercepto; quadrático com intercepto; quadrático sem intercepto; cúbico com intercepto; cúbico sem intercepto. Para todos os modelos foram testadas 12 estruturas da matriz de variâncias e covariâncias para os efeitos aleatórios (matriz **G**), e para a matriz de variâncias e covariâncias residuais (**R**). A seleção da melhor estrutura das matrizes e dos modelos foi feita com base nos critérios: critério de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC), logaritmo de verossimilhança restrita (-2LMR), quadrado médio do resíduo (QMR) e visualização gráfica. O modelo de regressão aleatória que utiliza a regressão de primeiro grau e estruturas de (co)variância UN para matriz de efeitos aleatórios (**G**) e UNR para matriz de resíduos (**R**) modela adequadamente a curva de produção de ovos das aves das raças PRB e PRW. A partir do oitavo mês o valor da herdabilidade é moderada (0,34) com altas estimativas de correlação genotípica (0,78 a 0,97) com os meses 9, 10, 11 e 12. É alta também a correlação dos valores genotípicos das poedeiras para a produção de ovos do 8º mês com os meses finais de postura. Assim, sugere-se seleção fenotípica a partir do 8º mês de produção para as aves PRB e PRW.

**Palavras-chave:** herdabilidade, taxa de postura, regressão aleatória.

## ABSTRACT

The study was conducted with data from productive layers of brown-shelled eggs of Barred Plymouth Rock (BPR) and White Plymouth Rock (WPR), in 2010, originated from the Laboratory of Poultry Science (LAVIC) of Department of Animal Science, in the Federal University Santa Maria (UFSM). The birds had the same nutritional, health and environmental management. Water and feed were provided *ad libitum*, all birds were fed the same diet, which met all nutritional requirements. This study aimed to define the mixed model that best fits the observed data of egg production of 5<sup>th</sup> to 12<sup>th</sup> months of age and to estimate broad-sense heritability and environmental and genotypic correlations for egg production (%). To determine the best model for curve approach was tested for the random effects polynomial regression models: linear intercept; linear without intercept; quadratic intercept; without intercept quadratic, cubic intercept; cubic without intercept. For all models tested were 12 structures of variance and covariance matrix for the random effects (matrix **G**), and the variance and covariance matrix of residual (**R**). The selection of the optimal structure of the matrices and models were made based on the criteria: Akaike information criterion (AIC) and Bayesian (BIC), restricted log likelihood (-2LMR), mean square (MS) and graphical display. The random regression model that use regression of first grade and structures of (co)variance matrix for UN random effects (**G**) and UNR for waste matrix (**R**) models adequately the curve of egg production of poultry BPR and WPR. From the eighth month value heritability is moderate (0.34) with high genotypic correlation estimates (0.78 to 0.97) with months 9, 10, 11 and 12. It is also a high correlation of genotypic values of hens for egg production of the 8<sup>th</sup> month in the final months of posture. Thus, it is suggested phenotypic selection from the 8<sup>th</sup> month of production for birds BPR and WPR.

**Key words:** heritability, laying rate, random regression.

## INTRODUÇÃO

A busca por novas metodologias que possam contribuir para melhorar o processo de seleção de poedeiras é de extrema importância para alcançar ganhos na produção de ovos, sendo que as estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos são as principais ferramentas para se alcançar estes ganhos na população, o que permite realizar uma melhor seleção das linhagens de postura (LEDUR et al., 1993).

A maior parte das características de alto valor econômico são de natureza poligênica, assim, em programas de melhoramento animal, os animais são avaliados através do seu desempenho. O valor fenotípico de uma determinada característica, medida no animal, é resultado do patrimônio genético (genótipo) que o animal possui somado aos efeitos do ambiente e aos efeitos da interação genótipo/ambiente. Isso significa que o valor fenotípico de um animal não demonstra diretamente o seu potencial genético, pois está sempre sofrendo influência do ambiente e da interação genótipo/ambiente (FALCONER, 1987). A produção de ovos é uma característica quantitativa, a qual sofre ação de muitos pares de genes e é muito influenciada pelo ambiente.

Para a avaliação de características de importância econômica que se expressam nos indivíduos ao longo do tempo têm-se utilizado a Metodologia de Modelos Mistos (regressão aleatória), proposta por Henderson (1949), como segue: para a produção de leite (DRUET et al, 2003; BREDA et al., 2006), o crescimento em bovinos de corte (ALBUQUERQUE; MEYER, 2001; HUISMAN et al, 2002; SANTORO et al., 2005) e a produção de ovos (SZWACZKOWSKI et al., 2006; LUO et al., 2007).

Estes modelos permitem o ajuste de curvas de produção aleatórias para cada animal, expressas como desvios de uma curva média da população ou de grupos de animais (SCHAEFFER, 1996). As regressões são ajustadas em função do período de produção utilizando-se polinômios ordinários ou outras funções lineares e modelam trajetórias para a média populacional (regressões fixas) e para cada animal (regressões aleatórias). Adicionalmente, fornecem estimativas de parâmetros genéticos para qualquer ponto da curva de produção de ovos no intervalo em que as medidas foram obtidas. A predição destes valores para produção de ovos é de grande importância econômica e deve ser considerada no processo da seleção das aves de postura (VENTURINI, 2009).

Assim, objetivou-se definir o modelo misto que melhor se ajusta aos dados observados da produção de ovos de poedeiras Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock

Branca do 5º ao 12º mês de idade; testar diferentes estruturas das matrizes G e R; e estimar herdabilidade no sentido amplo e correlações ambientais e genotípicas.

## MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado com os dados do primeiro ciclo de produção de ovos, das aves das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW), criadas durante o ano de 2010 no Laboratório de Avicultura (LAVIC) do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). As aves foram criadas em um aviário experimental para postura com 210m<sup>2</sup>, laterais teladas, cortinas, cobertura metálica e 600 gaiolas de postura de 0,33x0,45x0,40m, com capacidade para duas aves por gaiola, contendo um bebedouro tipo taça e um comedouro do tipo calha.

Durante as fases de criação todas as aves receberam água e ração *ad libitum* e tiveram o mesmo manejo nutricional, sanitário e ambiental, sendo submetidas a um programa de iluminação crescente até 17 horas/luz/dia. A ração foi formulada à base de milho, farelo de soja e farelo de trigo, atendendo as exigências conforme a fase de produção, como segue: 17% de PB; 2.850 Kcal/Kg de EM; 2,48% de FB; 4,20% de Ca; 0,30% de P disponível; 1,75% de lisina digestível; 0,57% de metionina digestível e 0,80% metionina mais cistina (NRC,1998).

A característica avaliada foi a produção de ovos em percentagem ou taxa de postura por gaiola, do 5º ao 12º mês de idade, de 151 aves da raça PRB (1120 observações) e 134 aves da raça PRW (1045 observações). Foram eliminadas aves com menos de 4 observações e com três desvios padrão acima ou abaixo da média da produção de ovos na semana.

A estimativa da curva de produção de ovos foi obtida por meio de um modelo misto definido como:

$$Y_{ij} = raça + \sum_{m=0}^{kb-1} \beta_m \phi_m(t_i) + \sum_{m=0}^{ka-1} \alpha_{jm} \phi_m(t_{ij}) + E_{ij}$$

em que:

$Y_{ij}$  = a produção de ovos no  $i$ -ésimo período, pertencente ao  $j$ -ésima ave;

$\beta_m$  = os coeficientes de regressão para modelar a trajetória média da população;

$\phi_m$  = a função de regressão de ordem  $k_b$  que descreve a curva média da população de acordo com o período de produção ( $t_i$ );

$\phi_m(t_i)$  = as funções de regressão que descrevem as trajetórias de cada ave  $j$  de acordo com o período ( $t_i$ );

$\alpha_{jm}$  = os regressores aleatórios para cada ave;

$k_b$  e  $k_a$  = as ordens dos polinômios utilizados para os efeitos descritos a cima; e

$E_{ij}$  = é o erro aleatório associado a cada idade  $i$  da ave  $j$ .

Matricialmente, o modelo é assim representado:

$$Y = Xb + Za + e,$$

em que:

$Y$  = o vetor das observações;

$b$  = o vetor para os efeitos fixos de raça e dos coeficientes de regressão para a trajetória média;

$a$  = o vetor dos coeficientes aleatórios;

$e$  = o vetor dos resíduos; e

$X$  e  $Z$  = são as matrizes de incidência correspondentes.

As pressuposições em relação aos componentes são:

$$\begin{bmatrix} Y \\ a \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}; \quad V(a) = K_a \otimes A; \text{ e } V(b) = R \otimes \text{In.}$$

em que:

$K_a$  = matrizes de variância e covariância entre os coeficientes de regressão aleatórios genotípicos;

$\otimes$  = produto de Kroenecker entre matrizes;

$R$  = representa uma matriz bloco diagonal contendo as variâncias residuais; e

$\text{In}$  = matriz identidade.

Para definir a equação de modelo misto com melhor ajuste da curva de produção de ovos (%), primeiramente testou-se como efeitos fixos os modelos polinomiais de segundo grau e de terceiro grau.

Para os efeitos aleatórios foram testados os seguintes modelos de regressão polinomiais: 1) linear com intercepto; 2) linear sem intercepto; 3) quadrático com intercepto; 4) quadrático sem intercepto; 5) cúbico com intercepto; 6) cúbico sem intercepto.

Para todos os modelos foram testadas 12 estruturas da matriz de variâncias e covariâncias para os efeitos aleatórios (animais), ou seja, matriz  $\mathbf{G}$ , mantendo a matriz de variâncias e

covariâncias residuais (**R**) igual a VC (Tabela 3.1). A seleção da melhor estrutura da matriz **G** foi feita com base no critério de informação de Akaike - AIC (AKAIKE, 1974), critério de informação Bayesiano - BIC (SCHWARZ, 1978), logaritmo de verossimilhança restrita (-2LMR), quadrado médio do resíduo (QMR) e visualização gráfica. Vale ressaltar que menores valores de -2LMR, AIC, BIC e QMR são preferidos. O AIC e BIC foram obtidos da seguinte forma:

$$AIC = -2 L(\hat{\theta}) + 2d;$$

$$BIC = -2 L(\hat{\theta}) + \ln(N)d ;$$

sendo que:

$L(\theta)$  = logaritmo de verossimilhança restrita;

$\ln$  = logaritmo neperiano;

$d$  = representa o número total de parâmetros estimados pelo modelo e;

$N$  = é o número total de observações.

Após a seleção da melhor estrutura da matriz **G**, fixou-se a matriz **G** e foram testadas 12 estruturas de matriz de (co)variâncias para os efeitos residuais **R** (Tabela 3.1). Vonesch; Chinchilli (1997) e Malheiros (2001) relataram que a maioria dos problemas práticos de modelos mistos são resolvidos utilizando as estruturas de variâncias e covariâncias apresentadas na tabela 3.1. Segundo Xavier (2000) a possibilidade de poder optar pela estrutura de covariâncias que melhor represente os dados é uma das vantagens de se trabalhar com modelos mistos. Wald (2000) aconselha para testar a matriz **G**, o uso de uma estrutura geral ou qualquer uma das várias estruturas de variância e covariância comumente utilizadas para **R**. Para as análises utilizou-se o procedimento **MIXED** do programa SAS<sup>®</sup> (2001) (Apêndice C).

Tabela 3.1 - Estruturas de variâncias e covariâncias para a matriz de efeitos aleatórios (**G**) e residual (**R**) para ajuste da curva de produção de ovos de poedeira Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca

Sigla	Descrição	Estrutura
VC	<i>Componente de Variância:</i> variâncias iguais (homogeneidade de variância) envolve a estimativa de um único parâmetro.	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma^2 \end{bmatrix}$
CS	<i>Simetria Composta:</i> impõe variâncias iguais (diagonal) e covariâncias iguais entre medidas (fora da diagonal), ou seja, todas as estimativas de correlações serão iguais. Envolve a estimativa de 2 parâmetros.	$\Sigma = \begin{bmatrix} (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & 0 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) \end{bmatrix}$

Sigla	Descrição	Estrutura
UN <sup>1</sup>	<i>Desestruturada</i> : variâncias e covariâncias podem ser diferentes para cada uma das $n_i$ ocasiões. Envolve a estimativa de $n_i(n_i + 1)/2$ parâmetros. Aceitável somente em intervalos longos de tempo, maior que 30 dias. Admite intervalo entre mensurações diferentes.	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_3^2 & \sigma_{34} \\ \sigma_{14} & \sigma_{24} & \sigma_{34} & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$
AR(1)	<i>Auto Regressiva de Primeira Ordem</i> : todos os níveis de tempo têm a mesma variância e as correlações entre as medidas tomadas no tempo decrescem à medida que aumenta a distância entre os níveis de tempo. Envolve a estimativa de dois parâmetros. É a mais utilizada, porém é inadequada quando os intervalos no tempo são desiguais.	$\Sigma = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \rho^3 \\ \rho & 1 & \rho & \rho^2 \\ \rho^2 & \rho & 1 & \rho \\ \rho^3 & \rho^2 & \rho & 1 \end{bmatrix}$
ARH(1) <sup>1</sup>	<i>Auto Regressiva Heterogêna de Primeira Ordem</i> : Variâncias e covariâncias desiguais. Somente é viável se os dados são igualmente espaçados no tempo, envolve estimativas de $n_i + 1$ parâmetros.	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_1\sigma_3\rho^2 & \sigma_1\sigma_4\rho^3 \\ \sigma_2\sigma_1\rho & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3\rho & \sigma_2\sigma_4\rho^2 \\ \sigma_3\sigma_1\rho^2 & \sigma_3\sigma_2\rho & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4\rho \\ \sigma_4\sigma_1\rho^3 & \sigma_4\sigma_2\rho^2 & \sigma_4\sigma_3\rho & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$
CSH <sup>1</sup>	<i>Simetria Composta Heterogêna</i> : variâncias desiguais e fora da diagonal principal é a raiz quadrada dos elementos da diagonal principal. Envolve estimativa de $n_i + 1$ parâmetros.	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_1\sigma_3\rho & \sigma_1\sigma_4\rho \\ \sigma_2\sigma_1\rho & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3\rho & \sigma_2\sigma_4\rho \\ \sigma_3\sigma_1\rho & \sigma_3\sigma_2\rho & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4\rho \\ \sigma_4\sigma_1\rho & \sigma_4\sigma_2\rho & \sigma_4\sigma_3\rho & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$
TOEP <sup>1,2</sup>	<i>Toeplitz</i> : é a estrutura de covariância de um processo estocástico de médias móveis de ordem $q = (n_i - 1)$ , neste exemplo $q=3$ . Geralmente utilizada quando as observações são igualmente espaçadas no tempo e as correlações não mudam consideravelmente. Estima $t$ parâmetros.	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \sigma_1 & \sigma_2 & \sigma_3 \\ \sigma_1 & \sigma^2 & \sigma_1 & \sigma_2 \\ \sigma_2 & \sigma_1 & \sigma^2 & \sigma_1 \\ \sigma_3 & \sigma_2 & \sigma_1 & \sigma^2 \end{bmatrix}$
ARMA (1,1)	<i>Auto Regressiva de Primeira Ordem com Médias Móveis</i> : é a estrutura associada aos dados de séries temporais com parâmetro auto-regressivo $\rho$ , componente de médias móveis $\gamma$ , sendo $\sigma^2$ a variância residual. O número de parâmetros estimados é igual a 3. É inadequada quando os intervalos no tempo são desiguais	$\Sigma = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \gamma & \gamma\rho & \lambda\rho^2 \\ \gamma & 1 & \gamma & \gamma\rho \\ \gamma\rho & \gamma & 1 & \gamma \\ \lambda\rho^2 & \gamma\rho & \gamma & 1 \end{bmatrix}$
ANTE(1) <sup>1</sup>	<i>Ante-Dependência de Primeira Ordem</i> : variâncias desiguais, sendo os elementos fora da diagonal principal, funções de variâncias e do $k$ -ésimo parâmetro de autocorrelação, satisfazendo ( $ \rho_k  < 1$ ). Envolve a estimativa de $2n_i+12$ parâmetros. Permite espaços de tempo desiguais e alteração da correlação no decorrer do tempo.	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho_1 & \sigma_1\sigma_3\rho_1\rho_2 & \sigma_1\sigma_4\rho_1\rho_2\rho_3 \\ \sigma_2\sigma_1\rho_1 & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3\rho_2 & \sigma_2\sigma_4\rho_2\rho_3 \\ \sigma_3\sigma_1\rho_2\rho_1 & \sigma_3\sigma_2\rho_2 & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4\rho_3 \\ \sigma_4\sigma_1\rho_3\rho_2\rho_1 & \sigma_4\sigma_3\rho_3\rho_2 & \sigma_4\sigma_3\rho_3 & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$
UNR <sup>2</sup>	<i>Correlação Desestruturada</i> : especifica uma matriz de variância-covariância completamente geral em termos de variâncias e correlações. Onde $\sigma_i^2$ é o $i$ -ésimo parâmetro de variância e $\rho_{jk}$ é a correlação entre a $j$ -ésima e a $k$ -ésima medida satisfazendo ( $ \rho_k  < 1$ ). Esta estrutura estima $t(t-1)/2$ parâmetros.	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho_{21} & \sigma_1\sigma_3\rho_{31} & \sigma_1\sigma_4\rho_{41} \\ \sigma_2\sigma_1\rho_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3\rho_{31} & \sigma_2\sigma_4\rho_{42} \\ \sigma_3\sigma_1\rho_{31} & \sigma_3\sigma_2\rho_{32} & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4\rho_{43} \\ \sigma_4\sigma_1\rho_{41} & \sigma_4\sigma_2\rho_{42} & \sigma_4\sigma_3\rho_{43} & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$



UN(1) <sup>1</sup>	<i>Diagonal Principal "Banded"</i> : é caracterizada por variâncias desiguais e covariâncias nulas, com número de parâmetros igual a $n_i$ .	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$
H-F	<i>Huynh-Feldt</i> : Apresenta heterogeneidade não estruturada ao longo da diagonal principal e o número de parâmetros desconhecidos, esta estrutura constrói elementos fora da diagonal, calculando uma média aritmética.	$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \sigma_2^2 & \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_1^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \sigma_3^2 & \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_1^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$

<sup>1</sup>  $n_i$  = número de ordem de ajuste da regressão;

<sup>2</sup>  $t$  = dimensão global da matriz de covariância;

Tabela elaborada conforme Littell et al.(2006), Xavier (2000) e SAS (2001).

A herdabilidade para a produção de ovos no sentido amplo, ou seja, percentagem da variância fenotípica foi calculada como segue:

$$h_{t_i}^2 = \frac{\hat{g}_{t_i}}{\hat{g}_{t_i} + \hat{\sigma}_e^2};$$

em que:

$\hat{g}_{t_i}$  = variâncias genotípicas; e

$\hat{\sigma}_e^2$  = variâncias ambientais.

As estimativas de correlações genotípicas, entre as medidas nos diferentes meses  $t$  de postura,  $t_i$  e  $t_j$  foram definidas respectivamente, por:

$$r_{\hat{g}_{t_i t_j}} = \frac{\hat{g}_{t_i t_j}}{\sqrt{\hat{g}_{t_i t_j} * \hat{g}_{t_i t_j}}};$$

As estimativas de (co)variância genotípica para o mês  $t$  foram descritas como:  $\hat{g}_{t_i t_j} = Z'_{t_i} K_a Z'_{t_i}$ , em que:  $i = 5, 6, \dots, 12$  e  $j = 5, 6, \dots, 12$  meses de idade e  $K_a$  = matrizes de (co)variância entre os coeficientes de regressão aleatórios genotípicos e  $Z'_{t_i}$  = matriz transposta dos diferentes meses de idade.

Foram estimados os valores genotípicos das aves para produção de ovos para os diferentes meses de idade e calculada a correlação entre elas. O valor genotípico (VG) dos animais foi calculado através da fórmula:

$$VG = \bar{X}_p + h^2(X_i - \bar{X}_p),$$

em que:

$\bar{X}_p$  = é a média da população estimada pela curva fixa;

$X_i$  = é o valor do indivíduo, sendo  $X_i - \bar{X}_p$  = desvios aleatórios estimados por animal;

$h^2$  = é a herdabilidade no sentido amplo.

Todas as análises foram realizadas utilizando o programa estatístico SAS<sup>®</sup> (2001) (Apêndice C).

## RESULTADO E DISCUSSÃO

Foi testada a curva fixa modelada por regressão polinomial de grau dois e três utilizando as 12 estruturas da matriz de variâncias e covariâncias aleatória (**G**), mantendo a matriz dos efeitos residuais (**R**) sempre igual a VC (Tabela 3.1). Para todas as 24 combinações **R – G** que convergiram, melhores valores de -2LMV, AIC, BIC e QMR foram observados quando se utilizou, para modelar a curva fixa, a regressão polinomial de grau três. VENTURINI (2009) trabalhando com regressão aleatória para avaliar a produção de ovos em aves de postura, definiu a trajetória fixa da curva por polinômio de ordem cúbica, porém ajustada por meio de polinômio de Legendre.

A melhor modelagem da regressão polinomial de grau três para a curva fixa também foi verificada na visualização da curva estimada pelos dois modelos (Figura 3.1). Observou-se que no modelo cúbico o pico de postura ocorreu no 8º mês com taxa de postura igual a 70,53 e 77,80% para as aves PRB e PRW, respectivamente. No modelo quadrático o pico de postura ocorreu no 10º mês de idade (41ª a 44ª semana), tendo em vista que o esperado é que o pico ocorra em torno da 29ª a 32ª semana de idade (7 meses e meio a 8 meses). Visto que isso afetou o formato da curva do modelo quadrático.

O teste de comparação de médias “teste T de efeitos fixos” dos parâmetros estimados pelo modelo fixo polinomial de terceira ordem para estimativa da curva de produção de ovos ajustadas aos meses de idade (5º ao 12º) apresentou diferença significativa para todos os meses entre as raças.

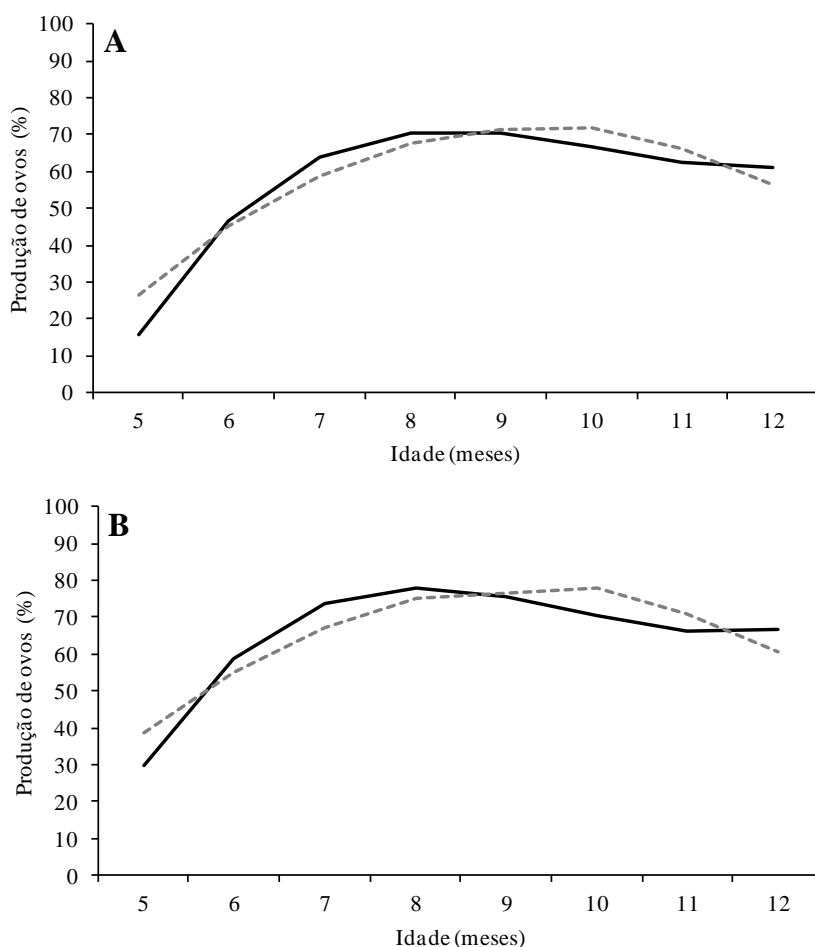


Figura 3.1 - Curvas de produção de ovos das aves das raças Plymouth Rock Barrada (A) e Plymouth Rock Branca (B) estimadas usando regressão polinomial de grau 2 (---) e grau 3 (-) para modelar a curva fixa, e modelo de regressão aleatória quadrático com intercepto (modelo 3) e UN e VC para estimar **G** e **R**, respectivamente.

Quanto a melhor estrutura da matriz de (co)variâncias para os efeitos aleatórios (**G**), menores valores de  $-2LMV$ , AIC, BIC e resíduo foram observados para a estrutura UN (Tabela 3.2), modelos de regressão aleatória quadrático com intercepto (modelo 3) seguido do modelo cúbico sem intercepto (modelo 6). Segundo Floriano et al. (2006) muitos métodos foram desenvolvidos visando facilitar a escolha da estrutura de covariâncias que melhor explique o comportamento da variabilidade e da correlação entre as medidas repetidas, sendo o AIC e o BIC os principais critérios de seleção, pois dependem do valor da verossimilhança do modelo, do número de observações e do número de parâmetros; e quanto menor seus resultados melhor é o ajuste do modelo.

Após foi testada a melhor estrutura de (co)variâncias para os efeitos residuais (**R**). Para tal, utilizou-se a estrutura UN para matriz **G** e os modelos Quadrático com intercepto, cúbico sem intercepto e linear com intercepto (Tabela 3.3).

Tabela 3.2 - Logaritmo de verossimilhança restrita (-2LMV), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação Bayesiano (BIC), resíduo e números de parâmetros dos modelos (NP) para diferentes estruturas da matriz de (co)variâncias aleatórias (**G**), com matriz de (co)variâncias residuais (**R**) igual a VC e curva fixa modelada por regressão polinomial de grau três (cúbica)

<i>Estruturas</i>		<i>Modelos</i> <sup>1</sup>	<i>Critérios estatísticos</i>				
<b>R</b>	<b>G</b>		NP	-2LMV	AIC	BIC	Resíduo
VC	UN	1	4	7854	7862	7877	160
VC	UN	2	2	7996	8000	8007	201
VC	UN	3	7	7765	7779	7805	137
VC	UN	4	4	7917	7925	7939	172
VC	UN	6	7	7788	7802	7827	142
VC	VC	1	3	7980	7986	7997	196
VC	VC	2	2	7996	8000	8007	201
VC	VC	4	3	7994	8000	8011	199
VC	CS	1	3	7995	8001	8012	200
VC	AR(1)	1	3	7995	8001	8012	200
VC	ARH(1)	1	4	7854	7862	7877	160
VC	CSH	1	4	7854	7862	7877	160
VC	TOEP	1	3	7995	8001	8012	200
VC	TOEP	2	2	7996	8000	8007	201
VC	ANTE(1)	1	4	7854	7862	7877	160
VC	ANTE(1)	2	2	7996	8000	8007	201
VC	ANTE(1)	4	4	7917	7925	7939	172
VC	UNR	1	4	7854	7862	7877	160
VC	UNR	2	2	7996	8000	8007	201
VC	UN(1)	1	4	7980	7986	7997	196
VC	UN(1)	2	2	7996	8000	8007	201
VC	UN(1)	4	4	7994	8000	8011	199
VC	H-F	1	4	7854	7862	7877	160
VC	H-F	4	5	7917	7925	7939	172

<sup>1</sup>Modelos de regressão aleatória: 1 = linear com intercepto, 2 = linear sem intercepto, 3 = quadrático com intercepto, 4 = quadrático sem intercepto, 5 = cúbico com intercepto e 6 = cúbico sem intercepto.

Na tabela 3.3 os modelos que apresentaram os menores valores de -2LMV e AIC foram os modelos aleatórios linear com intercepto **G**=UN e **R**=UNR, seguido dos modelos linear com intercepto **G**=UN e **R** =ANTE (1), quadrático com intercepto **G**=UN e **R**= ARH e

linear com intercepto  $\mathbf{G}=\mathbf{UN}$  e  $\mathbf{R}=\mathbf{ARH}$ . O BIC apontou como melhor as seguintes estruturas da matriz  $\mathbf{R}$ : ANTE (1), seguida das estruturas ARH (1) e UNR.

Tabela 3.3 - Logaritmo de verossimilhança restrita (-2LMV), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação Bayesiano (BIC), resíduo e números de parâmetros dos modelos (NP) para diferentes estruturas da matriz de (co)variâncias residuais ( $\mathbf{R}$ ), com matriz de (co)variâncias aleatórias ( $\mathbf{G}$ ) igual a UN e curva fixa modelada por regressão polinomial de grau três (cúbica)

<i>Estruturas</i>		<i>Modelos</i> <sup>1</sup>	<i>Critérios de seleção</i>			
<i>R</i>	<i>G</i>		<i>NP</i>	<i>-2LMV</i>	<i>AIC</i>	<i>BIC</i>
VC	UN	1	4	7854	7862	7877
VC	UN	3	7	7765	7779	7805
VC	UN	6	7	7788	7802	7827
AR(1)	UN	1	5	7794	7804	7823
AR(1)	UN	3	8	7740	7756	7785
AR(1)	UN	6	8	7759	7775	7804
ARH(1)	UN	1	12	7559	7583	7627
ARH(1)	UN	3	15	7540	7570	7625
TOEP	UN	6	7	7788	7802	7827
ARMA(1,1)	UN	1	6	7774	7786	7808
ARMA(1,1)	UN	3	9	7722	7740	7773
UNR	UN	1	39	7415	7493	7635
CSH	UN	1	12	7622	7646	7690
CSH	UN	3	15	7563	7593	7648
ANTE(1)	UN	1	18	7473	7509	7574
UN(1)	UN	1	39	7622	7644	7685
UN(1)	UN	3	42	7563	7591	7642

<sup>1</sup>Modelos de regressão aleatória: 1 = linear com intercepto, 2 = linear sem intercepto, 3 = quadrático com intercepto, 4 = quadrático sem intercepto, 5 = cúbico com intercepto e 6 = cúbico sem intercepto.

Na figura 3.2 podem ser visualizadas as curvas estimadas pelos quatro melhores modelos citados anteriormente estimadas por animal. Vale ressaltar que as estimativas por animal são dadas como desvio da curva média (fixa) da raça, portanto a curva por animal é obtida pela soma dos desvios por animal mais a curva fixa da raça do animal. Assim, mesmo que a regressão aleatória seja linear, ao plotar a curva por animal a trajetória assume forma cúbica por influencia da curva fixa que é modelada por uma regressão polinomial cúbica.

Para o mesmo animal dentro de raça foi observado, para a raça Plymouth Rock Barrada (PRB), que os modelos que consideram a matriz  $\mathbf{R}$  igual a ARH (1) linear com intercepto, UNR e ANTE (1) foram semelhantes em estimar a curva de produção de ovos (Figura 3.2-A). Para a raça Plymouth Rock Branca (PRW), os modelos que consideram a

matriz  $\mathbf{R}$  igual a ARH (1) linear com intercepto, UNR e ANTE (1) resultaram em estimativas semelhantes até o oitavo mês. Após o oitavo mês apenas a UNR e ANTE (1) foram semelhantes (Figura 3.2 -B).

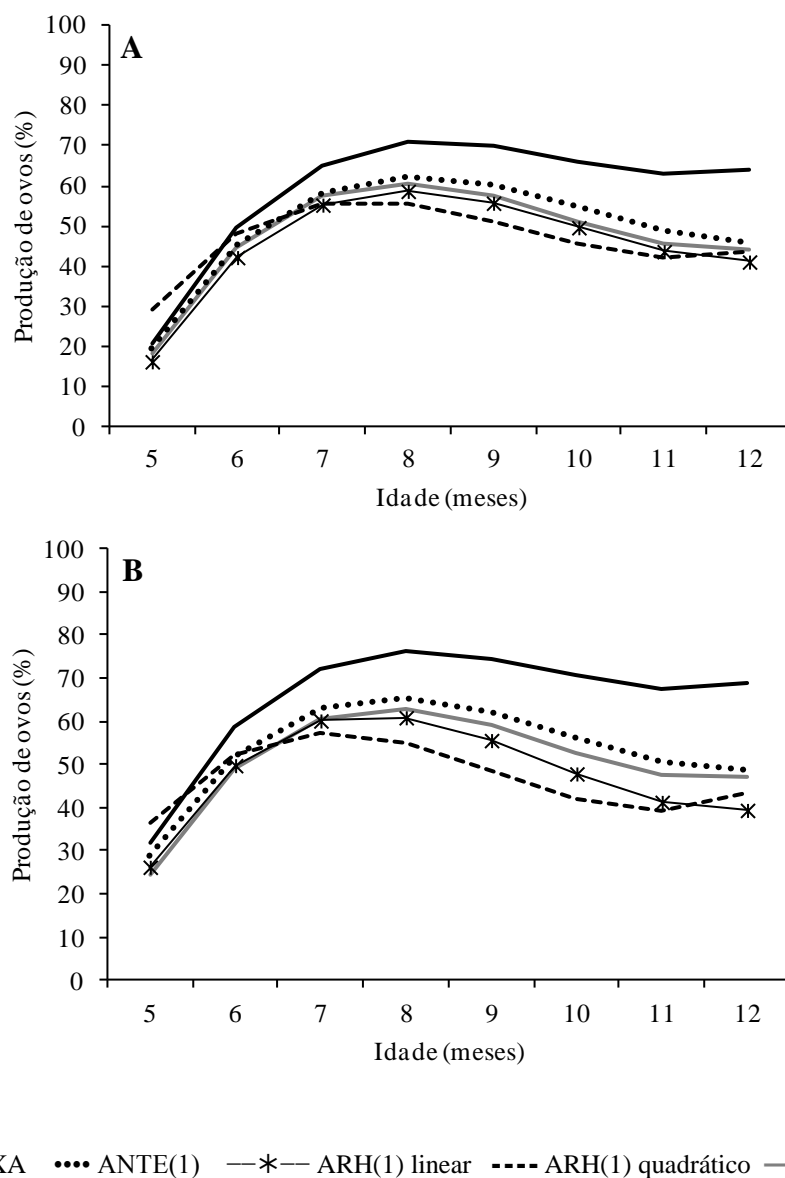


Figura 3.2 - Curvas de produção de ovos estimados através de regressão aleatória, considerando a matriz  $\mathbf{G} = \text{UN}$  e diferentes estruturas da matriz  $\mathbf{R}$ , tais como: ANTE(1), ARH(1) linear, ARH(1) quadrática e UNR para as raças Plymouth Rock Barrada (A), animal 6131 e Plymouth Rock Branca (B), animal 6212.

O modelo linear com intercepto  $\mathbf{G}=\text{UN}$  e  $\mathbf{R}=\text{UNR}$  foi o que melhor se ajustou a curva de produção de ovos por animal, com 83% e 87% de eficiência para as raças PRB e PRW,

respectivamente (Tabela 3.4). Estes resultados foram obtidos através visualização gráfica da produção de ovos observada e da curva fixa somada ao desvio aleatório estimado por animal, e realizada a comparação das curvas entre as quatro melhores modelagens observadas na tabela 3.4.

A matriz de (co)variâncias UN é conhecida como desestruturada, sendo as variâncias e covariâncias diferentes para cada uma das  $n_i$  ocasiões, sua eficiência é mais elevada em intervalos de tempo superior a 30 dias. A matriz de (co)variâncias UNR é conhecida como de Correlação desestruturada, pois especifica uma matriz de variância-covariância completamente geral em termos de variâncias e correlações, em que:  $\sigma_i^2$  é o  $i$ -ésimo parâmetro de variância e  $\rho_{jk}$  é a correlação entre a  $j$ -ésima e a  $k$ -ésima medida satisfazendo  $|\rho_{jk}| < 1$ . Esta estrutura estima  $t(t-1)/2$  parâmetros, sendo que  $t$  é a dimensão global da matriz de covariâncias.

Tabela 3.4 - Percentagem de curvas de produção de ovos com ajuste adequado obtido por visualização gráfica das curvas estimadas e observadas por animal para as raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW)

Matriz G	Matriz R	Modelos	PRB	PRW
UN	UNR	Linear com intercepto	83%	87%
UN	ANTE(1)	Linear com intercepto	64%	69%
UN	ARH(1)	Linear com intercepto	53%	55%
UN	ARH(1)	Quadrático com intercepto	75%	66%

Na figura 3.3 pode-se observar a curva estimada pelo modelo de regressão aleatória linear com intercepto, com estrutura da matriz  $\mathbf{G} = \text{UN}$  e matriz  $\mathbf{R} = \text{UNR}$  para quatro diferentes animais dentro de raça. Verifica-se que por meio desta informação podem-se descartar animais que possuem a forma da curva indesejável e, adicionalmente, identificar aqueles que possuem a curva superior a curva média da raça (fixa), tais como: animais 6119 e 6132 pertencentes a raça Plymouth Rock Barrada (Figura 3.3 - A) e os animais 6030 e 6021 pertencentes a raça Plymouth Rock Branca (Figura 3.3 - B). Sendo este um modo de selecionar animais superiores.

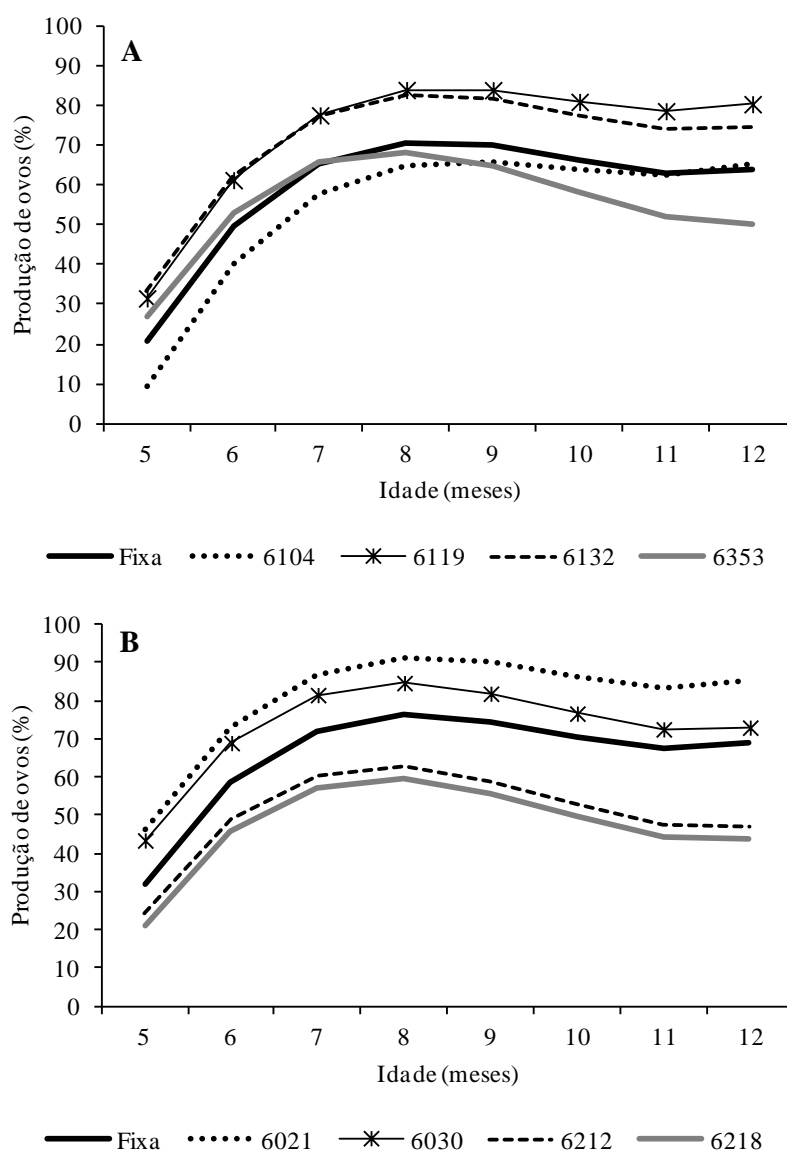


Figura 3.3 - Curva estimada para os animais 6104, 6119, 6132 e 6353 da raça Plymouth Rock Barrada (A) e para os animais 6021, 6030, 6212 e 6218 da raça Plymouth Rock Branca (B) por meio do modelo de regressão aleatório linear com intercepto, utilizando as estruturas de (co)variâncias UN e UNR para estimar as matrizes **G** e **R**, respectivamente. A curva fixa foi estimada por raça utilizando a regressão polinomial cúbica.

As estimativas de correlações ambientais entre os diferentes meses de produção de ovos foram baixas ou negativas, variando de -0,21 a 0,24 (Tabela 3.5). As estimativas de correlações genóticas, variaram de 0,15 a 0,99 e decresceram à medida que os meses se distanciaram (Tabela 3.5 e Figura 3.4 - A), ou seja, os melhores animais no mês 5 poderão não ser os melhores nos meses 10, 11 e 12, Esses resultados corroboram com os de Schmidt et al. (1996) e Luo et al. (2007) que afirmam que características como a produção de ovos, assim



como a produção de leite e o crescimento, possuem estimativas de correlações que decrescem quando o período entre as medidas obtidas em diferentes tempos aumenta.

Tabela 3.5 - Herdabilidade no sentido amplo (diagonal) para produção de ovos, correlações ambientais (abaixo da diagonal) e genótípicas (acima da diagonal) entre as produções de ovos de poedeiras obtidas em diferentes estágios da curva de produção de ovos

Meses	5°	6°	7°	8°	9°	10°	11°	12°
5°	<b>0,15</b>	0,97	0,88	0,73	0,56	0,39	0,26	0,15
6°	0,24	<b>0,24</b>	0,97	0,87	0,73	0,59	0,47	0,37
7°	-0,19	-0,02	<b>0,23</b>	0,97	0,88	0,78	0,68	0,60
8°	0,07	-0,07	0,18	<b>0,35</b>	0,97	0,91	0,85	0,78
9°	-0,12	-0,04	-0,21	-0,14	<b>0,42</b>	0,98	0,95	0,90
10°	0,01	-0,04	-0,06	-0,15	0,70	<b>0,49</b>	0,99	0,97
11°	0,09	-0,08	0,09	0,04	0,09	0,14	<b>0,42</b>	0,85
12°	-0,21	0,13	-0,08	-0,30	-0,08	-0,05	0,07	<b>0,51</b>

A estimativa de herdabilidade no sentido amplo para a produção de ovos entre o 5<sup>a</sup> e o 12<sup>o</sup> mês de idade das poedeiras variou de 0,15 a 0,51 (Tabela 3.5 e Figura 3.4 - B). Esses valores estabelecem um limite para o valor da herdabilidade no sentido restrito o qual considera apenas a variância genética aditiva. As estimativas de herdabilidade foram apresentadas pontualmente, todavia, os modelos de regressão aleatória permitem estimar herdabilidades para qualquer ponto dentro o período em estudo.

Esses resultados indicam que maiores influências ambientais são verificadas no início da postura, diminuindo com o decorrer do tempo, portanto, a seleção fenotípica não deve ser feita nos meses iniciais. A partir do oitavo mês o valor da herdabilidade é considerado moderado (0,35) com altas estimativas de correlação (0,78 a 0,97) com os meses 9, 10, 11 e 12. Estes resultados vão de encontro aos apresentados no Capítulo 2 em que sugere-se a seleção das aves a partir do oitavo mês, pela alta correlação da produção de ovos acumulada até este período com o 1<sup>o</sup> componente principal. Cardellino; Rovira (1987) sugeriram que a seleção deve ser realizada a partir do nono mês de postura. ANANG et al., (2000) mencionam que para a avaliação da produção de ovos deve-se utilizar os períodos do 5<sup>o</sup> ao 10<sup>o</sup> mês de idade. Assim, é possível selecionar as aves com base no seu desempenho parcial, com o intuito de aumentar a produção total de ovos (IBE et al., 1982; GOWE; FAIRFULL, 1985; POGGENPOEL et al., 1996).

Anang et al. (2000) ao trabalharem com poedeiras Leghorns encontraram alta herdabilidade para produção de ovos mensal, variando de 0,18 a 0,47 e para acumulado dos últimos 12 meses igual a 0,45. Altas herdabilidade para número de ovos também foram encontrados por Wei; Van Der Werf (1993), variando de 0,33 a 0,60 para o período de 18 a 25 semanas de idade, de 0,15 a 0,44 para os períodos de 26 a 65 semanas de idade e de 0,12 a 0,45 para o período de 18 a 65 semanas de idade. Ledur et al. (1994); Lopes; Quaas (1997); Schmidt et al. (1997) e Singh et al. (1999) relataram estimativas para a característica produção de ovos até a 40ª semana de idade variando entre 0,25 e 0,34. Luo et al., (2007) estimaram herdabilidade para produção de ovos variando de 0,16 (26 a 27 semanas de idade) a 0,54 (62 semanas de idade), resultados estes, semelhantes ao encontrado no presente estudo. Szwaczkowski et al. (2006), usando regressão aleatória para modelar a curva de produção de ovos, observaram maiores estimativas de herdabilidade no início da postura, com decréscimo durante o pico, voltando a aumentar no final do período, variando de 0,5 a 0,3. Vale ressaltar esses autores estimaram herdabilidade no sentido restrito.

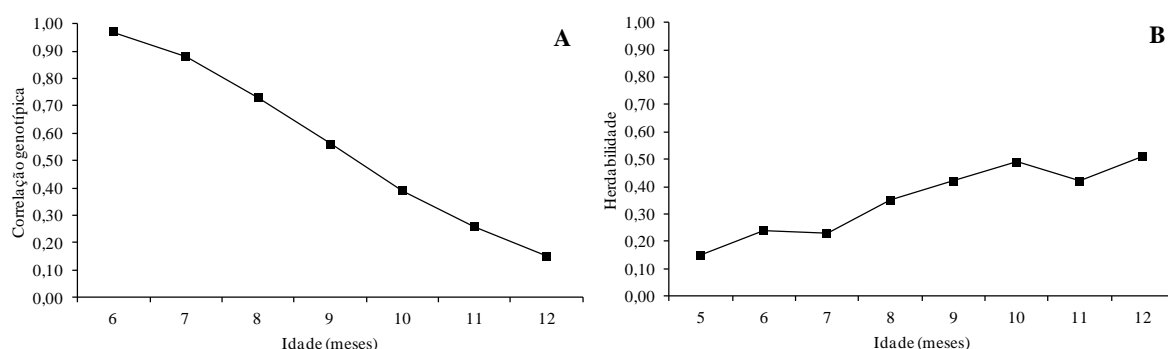


Figura 3.4 - Correlação genotípica (aditiva e não aditiva) do 5º mês de idade em relação aos demais meses de estudo (A) e a herdabilidade (B) nos diferentes meses de produção de ovos para as poedeiras Plymouth Rock Barrada e Plymouth Rock Branca.

As altas estimativas de herdabilidade observadas neste trabalho a partir do oitavo mês (Tabela 3.5 e Figura 3.4 - B) não eram esperadas, pois, a produção de ovos é uma característica de origem reprodutiva. Esses resultados podem ser explicados pelo fato de ter sido contabilizado a porção genética aditiva no cálculo da herdabilidade e os animais terem sido criados no mesmo ambiente em todas as fases de criação, ou seja, baixa variância ambiental (mesmo clima, mesma alimentação, mesmo manejo, etc).

Houve uma baixa correlação dos valores genotípicos das aves para produção de ovos entre os meses iniciais e finais. As correlações entre os valores genotípicos entre o 8º e o 12º mês foram de 0,87 para as aves da raça PRB e de 0,91 para aves PRW (Tabela 3.6). Ao analisar o ranking das aves conforme o valor genotípico para produção de ovos observa-se que ao passar dos meses a classificação dos melhores animais trocam de posição, no entanto, ao identificar as melhores aves por raça (20% do total) de cada mês, constatou-se que 70% das melhores aves no 12º mês, são as mesmas selecionadas no 8º mês. Assim, pode-se antecipar a seleção das aves superiores para essa característica, reduzindo assim o intervalo entre gerações, aumentando o ganho de desempenho por ano, e reduzindo custos de produção total.

Tabela 3.6 – Correlações entre os valores genotípicos das aves para produção de ovos nos diferentes meses de idade das aves da raça Plymouth Rock Barrada (acima da diagonal) e das aves da raça Plymouth Rock Branca (abaixo da diagonal)

Idade (meses)	5	6	7	8	9	10	11	12
5		0,97	0,89	0,78	0,66	0,55	0,45	0,37
6	0,97		0,97	0,9	0,81	0,73	0,65	0,58
7	0,89	0,97		0,98	0,93	0,87	0,8	0,75
8	0,79	0,92	0,98		0,98	0,95	0,91	0,87
9	0,69	0,85	0,94	0,98		0,99	0,97	0,94
10	0,61	0,78	0,89	0,96	0,99		0,99	0,98
11	0,53	0,72	0,85	0,94	0,98	0,99		0,99
12	0,47	0,67	0,82	0,91	0,96	0,99	0,99	

## CONCLUSÃO

O modelo de regressão aleatória que utiliza a regressão de primeiro grau e estruturas de (co)variância UN para matriz de efeitos aleatórios (**G**) e UNR para matriz de resíduos (**R**) modela adequadamente a curva de produção de ovos das aves das raças Plymouth Rock Barrada (PRB) e Plymouth Rock Branca (PRW).

A partir do oitavo mês o valor da herdabilidade é moderada (0,34) com altas estimativas de correlação genotípica (0,78 a 0,97) com os meses 9, 10, 11 e 12. É alta também a correlação dos valores genotípicos das poedeiras para a produção de ovos do 8º mês com os

meses finais de postura. Assim, sugere-se seleção fenotípica a partir do 8º mês de produção para as aves PRB e PRW.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control.**, Boston, v. 19, n. 6, p. 716-723, Dec. 1974.

ALBUQUERQUE, L. G.; MEYER, K. Estimates of covariance functions for growth from birth to 630 days of age in Nelore cattle. **Journal of Animal Science.** v. 79, n. 11, p. 2776-2789, 2001

ANANG, A.; MIELENZ, N.; SCHÜLER, L. Genetic and phenotypic parameters for monthly egg production in White Leghorn hens. **Journal Animal Breeding and Genetics.** v. 117, n. 6, p. 407-415, 2000.

BREDA, F. C. et al. Estimação de parâmetros genéticos para produção de leite de cabras da raça alpina. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n. 2, p. 396-404, 2006.

CARDELLINO, R. A., ROVIRA, J. Mejoramento genético animal. Montevideo. Hemisfério Sur, 1987. 253 p.

DRUET, T. et al. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French holstein cows. **Journal of Dairy Science.** v. 86, n. 7, p. 2480-2490, 2003.

FALCONER, D. S. Introdução a genética quantitativa. 3 ed. Harlow. Longman, 1987. 428 p.

FLORIANO, E. P. et al. Ajuste e seleção de modelos tradicionais para série temporal de dados de altura de árvores. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 16, n. 2, p.177-199, 2006.

GOWE, R. S.; FAIRFULL, R. W. The direct response for long-term selection for multiple traits in egg stocks and changes in genetic parameters with selection. In: HILL, W. G.; MANSON, J. H.; HEWITT, D. **Poultry genetics and breeding.** Edinburg: Longman; 1985. p. 125-146.

HENDERSON, C. R. Estimation of changes in herd environment. **Journal of Dairy Science**, v.32, p. 706-711, 1949.

HUISMAN, A. E.; VEERKAMP, R. F.; VAN ARENDONK, J. A. M. Genetic parameters for various random regression models to describe the weight data of pigs. **Journal of Animal Science.** v. 80, n. 3, p. 575-582, 2002.

IBE, S. N.; RUTLEDGE, J. J.; MCGIBBON, W. H. Curvilinear trends in direct and some correlated response to nineteen generation of selection for part record rate of egg production in a random bred line of chickens. **Poultry Science**, v. 61, p. 821-828, 1982.

LEDUR, M. C. et al. Parâmetros genéticos e fenotípicos para características produtivas em linhagens de poedeiras de ovos brancos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 28, n. 9, p. 1031-1037, 1993.

LEDUR, M. C. et al. Parâmetros genéticos e fenotípicos em linhagens de aves selecionadas para corte. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 29, p. 503-508, 1994.

LITTELL, R.C. et al. **SAS System for Mixed Models**. 2 ed. North Carolina: SAS Institute Inc., Cary, 2006, 814 p.

LOPES, P. S.; QUAAS, R. L. Estimação de parâmetros genéticos em aves de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 26, p. 1119-1123, 1997.

LUO, P. T.; YANG, R. Q.; YANG, N. Estimation of genetic parameters for cumulative egg numbers in a broiler dam line by using a random regression model. **Poultry Science**, v. 86, n. 1, p. 30-36, 2007.

MALHEIROS, E. B. Precisão da análise de experimentos com medidas repetidas usando procedimentos do SAS. **Revista de Matemática e Estatística**, v. 19 p. 253-272, 2001.

NATIONAL RESEARCH CONCIL – NRC. 1998. Nutrient requirements of swine. 10 ed. Washington: **National Academy of Sciences**. 189p.

POGGENPOEL, D. G. Response to long-term selection for egg production in laying hens. **British Poultry Science**, v. 37, n. 4, p. 743-756, 1996.

SANTORO, K. R. et al. Uso de funções de covariância na descrição do crescimento de bovinos Nelore criados no estado de Pernambuco. **Revista Brasileira Zootecnia**, v. 34, n. 6, p. 2290-2297, 2005.

SCHAEFFER, L. R. **Tópicos avançados em melhoramento animal: random regression models – notas de curso**. Jaboticabal: Universidade Estadual Paulista, 1996, p. 25-33.

SCHMIDT, G. S. et al. Frequência de muda natural e choco em aves selecionadas para a produção de ovos. In: CONFERÊNCIA APINCO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIA AVÍCOLAS, Curitiba. **Anais...** Campinas:FACTA, 1996, v. 1, p. 82-82.

SCHMIDT, G. S. et al. Efeito da seleção para características produtivas sobre o intervalo de oviposição em linhagens de aves para postura. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 22, p. 289-293, 1997.

SCHWARZ, G. Estimating the dimensional of a model. **Annals of Statistics**, Hayward, v. 6, n. 2, p. 461-464, mar, 1978.

SINGH, U. B. et al. Evaluation of genetic parameters in a selected synthetic sire of broilers. **Indian Journal of Poultry Science**, v. 34, p. 25-28, 1999.

SAS - STATISTICAL ANALYSES SYSTEM. **SAS/STAT(r) 9.2 User's guide**. Cary: SAS Institute Inc., 2001. 7857p.

SZWACZKOWSKI, T.; WOLC, A.; LISOWSKI, M. Genetic evaluation in laying hens based on fixed and random regression models. In: **WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION**, 8., 2006, Belo Horizonte, MG, **World Congress on Genetics Applied to Livestock Production**.

VENTURINI, G. C. **Modelos de dimensão finita e infinita para avaliação da produção de ovos em aves de postura**. 2009. 45 f. Dissertação (mestrado), Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias. Jaboticabal, 2009.

VONESH, F. E.; CHINCHILLI, V. M. **Linear and nonlinear models for the analysis of repeated measurements**. New York: Marcel Dekker, 1997. 560 p.

WALD, V. B. **A metodologia de modelos mistos não lineares aplicados a análise de dados longitudinais em plantas forrageiras**. 2000. 106 f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. 2000.

WEI, M.; VAN DER WERF, J. H. J. Animal model estimation of additive and dominance variances in egg production traits of poultry. **Journal of Animal Science**. v. 71, n. 1, p. 57–65, 1993.

XAVIER, L. H. **Modelos univariado e multivariado para análise de medidas repetidas e verificação da acurácia do modelo univariado por meio de simulação**. 2000. 91 f. Dissertação (mestrado), Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, 2000.

### 3 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A produção de ovos das raças Plymouth Rock Barrada (PRB), Plymouth Rock Branca (PRW) e Rhode Island Red (RIR) são diferentes, sendo que as aves da raça PRW são as mais produtivas, porém, o desempenho das aves das três raças foi inferior ao relatado na literatura.

A grande diferença entre as curvas de produção de ovos destas raças pode ser atribuída ao mesmo manejo nutricional e ambiental realizado para todas as aves, pois, observa-se que as aves da raça RIR apresentam menor condição corporal ao iniciar-se o estímulo de luz por volta da 21ª semana de idade, o que pode acarretar no seu menor desempenho. Sugere-se assim realizar manejos nutricionais e ambientais diferentes, considerando a fisiologia de cada raça, bem como a interação genótipo *vs* ambiente.

Outro possível motivo para o menor desempenho das aves vista neste trabalho são os acasalamentos realizados entre famílias dentro de raça, que visa à diminuição da consanguinidade. Todavia, as famílias com o tempo podem ter se tornadas consanguíneas, resultando em queda de desempenho reprodutivo, ou seja, queda na produção de ovos. Também pode estar havendo a estagnação genética por falta de seleção das aves sugerindo-se a identificação e seleção de indivíduos superiores para serem acasalados. Essa seleção pode ser realizada pela estimativa da curva de postura por ave como, por exemplo, pela análise de modelos mistos apresentada no capítulo 3.

A seleção das aves superiores é indicada entre o 8º e 9º mês de produção, este período é sugerido, pois, há alta correlação entre a produção de ovos acumulada nestes meses e a produção total (meses finais). Alta correlação também foi verificada entre a produção de ovos por volta do 7º e 8º mês com o potencial máximo de postura estimado pelo modelo Logístico II que tem alta correlação com o 1º componente principal. Outro fato é que os valores da herdabilidade (sentido amplo) para produção de ovos a partir do 8º mês passam a ser superior a 0,35. Também a correlação dos valores genotípicos entre o 8º mês com os meses finais é alta sendo de 0,91 para aves da raça PRW e 0,87 para aves PRB. Neste caso ao selecionar as poedeiras superiores no 8º mês, 70% destas aves também seriam selecionadas como as melhores no 12º mês. Tendo em vista que a antecipação da seleção contribui com a redução do intervalo entre gerações, aumenta o ganho de desempenho por ano e reduz custos de produção.

Além da seleção das aves superiores, sugere-se a identificação de famílias geneticamente distantes (que neste trabalho foi realizada pela análise de agrupamento), e a realização de cruzamentos entre estas famílias, como por exemplo entre as famílias: PRB1 e PRB5, PRB4 e PRB5, PRW4 e PRW2, PRW4 e PRW5, PRW4 e PRW6, entre outros. Este manejo pode resultar em uma maior heterose, possibilitando a recuperação ou formação de genótipos superiores nas gerações seguintes.

No entanto, para afirmar que estas aves realmente são distantes e que não ocorrerá a endogamia deve-se fazer o controle da genealogia, tendo assim a necessidade de aumentar o número de aves para fazer o controle produtivo individual. O aumento do número de animais também é necessário para ser possível selecionar as aves superiores, com isso deve-se aumentar a quantidade de gaiolas e melhorar as instalações para as aves. Com isso também seria possível a introdução de novo material genético, com inclusão de novos indivíduos das raças PRB, PRW e RIR.



## 4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, V. M. N. et al. Capacidade de Combinação de Características de Produção de Ovos de Linhagens de Matrizes de Frango de Corte, Usando Análise de Componentes Principais. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 28, n. 5, p. 955-959, 1999.

ALBERS, G. A. A.; GROOT, A. Future trends in poultry breeding. **World Poultry**, v. 14, p. 42-44, 1998.

ALI, T. E.; SCHAEFFER, L. R. Accounting for covariances among test day milk yield in dairy cows. **Canadian Journal Animal Science**, v. 67, p. 637-644, 1987.

AL-SAMARAI, F. R. et al. Prediction of total egg production from partial or cumulative egg production in a stock of white leghorn hens in Iraq. **International Journal Poultry Science**, v. 7, n. 9, p. 890-893, 2008.

ANANG, A.; MIELENZ, N.; SCHÜLER, L. Genetic and phenotypic parameters for monthly egg production in White Leghorn hens. **Journal Animal Breeding Genetics**. v. 117, n. 6, p. 407-415, 2000.

ANANG, A.; MIELENS, N.; SCHÜLER, L. Monthly model for genetic evaluation of laying hens I. Fixed regression. **British Poultry Science**, v. 42, n. 2, p. 191-196, 2001.

ANANG, A.; MIELENZ, N.; SCHÜLER, L. Monthly model for genetic evaluation of laying hens II. Random regression. **British Poultry Science**, v. 43, n. 3, p. 384-390, 2002.

BARBOSA, M. **Uma abordagem para análise de dados com medidas repetidas utilizando modelos lineares mistos**. 2009. 118 f. Dissertação (Mestrado em Matemática) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2009.

BIANCHINI SOBRINHO, E. **Estudo da curva de lactação de vacas da raça Gir**. 1984. 88 f. Dissertação (Doutorado em Genética) – Faculdade de Medicina Veterinária de Ribeirão Preto FMVRP/ Universidade de São Paulo USP, São Paulo, 1984.

BRODY, S. A.; RAGSDALE, A. C.; TURNER, C. W. The rate of decline of milk secretion with the advance of the period of lactation. **Journal of Genetic Physiology**, v. 5, n. 4, p. 441-444, Mar. 1923.

BRODY, S. A.; RAGSDALE, A. C.; TURNER, C. W. The relation between the initial rise and the subsequent decline of milk secretion following parturition. **Journal of Genetic Physiology**, vol. 6, n. 5, p. 541-545, May. 1924.

BRODY, S. **Bioenergetics and growth**. New York: Rheinhold, 1945. 645 p.

CAMARINHA FILHO, J. A. **Modelos lineares Mistos: Estruturas de Matrizes de variância e covariância e seleção de modelo**. 2002. 74 f. Tese (Doutorado em Agronomia) –

Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

CASON, J. A.; BRITTON, W. M. Comparison of Compartmental and Adams-Bell models of poultry egg production. **Poultry Science**, v. 67, n. 2, p. 213-218, Feb. 1988.

CASON, J. A.; WARE, G. O. Analysis of flock egg production curves using generalized growth functions. **Poultry Science**, v. 69, n. 7, p. 1054-1069, July. 1990.

COBUCI, J. A. et al. Curva de Lactação na Raça Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 29, n. 5, p. 1332-1329, 2000.

CRUZ, C. D. **Aplicação de algumas técnicas multivariadas no melhoramento de plantas**. 1990. 188 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1990.

CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. C. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa:UFV, 2003.

CRUZ; C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2.ed. Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 1994. 390 p.

DEKKERS, J. C. M. Breeding in the 21th century: application of molecular technology. **Proceedings Association for the Advancement Animal Breeding and Genetics**, v. 13, p. 1-16. 1999.

DIAS, L. A. S. **Divergência genética e fenética multivariada na predição de híbridos e preservação de germoplasma de cacau (*Theobroma cacao* L.)**. 1994. 94 f. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/ESALQ, Piracicaba, 1994.

DIGGLE, P. J.; LIANG, K-Y.; ZEGER, S. L. Analysis of longitudinal data. (Oxford Statistical Science Series 13). 4.ed New York : Oxford University Press Inc., 1998, 253 p.

DROESBEKE, J. J.; FINE, J. Analisis en componentes principales. In: II Seminario decapacitacion de docentes. 1995. Bruxelles. **Anais...** Bruxelles: Universidade Central de Venezuela. 1995.

FAIRFULL, R. W.; GOWE, R. S. Genetics of egg production in chickens. In: CRAWFORD, R.D. (Ed.). **Poultry Breeding Genetic**, Amsterdam : Elsevier Science Publishers, p. 705-759, 1990.

FIALHO, F. B.; LEDUR, M. C. Segmented polynomial model for estimation of egg production curves in laying hens. **British Poultry Science**, v. 38, n. 1, p. 66-73, 1997.

FIALHO, F. B.; LEDUR, M. C. Modelo Matemático para Curvas de Produção de Ovos Comunicado Técnico, Embrapa Suínos e Aves. n .256, p. 1–3. set. 2000.

FIGUEIREDO, E. A. P. et al. **Raças e Linhagens de Galinhas para Criações Comerciais e Alternativas no Brasil**. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Dezembro de 2003 Concórdia SC, Comunicado técnico. ISSN 0100-8862.

FERREIRA, D. F. **Métodos de avaliação da divergência genética em milho e suas relações com os cruzamentos dialélicos**. 1993. 72 f. Tese (Mestrado). Escola Superior de Agricultura de Lavras/ESAL. Lavras, 1993.

FOSTER, W. H. The estimation of rate of lay from part-record data. **British Poultry Science**, London, v. 22, n. 2, p. 399-405, 1981.

FREITAS, R. T. F. **Estudo da divergência genética de suínos em cruzamentos, utilizando-se técnica de análise multivariada**. 1996. 152 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 1996.

GAMA, L. T.; MATOS, C. P.; CAROLINO, N. Modelos Mistos em Melhoramento Animal. DGV. **Arquivos Veterinários**. 2004, 281 p.

GAVORA, J. S. et al. Comparison of three mathematical models of egg production. **British Poultry Science**, v. 23, n. 4, p. 339-348, 1982.

GAVORA, J. S.; PARKER, R. J.; MCMILLAN, I. Mathematical model of egg production. **Poultry Science**, v. 50, n. 5, p. 1306–1315, Sept. 1971.

GROSSMAN, M.; GROSSMAN, T. N.; KOOPS, W. J. A Model for Persistency of Egg Production. **Poultry Science**, v. 79, n. 12, p. 1715-1724, Dec. 2000.

HARRIS, R. J. A primer of multivariate statistics. **New York, Academic press**. 1975, 332 p.

HARVILLE, D. A. Maximum likelihood approaches to variance component estimation and to related problems. **Journal of the American Statistics Association**, v. 72, p. 320-328, 1977.

HENDERSON, C. R. Estimation of changes in herd environment. **Journal of Dairy Science**, v. 32, p. 706-711, 1949.

HENDERSON, C. R. The best linear unbiased estimation and prediction under a selection model. **Biometrics**, v. 31, p. 423-449. 1975.

JENNRICH, R. I.; SCHLUCHTER, M. D. Unbalanced repeated measures models with structured covariance matrices. **Biometrics**, v. 42, p. 805-820. 1986.

KRANIS, A.; SU, G.; SORENSEN, D. A.; WOOLLIAMS, J. A. The Application of Random Regression Models in the Genetic Analysis of Monthly Egg Production in Turkeys and a Comparison with Alternative Longitudinal Models. **Poultry Science**, v. 86, n. 3, p. 470-475, Mar. 2007.

KEPLER FILHO, E. **Melhoramento genético animal no Brasil: fundamentos, história e importância**. São Paulo: Embrapa publicações 2000.

KSHIRSAGAR, A. M.; SMITH, W. B. **Growth Curves**. New York: Marcel Dekker Inc., 1995, 359 p.

LAIRD, N.; WARE, J. H. Random-effects models for longitudinal data. **Biometrics**, v. 38, p. 963-974, 1982.

LEDUR, M. C. et al. Parâmetros genéticos e fenotípicos para características produtivas em linhagens de poedeiras de ovos brancos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 28, n. 9, p. 1031-1037, set. 1993.

LIMA, C. G. **Análise de dados longitudinais provenientes de experimento em blocos casualizados**. 1996. 126 f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

LITTELL, R. C.; HENRY, P. R.; AMMERMAN, C. B. Statistical analysis of repeated measures data using SAS procedures. **Journal of Animal Science**. v. 76, p. 1216-1231, 1998.

LITTELL, R. C. et al. **SAS System for Mixed Models**. 1 ed. North Carolina: SAS Institute Inc., Cary, 2000, 615 p.

LITTELL, R. C. et al. **SAS System for Mixed Models**. 2 ed. North Carolina: SAS Institute Inc., Cary, 2006, 814 p.

LUO, P. T.; YANG, R. Q.; YANG, N. Estimation of genetic parameters for cumulative egg numbers in a broiler dam line by using a random regression model. **Poultry Science**, v. 86, n. 1, p. 30-36, Jan. 2007.

MALHOTRA, N. K. Pesquisa de marketing: uma orientação aplicada. Porto Alegre. Ed Bookman, 2001.

MARTINS, E. N. Perspectivas do melhoramento genético de codornas no Brasil. In. SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE COTURNICULTURA, 1., 2002, Lavras. **Anais...** Lavras: Universidade Federal de Lavras, p.109-112. 2002.

MAZUCHELI J.; ACHCAR, J. A. Algumas considerações em regressões não-linear. **Acta Scientiarum**, v. 24, n. 6, p. 1761- 1770, 2002.

MCMILLAN, I. et al. Quantitative genetics of fertility ii. Lifetime egg production of *drosophila melanogaster*—experimental. **Genetics**, v.65, p. 355-369, 1970.

MCMILLAN, I. et al. Prediction of annual production from part record egg production in chickens by three mathematical models. **Poultry Science**, v. 65, n. 5, p. 817–822, May. 1986.

MCMILLAN, I.; FAIRFUL, R. W.; GOWE, R. S.; GAVORA, J.S. Evidence for genetic improvement of layer stocks of chicken during 1950-80. **World Poultry Science**, v. 46, n. 3, p. 235-244, 1990.

MCNALLY, D. H. Mathematical model for poultry egg production. **Biometrics**, v. 27, p. 735-738, 1971.

MORRISON, D. F. Multivariate statistical methods. New York: McGraw-Hill, 1967. 388p.

NELDER, J. A. The fitting of a generalization of the logistic curve. **Biometrics**, v. 17, p. 89-94, 1961.

NELDER, J. A. Inverse polynomials a useful group of multi-factor response functions. **Biometrics**, v. 22, n. 1, p. 128-141, 1966.

NORDSKOG, A. W. **Notes on poultry breeding and genetics**. Ames: Iowa State University, 1981. 206 p.

PAPAJCSIK, I. A.; BODERO, J. Modelling lactation curves of Friesian cows in a subtropical climate. **Animal Production**, v. 47, n. 2, p. 201-207, 1988.

PAZ, C. C. P. et al. Influência dos polimorfismos genéticos sobre os parâmetros da curva de crescimento em bovinos de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 4, p. 858-869, 2004.

PASCUAL, M. G. C. A. **Metodologia de dados espaciais aplicados a plantas forrageiras**. 2000, 100 f. Tese (Doutorado em Zootecnia) – Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 2000.

PIASSI, M. et al. Estudo da divergência genética entre oito grupos genéticos de aves de postura, por meio de técnicas de análise multivariada. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 24, n. 5, p. 715-727, 1995.

PIRES, A. V. et al. Estudo da divergência genética entre seis linhas de aves Legorne utilizando técnicas de análise multivariada. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**. v. 54, n. 3, p. 314-319, jun. 2002.

REGAZZI, A. J. Análise multivariada. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas. Departamento de Informática, 2002. 166 p. (INF-766 - notas de aula).

REGAZZI, A. J. Teste para verificar igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não linear. **Revista CERES** v. 50, n. 287, p. 9-26, 2003.

REGAZZI, A. J.; SILVA, C. H. O. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear. I. Dados no delineamento inteiramente casualizado. **Revista de Matemática e Estatística**. v. 22, n. 3, p. 33-45, set. dez. 2004.

REZENDE, D. M. L. C. et al. Comparação de técnicas de experimentos utilizando medidas repetidas no tempo. **Ciência Agrotécnica**, v. 23, n. 4, p. 928-938, 1999.

RESENDE, M. D. V.; STURION, J. A. Análise genética de dados com dependência espacial e temporal no melhoramento de plantas perenes via modelos geoestatísticos e de séries temporais empregando REML/BLUP ao nível individual. Colombo: Embrapa Florestas, 2001. 80 p.

RICHARDS, F. J. A flexible growth function for empirical use. **Journal of Experimental Botany**, Oxford, v. 10, n. 2, p. 290-300, June. 1959.

RONDON, E. O. O.; MURAKAMI, A. E.; SAKAGUTI, E. S. Modelagem computacional para produção e pesquisa em avicultura. **Revista Brasileira de Ciência Avícola**, v. 4, n. 1, p. 199-207, Jan. Mar. 2002.

ROSSI, R. M. Aspectos genéticos de curvas de probabilidade de postura em codornas. 2008. 118 f. Tese (Doutorado em Produção Animal). Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2008.

SAPP, R. L. et al. Longitudinal Multiple-Trait Versus Cumulative Single-Trait Analysis of Male and Female Fertility and Hatchability in Chickens. Research Note, **Poultry Science**, v. 84, n. 7, p. 1010-1014, July. 2005.

SAKAGUTI, E. S. et al. Avaliação dos testes da análise de variância multivariada em experimentos com dados desbalanceados. **Revista Brasileira de Zootecnia**. v. 25, n. 3, p. 437-448, 1996.

SEARLE, S. R. **Linear models for unbalanced data**. New York: J John Wiley, 1987. 536 p.

SEARLE, S.R., et al. **Variance components**. New York: Jonh Wiley & Sons, 1992, 501 p.

SOBRINHO, J. K.; FONSECA, R. A. Análise Econômica da Produção de Ovos de Galinhas Poedeiras no Município de Toledo - PR. **Revista Eletrônica Lato Sensu**. Ciências Sociais e Aplicadas, ano 2, n. 1, jul. 2007. Disponível em: <<http://www.unicentro.br>>. Acesso em: 15 nov. 2012. ISSN 1980-6116.

SUYAMA, E. Modelos de Efeitos Aleatórios para Dados Longitudinais. In: Reunião Anual da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria. e 40º Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação Agronômica. 6. 1995, Ribeirão Preto. USP. Minicurso. Ribeirão Preto: Rbras, SEAGRO. **Minicurso**, 94 p.

VERBEKE, G.; MOLENBERGHS, G. **Linear Mixed Models for Longitudinal Data**. New York, Springer-Verlag. 2000, 569 p.

VICINI, L. Análise multivariada da teoria à prática. **Caderno didático**, Santa Maria : UFSM, CCNE, 2005. 215 p.

VON BERTALANFFY, L. Quantitative laws in metabolism and growth. **Quarterly Review of Biology**, v. 32, n. 3. p. 217-231, Sept. 1957.

VON ENDE, C. N. Repeated-measures analysis: Growth and other time-dependent measures. In: SCHEINER, S.M.; GUREVITCH, J. (Ed.) Design and analysis of ecological experiments. New York: Chapman and Hall, 1993. cap.6, p. 113-137.

VONESH, F. E.; CHINCHILLI, V. M. **Linear and nonlinear models for the analysis of repeated measurements**. New York: Marcel Dekker, Inc. 1997. 560 p.

YANG, N.; WU, C.; MCMILLAN, I. New mathematical model of poultry egg production. **Poultry Science**, v. 68, n. 4, p. 476-481, Apr. 1989.

WALD, V. B. **A metodologia de modelos mistos não lineares aplicados a análise de dados longitudinais em plantas forrageiras**. 2000. 106 f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2000.

WOLC, A. et al. Genetic evaluation of production and reproduction traits in two selected lines of geese under multitrait animal model. **Animal Science Papers and Reports**, v. 26, n. 1, p. 71-78, 2008.

WOLC, A.; LISOWSKI, M.; SZWACZKOWSKI, T. Heritability of egg production in laying hens under cumulative, multitrait and repeated measurement animal models. **Czech Journal Animal Science**, v. 52, n. 8, p. 254-259, 2007.

WOOD, P. D. P. Algebraic model of the lactation curve in cattle. **Nature**, n. 216, p. 164-165, Oct. 1967.

XAVIER, L. H. **Modelos univariado e multivariado para análise de medidas repetidas e verificação da acurácia do modelo univariado por meio de simulação**. 2000. 91 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2000.

## **APÊNDICES**



**APÊNDICE A** – Comandos do programa estatístico SAS® (2001) utilizados nas análises estatísticas do Capítulo 1.

**A.1** Análise de regressão polinomial para a escolha do modelo de melhor ajuste para a produção de ovos.

```

INPUT animal ano_nas semana pop;
/* ano_nas = ano de nascimento, e pop = produção de ovos */

X=semana;
Y=pop;
RUN;

DATA polinomios; SET dados;
X2=X**2;
X3=X**3;
X4=X**4;
RUN;

PROC GLM; CLASS X; MODEL Y=X/SS1; TITLE 'Anova-SS1';
DATA analise1; SET polinomios; PROC SORT; BY X;
PROC REG; MODEL Y=X; output out=saida p=predito r=residuo; TITLE 'Regressão
Linear';
RUN;

DATA analise2; SET polinomios; PROC SORT; BY X;
PROC REG; MODEL Y=X X2; output out=saida p=predito r=residuo; TITLE
'Regressão Quadrática';
RUN;

DATA analise3; SET polinomios; PROC SORT; BY X;
PROC REG; MODEL Y=X X2 X3; output out=saida p=predito r=residuo; TITLE
'Regressão Cúbica';
RUN;

DATA analise4; SET polinomios; PROC SORT; BY X;
PROC REG; MODEL Y=X X2 X3 X4; output out=saida p=predito r=residuo; TITLE
'Regressão quártica';
RUN;

```

**A.2** Análise dos modelos não lineares Logístico II e Quadrático Logarítmico, realizada para a escolha do modelo de melhor ajuste para a produção de ovos.

```

INPUT animal ano_nas semana pop; /* ano_nas = ano de nascimento, e pop =
produção de ovos */

DATA Logistico2; SET analise;
PROC NLIN METHOD=gauss;
PARMS a=0.94 c=3.89 d=-0.96 x=0.0064;
MODEL pop= a*(1+exp(c+(d*semana)))**(-1)*exp(-x*semana);
OUTPUT OUT=SAIDA P=YHAT R=YRESID STUDENT=respad;
PROC CORR; VAR pop; WITH YHAT; TITLE 'Correlação';
RUN;
PROC SORT; BY animal semana;
RUN;

```

```

PROC MEANS;
CLASS semana;
VAR pop;
RUN;
PROC MEANS;
CLASS semana;
VAR respad;
RUN;
PROC MEANS;
CLASS semana;
VAR yresid;
RUN;

*****
INPUT animal ano_nas semana pop;
DATA Quadratico_logaritimico; SET analise;
PROC NLIN METHOD=gauss;
PARMS a=193 b=-1 c=2 d=4;
MODEL pop=(a+(b*semana)+(c*semana**2)+(d*LOG(semana)));
OUTPUT OUT=SAIDA P=YHAT R=YRESID STUDENT=respad;
PROC CORR; VAR pop; WITH YHAT; TITLE 'Correlação';
RUN;
PROC SORT; BY animal semana;
RUN;
PROC MEANS;
CLASS semana;
VAR pop;
RUN;
PROC MEANS;
CLASS semana;
VAR respad;
RUN;
PROC MEANS;
CLASS semana;
VAR yresid;
RUN;

```

**A.3** Análises do teste de razão de verossimilhança para igualdade de parâmetros de modelos de regressão não linear com aproximação dada pela estatística  $F$ , comparando as diferentes raças utilizando o modelo Logístico II, o mesmo foi utilizado para análises por ano dentro de raças.

```

INPUT animal ano_nas semana pop raca $;
RUN;

DATA prep; SET identidade;
IF raca='PRB' THEN E1=1;
IF raca ne 'PRB' THEN E1=0;
IF raca='PRW' THEN E2=1;
IF raca ne'PRW' THEN E2=0;
IF raca='RIR' THEN E3=1;
IF raca ne'RIR' THEN E3=0;
run;

DATA F1; SET prep; TITLE 'Teste de Igualdade de Parâmetros e Identidade de Modelos';
PROC NLIN METHOD=GAUSS MAXITER=300 BEST=10; PARMS
A1=113.90 C1=6.76 D1=-0.33 X1=0.013
A2=105.5 C2=12.95 D2=-0.62 X2=0.009

```

```

A3=121.0 C3=8.13 D3=-0.37 X3=0.015;
MODEL pop= E1* (A1*(1+exp(C1+(D1*semana))))**(-1)*exp(-X1*semana))+E2*
(A2*(1+exp(C2+(D2*semana))))**(-1)*exp(-X2*semana))+
E3*A3*(1+exp(C3+(D3*semana))))**(-1)*exp(-X3*semana));
TITLE 'Modelo completo (ômega)';
RUN;

PROC NLIN METHOD=GAUSS MAXITER=300 BEST=10; PARMS
A=113.47 C1=6.76 D1=-0.33 X1=0.013
C2=12.95 D2=-0.62 X2=0.009
C3=8.13 D3=-0.37 X3=0.015;
MODEL pop= E1* (A*(1+exp(C1+(D1*semana))))**(-1)*exp(-X1*semana))+E2*
(A*(1+exp(C2+(D2*semana))))**(-1)*exp(-X2*semana))+
E3* (A*(1+exp(C3+(D3*semana))))**(-1)*exp(-X3*semana));
TITLE 'Modelo reduzido H0(1) - sob restricao = W1:A1=A2=A3=A';
RUN;

PROC NLIN METHOD=GAUSS MAXITER=300 BEST=10; PARMS
A1=113.90 C=9.28 D1=-0.33 X1=0.013
A2=105.5 D2=-0.62 X2=0.009
A3=121.0 D3=-0.37 X3=0.015;
MODEL pop= E1* (A1*(1+exp(C+(D1*semana))))**(-1)*exp(-X1*semana))+E2*
(A2*(1+exp(C+(D2*semana))))**(-1)*exp(-X2*semana))+
E3* (A3*(1+exp(C+(D3*semana))))**(-1)*exp(-X3*semana));
TITLE 'Modelo reduzido H0(2) - sob restricao = W2:B1=B2=B3=B';
RUN;

PROC NLIN METHOD=GAUSS MAXITER=300 BEST=10; PARMS
A1=113.90 C1=6.76 D=-0.44 X1=0.013
A2=105.5 C2=12.95 X2=0.009
A3=121.0 C3=8.13 X3=0.015;
MODEL pop= E1* (A1*(1+exp(C1+(D*semana))))**(-1)*exp(-X1*semana))+E2*
(A2*(1+exp(C2+(D*semana))))**(-1)*exp(-X2*semana))+
E3* (A3*(1+exp(C3+(D*semana))))**(-1)*exp(-X3*semana));
TITLE 'Modelo reduzido H0(3) - sob restricao = W3:C1=C2=C3=C';
RUN;

PROC NLIN METHOD=GAUSS MAXITER=300 BEST=10; PARMS
A1=113.90 C1=6.76 D1=-0.33 X=0.01
A2=105.5 C2=12.95 D2=-0.62
A3=121.0 C3=8.13 D3=-0.37 ;
MODEL pop= E1* (A1*(1+exp(C1+(D1*semana))))**(-1)*exp(-X*semana))+E2*
(A2*(1+exp(C2+(D2*semana))))**(-1)*exp(-X*semana))+
E3* (A3*(1+exp(C3+(D3*semana))))**(-1)*exp(-X*semana));
TITLE 'Modelo reduzido H0(4) - sob restricao = W4:D1=D2=D3=D';
RUN;

PROC NLIN METHOD=GAUSS MAXITER=300 BEST=10; PARMS
A=113.47 C=9.28 D=-0.44 X=0.01;
MODEL pop= E1* (A*(1+exp(C+(D*semana))))**(-1)*exp(-X*semana))+E2*
(A*(1+exp(C+(D*semana))))**(-1)*exp(-X*semana))+
E3* (A*(1+exp(C+(D*semana))))**(-1)*exp(-X*semana));
TITLE 'Modelo reduzido H0(5)- sob restricao = W5';
RUN;

/*Valor P - F, Ve, Vf*/
DATA F2; TITLE 'Cálculo do P-value para F';
PROC IML; PROB=PROBF(5.55,2,21688); W1=1-PROB; PRINT 'P-VALUE=' W1;
PROC IML; PROB=PROBF(27.49,2,21688); W2=1-PROB; PRINT 'P-VALUE=' W2;
PROC IML; PROB=PROBF(29.51,2,21688); W3=1-PROB; PRINT 'P-VALUE=' W3;
PROC IML; PROB=PROBF(16.45,2,21688); W4=1-PROB; PRINT 'P-VALUE=' W4;

```

```
PROC IML; PROB=PROBF(86.41,8,21688); W5=1-PROB; PRINT 'P-VALUE=' W5;  
RUN;
```

**A.4** Análise de componentes principais, tendo como variáveis os parâmetros estimados pelo modelo Logístico II.

```
PROC PRINCOMP DATA=junta OUT=SAIDA;  
VAR a c d x;  
TITLE 'AQUI COMEÇA A ANALISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS COM A MATRIZ DE  
CORRELAÇÃO';  
PROC CORR DATA=SAIDA;  
VAR a c d x; WITH PRIN1 PRIN2 PRIN3;  
TITLE 'GERA CORRELAÇÕES DOS Yis COM OS Xis';  
  
PROC PLOT DATA=SAIDA;  
PLOT PRIN2*PRIN1=raca/ VPOS=20;  
TITLE 'GRAFICO DOS DOIS COMPONENTES';  
DATA SAIDA; SET SAIDA;  
PROC PRINT; VAR raza PRIN1 PRIN2 PRIN3 a c d x;  
TITLE 'ESORES DOS COMPONENTES PRINCIPAIS';  
RUN;
```

**APÊNDICE B** – Comandos do programa estatístico SAS® (2001), utilizados nas análises do Capítulo 2.

**B.1** Análise univariada realizada para as 36 variáveis dependentes diferentes para verificar o efeito de raça sobre a produção de ovos, neste exemplo mostra a análise para a produção de ovos da 21ª semana.

```
DATA anova21_2; SET anova21_1;
t21=(1/p21)+3; /*produção de ovos transformadas para normalidade*/
PROC MEANS; VAR t21;
PROC FREQ; TABLE raca;
RUN;
DATA anova21_3; SET anova21_2;
PROC GLM;
CLASS raca;
MODEL p21 = raca/p;
OUTPUT OUT=a2 r=erro;
LSMEANS raca/PDIFF ADJUST = t;
RUN;
DATA normal; SET a2;
PROC UNIVARIATE NORMAL; VAR erro;
RUN;
```

**B.2** Análise multivariada realizada para as 5 variáveis dependentes eleitas para verificar o efeito de raça sobre a produção de ovos nos diferentes períodos.

```
PROC GLM;
CLASS raca;
MODEL p2128 p2130 p2136 p2145 p2150 = raca;
MANOVA H=raca / PRINTH PRINTE Short;
RUN;
```

**B.3** Análise de componentes principais realizada com as 5 variáveis dependentes eleitas.

```
PROC PRINCOMP DATA=pr OUT=saida;
VAR p2125 p2130 p2140 p2145 p2150;
PROC CORR DATA=saida;
VAR p2125 p2130 p2140 p2145 p2150;
WITH PRIN1 PRIN2 PRIN3;
PROC PLOT DATA=SAIDA;
PLOT PRIN2*PRIN1=raca/ VPOS=20;
DATA SAIDA; SET SAIDA;
PROC PRINT; VAR raca PRIN1 PRIN2 PRIN3 p2125 p2130 p2140 p2145 p2150;
RUN;
```

**B.4** Análise de agrupamento realizada com as médias das 5 variáveis eleitas.

```
DATA analiseagrupamento;
```

```

INPUT familia $ p2125 p2130 p2140 p2145 p2150;
CARDS;
PRB_1      15.69 40.85 83.77 101.38      118.54
PRB_2      15.17 39.13 84.00 104.22      123.83
PRB_3      15.47 43.07 90.67 110.07      128.40
PRB_4      16.61 45.83 93.94 115.83      133.83
PRB_5      18.84 48.26 92.47 111.00      129.58
PRB_6      15.71 43.08 85.67 103.42      121.33
PRB_7      14.71 39.43 83.81 103.00      123.52
PRB_8      16.68 43.89 92.74 114.21      134.05
PRB_9      17.30 43.00 87.70 107.85      126.45
PRB_10     16.82 44.36 91.64 111.55      131.64
PRB_11     17.50 44.50 90.36 109.00      126.57
PRW_1      15.14 43.24 95.81 117.29      137.14
PRW_2      16.42 42.58 89.75 110.46      130.88
PRW_3      15.00 41.78 90.89 112.78      134.67
PRW_4      16.00 45.00 98.00 118.50      140.50
PRW_5      14.96 40.79 87.21 108.00      129.92
PRW_6      14.94 40.72 88.94 109.94      131.94
;

DATA AGRUPAMENTO; SET analiseagrupamento;
PROC DISTANCE data=AGRUPAMENTO out=DISTANCIA method=EUCLID;
VAR interval(p2125 p2130 p2140 p2145 p2150 / std=Std);
ID familia;
RUN;

OPTIONS ls=220;
TITLE1 'primeiras dez saídas dos conjuntos de distancias';
PROC PRINT DATA=DISTANCIA (OBS=17);
RUN;

/*METODO HIERARQUICO DO VIZINHO MAIS PRÓXIMO*/
PROC CLUSTER METHOD=single DATA=DISTANCIA OUTTREE=tree;
ID familia;
RUN;

PROC TREE DATA=TREE HAXIS=AXIS1 HORIZONTAL NCLUSTERS=17 SPACES=6; ID
familia;
RUN;

PROC TREE SPACES=2;
ID familia;
RUN;

```

**APÊNDICE C** - Comandos do programa estatístico SAS® (2001), utilizados nas análises estatísticas do Capítulo 3.

**C.1** Análises de escolha da estrutura de variância e covariância da matriz **G** (efeitos aleatórios), tendo como matriz **R** (residual) a estrutura de variâncias e covariâncias **VC**, com modelo quadrático para efeitos fixos. Abaixo estão alguns dos modelos que apresentaram os melhores *AIC*, *BIC* e o logaritmo da verossimilhança restrita (-2 Res Log).

**TESTE: matriz R=VC e matriz G=UN**

```
INPUT animal raca $ mes pop; /*pop= produção de ovos*/

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/ddfm=kr chisq s ;
RANDOM mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
run;
```

**TESTE: matriz R=VC e matriz G=ARH(1)**

```
INPUT animal raca $ mes pop;
PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_linear;
CLASS raca animal;
```

```

MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC Mixed DATA=arrumar;
TITLE quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop=raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

```

**C.2** Análises de escolha da estrutura de variância e covariância da matriz **G** (efeitos aleatórios), tendo como matriz **R** (residual) a estrutura de variâncias e covariâncias **VC**, com modelo cúbico para efeitos fixos. Abaixo estão alguns dos modelos que apresentaram os melhores AIC, BIC e o logaritmo da verossimilhança restrita (-2 Res Log).

**TESTE: matriz R=VC e matriz G=UN**

```

INPUT animal raca $ mes pop;
/* pop = produção de ovos */

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raça mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca /DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;

```



```

TITLE linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca /DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/ddfm=kr chisq s ;
RANDOM mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
run;

```

#### **TESTE: matriz $R=VC$ e matriz $G=ARH(1)$**

```

INPUT animal raca $ mes pop;
PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_quadrático;
CLASS raca animal;

```

```

MODEL pop pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raça mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC Mixed DATA=arrumar;
TITLE quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raça mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raça mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raça mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=ARH(1) G;
RUN;

```

**C.3** Análises de escolha da matriz **R** (efeitos fixos) de variâncias e covariâncias, tendo como matriz **G** (efeitos aleatórios) a estrutura de variâncias e covariâncias **UN**. Abaixo estão alguns dos modelos que apresentaram os melhores AIC, BIC e o logaritmo da verossimilhança restrita (log-2).

**TESTE: matriz G=UN e matriz R=UNR**

```

INPUT animal raca $ mes pop; /* pop = produção de ovos */
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raça mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca /DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=UN G;
REPEATED /TYPE=UNR SUBJECT=animal(raca)R;
RUN;

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raça mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca /DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
REPEATED /TYPE=UNR SUBJECT=animal(raca)R;
RUN;

```

```

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca /DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
REPEATED /TYPE=UNR SUBJECT=animal(raca)R;
RUN;

```

**TESTE: matriz G=UN e matriz R=ANTE(1)**

```

INPUT animal raca $ mes pop; /* pop = produção de ovos */

```

```

RUN;

```

```

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_linear;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca /DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=UN G;
REPEATED /TYPE=ANTE(1) SUBJECT=animal(raca)R;
RUN;

```

```

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_quadrático;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca /DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM int mes mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
REPEATED /TYPE=ANTE(1) SUBJECT=animal(raca)R;
RUN;

```

```

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE cúbico;
CLASS raca animal;
MODEL pop= raca mes mes*raca mes*mes mes*mes*raca mes*mes*mes
mes*mes*mes*raca /DDFM=kr CHISQ s ;
RANDOM mes mes*mes mes*mes*mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=un G;
REPEATED /TYPE=ANTE(1) SUBJECT=animal(raca)R;
RUN;

```

**C.4** Estimativa dos desvios aleatórios por animal para os melhores modelos de regressão aleatória, neste exemplo os comando do modelo tendo como estruturas de (co)variâncias UN para a matriz **G** e UNR para matriz **R**.

```

INPUT animal raca $ mes pop;
RUN;

```

```

DATA g;
INPUT row coll-col2;
DATALINES;
1 261.86 -29.0142
2 -29.0142 4.1415
;

```

```

PROC MIXED DATA=arrumar;
TITLE int_linear;

```

```

CLASS raca animal;
MODEL   pop=raca   mes   mes*raca   mes*mes   mes*mes*raca   mes*mes*mês
mes*mes*mes*raca/DDFM=kr CHISQ s OUTF=predicted;
RANDOM  int mes / SUBJECT=animal(raca) TYPE=UN G GDATA=G GI s;
REPEATED /TYPE=UNR SUBJECT=animal(raca)R;
RUN;

```

**C.5** Comandos utilizados para calcular variâncias genótípicas (genéticas aditivas e não aditivas dos genes), variâncias ambientais, variâncias fenotípicas, herdabilidade no sentido amplo e as estimativas de covariâncias.

```

PROC IML;
G = { 261.86 -29.0142,
      -29.0142 4.1415};

Z5 = {1,5};
Z6 = {1,6};
Z7 = {1,7};
Z8 = {1,8};
Z9 = {1,9};
Z10 = {1,10};
Z11 = {1,11};
Z12 = {1,12};

Z5T = Z5`;
Z6T = Z6`;
Z7T = Z7`;
Z8T = Z8`;
Z9T = Z9`;
Z10T = Z10`;
Z11T = Z11`;
Z12T = Z12`;

/*Variâncias Genéticas - aditivas e não aditivas dos genes*/
VG5 = Z5T*G*Z5;
VG6 = Z6T*G*Z6;
VG7 = Z7T*G*Z7;
VG8 = Z8T*G*Z8;
VG9 = Z9T*G*Z9;
VG10 = Z10T*G*Z10;
VG11 = Z11T*G*Z11;
VG12 = Z12T*G*Z12;

/*Variâncias ambientais*/
VE5 = 421.23;
VE6 = 199.86;
VE7 = 194.47;
VE8 = 118.15;
VE9 = 103.79;
VE10 = 99.77;
VE11 = 166.98;
VE12 = 156.01;

/*Variâncias fenotípicas*/
VP5 = VG5 + VE5;
VP6 = VG6 + VE6;
VP7 = VG7 + VE7;
VP8 = VG8 + VE8;
VP9 = VG9 + VE9;

```

```

VP10 = VG10 + VE10;
VP11 = VG11 + VE11;
VP12 = VG12 + VE12;

/*Herdabilidade no sentido amplo (aditivo + não aditivos/ fenotípico*/
HA5 = VG5/VP5;
HA6 = VG6/VP6;
HA7 = VG7/VP7;
HA8 = VG8/VP8;
HA9 = VG9/VP9;
HA10 = VG10/VP10;
HA11 = VG11/VP11;
HA12 = VG12/VP12;

/*Estimativas de Covariâncias - matriz*/
Z = {1 5,
      1 6,
      1 7,
      1 8,
      1 9,
      1 10,
      1 11,
      1 12};

ZP = Z`;

COVG = Z*G*ZP;

/*Estimativas de Covariâncias - valores*/
COVG56 = Z5T*G*Z6;
COVG57 = Z5T*G*Z7;
COVG58 = Z5T*G*Z8;
COVG59 = Z5T*G*Z9;
COVG510 = Z5T*G*Z10;
COVG511 = Z5T*G*Z11;
COVG512 = Z5T*G*Z12;

COVG67 = Z6T*G*Z7;
COVG68 = Z6T*G*Z8;
COVG69 = Z6T*G*Z9;
COVG610 = Z6T*G*Z10;
COVG611 = Z6T*G*Z11;
COVG612 = Z6T*G*Z12;

COVG78 = Z7T*G*Z8;
COVG79 = Z7T*G*Z9;
COVG710 = Z7T*G*Z10;
COVG711 = Z7T*G*Z11;
COVG712 = Z7T*G*Z12;

COVG89 = Z8T*G*Z9;
COVG810 = Z8T*G*Z10;
COVG811 = Z8T*G*Z11;
COVG812 = Z8T*G*Z12;

COVG910 = Z9T*G*Z10;
COVG911 = Z9T*G*Z11;
COVG912 = Z9T*G*Z12;

COVG1011 = Z10T*G*Z11;

```

COVG1012 = Z10T\*G\*Z12;

COVG1112 = Z10T\*G\*Z12;

/\*Estimativas de Correlações - valores\*/

R55 = VG5/sqrt(VG5\*VG5);

R56 = COVG56/sqrt(VG5\*VG6);

R57 = COVG57/sqrt(VG5\*VG7);

R58 = COVG58/sqrt(VG5\*VG8);

R59 = COVG59/sqrt(VG5\*VG9);

R510 = COVG510/sqrt(VG5\*VG10);

R511 = COVG511/sqrt(VG5\*VG11);

R512 = COVG512/sqrt(VG5\*VG12);

R66 = VG6/sqrt(VG6\*VG6);

R67 = COVG67/sqrt(VG6\*VG7);

R68 = COVG68/sqrt(VG6\*VG8);

R69 = COVG69/sqrt(VG6\*VG9);

R610 = COVG610/sqrt(VG6\*VG10);

R611 = COVG611/sqrt(VG6\*VG11);

R612 = COVG612/sqrt(VG6\*VG12);

R77 = VG7/sqrt(VG7\*VG7);

R78 = COVG78/sqrt(VG7\*VG8);

R79 = COVG79/sqrt(VG7\*VG9);

R710 = COVG710/sqrt(VG7\*VG10);

R711 = COVG711/sqrt(VG7\*VG11);

R712 = COVG712/sqrt(VG7\*VG12);

R88 = VG8/sqrt(VG8\*VG8);

R89 = COVG89/sqrt(VG8\*VG9);

R810 = COVG810/sqrt(VG8\*VG10);

R811 = COVG811/sqrt(VG8\*VG11);

R812 = COVG812/sqrt(VG8\*VG12);

R99 = VG9/sqrt(VG9\*VG9);

R910 = COVG910/sqrt(VG9\*VG10);

R911 = COVG911/sqrt(VG9\*VG11);

R912 = COVG912/sqrt(VG9\*VG12);

R1010 = VG10/sqrt(VG10\*VG10);

R1011 = COVG1011/sqrt(VG10\*VG11);

R1012 = COVG1012/sqrt(VG10\*VG12);

R1111 = VG11/sqrt(VG11\*VG11);

R1112 = COVG1112/sqrt(VG11\*VG12);

R1212 = VG12/sqrt(VG12\*VG12);

PRINT VG5 VG6 VG7 VG8 VG9 VG10;

PRINT HA5 HA6 HA7 HA8 HA9 HA10 HA11 HA12;

PRINT R55 R56 R57 R58 R59 R510 R511 R512;

PRINT R66 R67 R68 R69 R610 R611 R612;

PRINT R77 R78 R79 R710 R711 R712;

PRINT R88 R89 R810 R811 R812;

PRINT R99 R910 R911 R912;

PRINT R1010 R1011 R1012;

PRINT R1111 R1112;

PRINT R1212;