

BRUNO BASTOS TEIXEIRA

**ESTUDO GENÉTICO DA PRODUÇÃO DE OVOS EM
CODORNAS DE CORTE POR MEIO DE ANÁLISES
MULTICARACTERÍSTICAS E REGRESSÃO ALEATÓRIA**

Dissertação apresentada à Universidade
Federal de Viçosa, como parte das exigências do
Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, para
obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2011

BRUNO BASTOS TEIXEIRA

**ESTUDO GENÉTICO DA PRODUÇÃO DE OVOS EM
CODORNAS DE CORTE POR MEIO DE ANÁLISES
MULTICARACTERÍSTICAS E REGRESSÃO ALEATÓRIA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 22 de julho de 2011.

Prof. Robledo de Almeida Torres
(Co-Orientador)

Prof. Antonio Policarpo Souza Carneiro

Prof. Ricardo Frederico Euclides
(Orientador)

“Dedico a Deus pelo dom da vida
e por tudo que sou. Aos meus pais
Hipólito e Maria do Carmo e ao meu
irmão por todo amor, carinho,
dedicação e que sempre fazem dos
meus sonhos os seus”

AGRADECIMENTOS

A Deus pelo dom da vida e da sabedoria, que sempre me amparou nos momentos mais difíceis.

À Universidade Federal de Viçosa, especialmente aos professores e funcionários do Departamento de Zootecnia e ao programa de mestrado em Zootecnia, que permitiram e tanto contribuíram para a execução desse trabalho.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq, pela ajuda financeira para a realização desse trabalho.

Aos meus pais pelos ensinamentos, amor incondicional e por toda a essência que sou. Por me ensinarem o caminho do bem, e se manterem vigilantes, me protegendo e me enchendo de carinhos.

Ao meu irmão Rafael, por fazer valer a pena cada degrau que alcanço em minha vida e pelo carinho e amor que deposita em mim.

Ao professor Ricardo Frederico Euclides (Bajá) pela orientação, incentivo, ensinamentos, amizade e que faz despertar em seus orientados a arte de ensinar.

Ao professor Robledo de Almeida Torres pelos conselhos, risos, críticas e sugestões para a execução desse trabalho.

Ao professor Antônio Policarpo de Souza Carneiro pelas sugestões e críticas.

A todos os amigos que fizeram parte da minha vida, em especial a Alex, Felipe, Lucas, Samuel, Ruy Neto, André e Rodrigo.

Aos amigos do Programa de Melhoramento Animal, em especial ao André, Rodrigo (Batata) Luciano, Felipe, Carla, Rodrigo, Cristina, Mariele, Helmut e Jeferson, que contribuíram muito com críticas e sugestões.

Aos estagiários Helmut, Aline, Victor, Giovani, Hiago, Carol, Ariane, Marcela e tantos outros que executaram grande parte desse projeto, na coleta de dados.

E a todos que direta ou indiretamente, contribuíram para a realização desse trabalho.

Sou imensamente grato.

BIOGRAFIA

Bruno Bastos Teixeira, filho de Maria do Carmo Bastos Teixeira e Hipólito Cassiano Teixeira, nasceu em Viçosa, estado das Minas Gerais, no dia sete de Janeiro de 1984.

Em março de 2005, iniciou o Curso de Zootecnia pela Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, onde fez estágios na área de melhoramento genético animal e nutrição. Posteriormente, foi bolsista de iniciação científica no Departamento de Zootecnia, sob a orientação dos professores Aldrin Vieira Pires e Édson José Fazani, desenvolvendo pesquisas junto à área.

Em dezembro de 2009 obteve o diploma de Zootecnista. Já em março de 2010, ingressou-se no Curso de Mestrado em Zootecnia, na Universidade Federal de Viçosa, sob a orientação do professor Ricardo Frederico Euclydes, realizando seus estudos na área de Melhoramento Genético Animal.

No dia 22 de julho de 2011, submeteu-se ao exame final de defesa de dissertação.

SUMÁRIO

RESUMO	vii
ABSTRACT	ix
INTRODUÇÃO GERAL	1
REVISÃO DE LITERATURA	3
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	7

CAPÍTULO I

Avaliação do uso de períodos parciais de produção de ovos como critério de seleção em duas linhagens de codornas de corte.

RESUMO	9
ABSTRACT	10
INTRODUÇÃO	11
MATERIAL E MÉTODOS	12
RESULTADOS E DISCUSSÃO	15
CONCLUSÕES	19
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	20

CAPÍTULO II

Seleção de codornas de corte para produção de ovos utilizando modelos de regressão aleatória.

RESUMO.....	22
ABSTRACT.....	23
INTRODUÇÃO.....	25
MATERIAL E MÉTODOS.....	26
RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	29
CONCLUSÕES.....	37
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	38

RESUMO

TEIXEIRA, Bruno Bastos, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho, 2011. **Estudo genético da produção de ovos em codornas de corte por meio de análises multicaracterísticas e regressão aleatória.** Orientador: Ricardo Frederico Euclides. Co-Orientador: Robledo de Almeida Torres.

Objetivou-se com este trabalho, estimar os parâmetros genéticos para os períodos parciais e para o período total de produção de ovos, por meio de análises multicaracterísticas, a fim de verificar a possibilidade do uso de períodos parciais de produção, em substituição ao período total como critério de seleção (Capítulo 1) e comparar modelos de regressão aleatória, com diferentes ordens nos polinômios de Legendre, para avaliar qual promoverá o melhor ajuste para a produção de ovos e assim obter as herdabilidades, variâncias e correlações. (Capítulo 2). Foram utilizados neste estudo dados de 1.632 codornas de corte, sendo 816 fêmeas UFV1 e 816 fêmeas UFV2, pertencentes ao Programa de Melhoramento Genético de Aves da Universidade Federal de Viçosa. Para as análises multicaracterísticas foram formados quatro períodos parciais da 6ª até a 24ª (P_{24}), da 6ª até a 32ª (P_{32}), da 6ª até a 40ª (P_{40}) e da 6ª até a 48ª (P_{48}) semana de idade e o período de produção total (P_{52}) da 6ª a 52ª semana. Utilizou-se para análise o modelo animal multicaracterístico através do aplicativo Wombat. Para o grupo genético UFV1, as estimativas de herdabilidades para produção de ovos foram de 0,072 para o período de produção total e para os períodos de produção parcial P_{24} ; P_{32} ; P_{40} e P_{48} , essas estimativas foram, respectivamente, 0,092; 0,096; 0,094 e 0,085. As estimativas de correlações genéticas mais altas encontradas foram para: $P_{40 \times 52}$ (0,996) e $P_{48 \times 52}$ (0,999). Já para os outros períodos parciais $P_{24 \times 52}$ e $P_{32 \times 52}$ os valores de correlação genética foram de 0,798 e 0,892. Para o grupo genético UFV2, as estimativas de herdabilidades para P_{24} ; P_{32} ; P_{40} ; P_{48} e P_{52} , foram respectivamente, 0,090, 0,093, 0,100, 0,116 e 0,131. As correlações genéticas apresentaram valores de mediano a alto variando de 0,709 a 0,993. Recomenda-se, para o grupo genético UFV1, a seleção de codornas considerando a produção de ovos até a 40ª semana de vida, já para o grupo genético UFV2, a seleção até a 48ª semana de vida. Para a análise genética da produção de ovos através de modelos de regressão aleatória, foi utilizado o aplicativo Wombat, sob modelo animal. O modelo proposto incluiu os efeitos fixos de geração, a trajetória média de produção (regressão fixa), e os efeitos aleatórios genético-aditivos (κ_a), de ambiente permanente direto (κ_c), além dos resíduos (e). Para modelar a trajetória fixa, foram utilizados os polinômios de Legendre de ordem três (quadrático) ou

quatro (cúbico). As trajetórias aleatórias foram modeladas utilizando polinômios ortogonais de Legendre, variando as ordens dos ajustes de κ_a e κ_c de três (quadrático) ou quatro (cúbico). Para testar a diferença entre os modelos foram feitas comparações usando o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano de Schwarz (BIC) (Nuñez-Antón & Zimmerman, 2000), pelos valores de Logaritmo da função de verossimilhança ($\text{Log}_e L$) e pelo teste da razão de verossimilhança (LRT). Para o grupo genético UFV1, o modelo quatro com $K=3$ para efeitos fixos, $K_a=4$ para efeitos genético-aditivos diretos e $K_c=4$ para efeito de ambiente permanente de animal, propiciou melhor ajuste e o coeficiente de regressão (2*) explicou a maior proporção da variância tanto para o efeito genético-aditivo direto quanto para o efeito de ambiente permanente. As estimativas de variância genética aditiva variaram de 0,05 a 0,34, ambiente permanente entre 0,53 e 4,29 e as fenotípicas entre 3,63 a 7,38, com algumas oscilações ao longo da produção. Já as herdabilidades encontradas foram baixas. Para o grupo genético UFV2, o modelo quatro com $K=3$, $K_a=4$ e $K_c=4$, propiciou melhor ajuste e o coeficiente de regressão (2*) explicou a maior proporção da variância tanto para o efeito genético-aditivo direto, quanto para ambiente permanente. As estimativas de variância genética aditiva variaram de 0,12 a 1,75, ambiente permanente entre 0,66 a 4,04 e as fenotípicas entre 4,04 a 8,67, com algumas oscilações ao longo da produção. Já as herdabilidades foram de baixas a moderadas. Para o grupo genético UFV1, o modelo com uma função polinomial de Legendre de ordem três para os efeitos fixos e de ordem quatro para os efeitos aleatórios, pode ser utilizado para descrever a trajetória da produção de ovos e os maiores valores de herdabilidades são encontrados próximos ao pico de produção. Já para o grupo genético UFV2, o modelo com uma função polinomial de Legendre de ordem três para as trajetórias fixas e aleatórias pode ser utilizado para descrever a produção de ovos e os maiores valores de herdabilidades são encontrados próximos ao fim da postura.

ABSTRACT

TEIXEIRA, Bruno Bastos, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, July, 2011. **Genetic evaluation of egg production in meat-type quail by partial periods and random regression.** Adviser: Ricardo Frederico Euclides. Co-Adviser: Robledo de Almeida Torres.

The objective of this work, to estimate genetic parameters for the partial periods and the total period of egg production through multi-trait analysis, to verify the possibility of using partial periods of production, replacing total period as selection criteria (Chapter 1) and compare random regression models with different orders in Legendre polynomials, to evaluate the best fit to promote the production of eggs and thus obtain the heritability, variances and correlations. (Chapter 2). Were used in this study data from 1.632 quails, with 816 females and 816 females UFV1 UFV2 belonging to the Program for Breeding Birds of the Federal University of Viçosa. For analysis multicaracterísticas were formed four partial periods of the 6th to the 24th (P_{24}), the 6 th to 32 th (P_{32}), the 6th to the 40th (P_{40}) and the 6th to the 48th (P_{48}) weeks of age and the period of total output (P_{52}) from 6th to 52nd week. We used animal model for analyzing the multi-characteristic by the Wombat application. For the genetic group UFV1, the heritabilities for egg production were 0,072 for the period of total production and production periods for part P_{24} ; P_{32} ; P_{40} and P_{48} , these estimates were, respectively, 0,092, 0,096, 0,094 and 0,085. Estimates of genetic correlations were found higher for: $P_{40} \times 52$ (0,996) and $P_{48} \times 52$ (0,999). As for the other partial periods $P_{24} \times 52$ and $P_{32} \times 52$ genetic correlation values were 0,798 and 0,892. For the genetic group UFV2, the heritabilities for P_{24} , P_{32} , P_{40} , P_{48} and P_{52} , were respectively 0,090; 0,093; 0,100; 0,116 and 0,131. Genetic correlations showed the highest median values ranging from 0,709 to 0,993. It is recommended for the genetic group UFV1, considering the selection of quail egg production up to 40 weeks of age, as for the genetic group UFV2, the selection until the 48th week of life. The random regression for genetic analysis of egg production was performed using the software Wombat, in the animal model. The proposed model included the fixed effects of generation, the average production history (regression fixed), and random effects-additive, direct permanent environmental, and waste (e). To model the fixed path, we used the Legendre polynomials of order three (quadratic) and four (cubic). The random trajectories were modeled using Legendre orthogonal polynomials, varying the order of adjustments and three (quadratic) and four (cubic). To test the difference between the models were made comparisons using the Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion of Schwarz (BIC), the values of logarithm of the likelihood function (LogeL) and the

likelihood ratio test (LRT). For the genetic group UFV1, the model with four $K_a = 4$ for the additive direct genetic effects and $K_c = 4$ for the permanent environmental effect of animal, provided better fit and regression coefficient (2*) explained the greatest proportion of variance both for the direct additive genetic effect, and for the permanent environmental effect. Estimates of additive genetic variance ranged from 0,05 to 0,34, permanent environment between 0,53 and 4,29 and between 3,63 to 7,38 phenotypic, with some changes over time. Since the heritabilities found were low. For the genetic group UFV2, the model with four to $K = 3$, $K_a = 4$ and $K_c = 4$, provided better fit and regression coefficient (2*) explained the greatest proportion of variance for both the direct additive genetic effect, and for permanent environment. Estimates of additive genetic variance ranged from 0,12 to 1,75, permanent environment between 0,66 to 4,04 and from 4,04 to 8,67 phenotypic, with some changes over time. Since the heritabilities were low to moderate. For the genetic group UFV1, the model with a Legendre polynomial of order three for the fixed effects and order four for the random effects, can be used to describe the trajectory of egg production and the highest values of heritability are found near to peak production. As for the genetic group UFV2, the model with a Legendre polynomial of order three for the fixed and random trajectories can be used to describe the egg production and the highest values of heritability are found near the end of lay.

1 - INTRODUÇÃO GERAL

Na cadeia do agronegócio, a avicultura tem se destacado e representa a maior produção e exportação.

A avicultura de corte e de postura representam os setores mais desenvolvidos do agronegócio brasileiro. A passos largos, a coturnicultura vai se inserindo na avicultura industrial, com o desenvolvimento rápido de novas tecnologias de produção, onde a atividade tida como de subsistência, passa a ocupar um cenário de atividade altamente tecnificada com resultados promissores aos investidores.

A história da criação de codornas é interessante e tem os mesmos princípios do que ocorreu com a criação de frangos de corte e de poedeiras comerciais. Durante as décadas de 60 a 80 era tida como atividade de subsistência e de fundo de quintal. A partir do investimento em seleção e qualidade de produto, os matrizeiros conseguiram enxergar um bom negócio para o futuro. Assim, começaram-se os alojamentos maiores em galpões com mais tecnologia e com resultados que abriram espaço para o crescimento.

Pode-se observar que houve um choque no setor implicando e fixando a coturnicultura como atividade empresarial e industrial da avicultura moderna. Em 2002, o número de aves alojadas não passava de 6,2 milhões (IBGE, 2011). Com o crescimento constante ano a ano, chega-se a uma previsão de codornas em postura estimada em 14,68 milhões em 2011.

A criação de codornas no Brasil, anteriormente, tinha como principal objetivo a produção de ovos. Os machos de descarte eram enviados para abate, enquanto as fêmeas eram destinadas à postura. Porém, a codorna Japonesa (*Coturnix japonica*), possui baixo peso corporal e baixo rendimento de carcaça, por isso, em 1996 deu entrada no país uma espécie destinada à corte. A codorna de corte (*Coturnix coturnix*), ou codorna européia abriu uma perspectiva no cenário nacional, principalmente porque permitiu atingir uma faixa diferente do mercado consumidor.

Apesar de fenotipicamente serem bastante semelhantes às codornas japonesas, as codornas de corte são maiores (peso vivo de 200 a 300g), possuem uma coloração marrom mais viva, têm temperamento nitidamente mais calmo (característico de animais destinados a abate) tanto em gaiolas como em piso e o peso e tamanho dos ovos são um pouco maiores, embora a idade de maturidade sexual seja praticamente a mesma da codorna de postura (Rezende et al., 2004).

Outras razões que fazem a criação de codornas ser um negócio atrativo estão no custo reduzido das instalações, facilidade de manejo, aves mais resistentes, baixo investimento, além de um rápido retorno do capital investido. Além desses fatores, podemos considerar também a excelente aceitação do ovo no mercado nacional e da carne, muito apreciada em países da Ásia, Europa, Estados Unidos e Canadá. No Brasil, a carne de codorna está ganhando um espaço cada vez maior, principalmente devido à estabilização da economia, o que permite aos brasileiros diversificar sua alimentação, e experimentar culinárias mais sofisticadas.

Apesar de vários aspectos favoráveis para criação das codornas da variedade européia, é necessário destacar normas básicas de alimentação, manejo e de melhoramento genético, pois a falta de informações sobre esses aspectos pode dificultar em muito sua exploração.

Atualmente, a grande evolução da avicultura de corte e postura é decorrente, principalmente, da utilização de recursos genéticos, que é a principal ferramenta utilizada para incrementar avanços na cadeia produtiva, e está interligada com outras áreas como: manejo, ambiência, nutrição e biossegurança. As inovações tecnológicas destas áreas correlatas são orientadoras do programa de seleção que visa maximizar a expressão genética dos animais no ambiente real de produção.

É nesse contexto, que várias instituições de ensino superior como a UFV deram início a programas de melhoramento genético de codornas de corte, pois as características de importância econômica de cada linha e de seus cruzamentos necessitam de constantes acompanhamentos.

A partir destes estudos é que os critérios de seleção são estabelecidos para garantir a renovação dos plantéis com animais de potencial genético superior geração após geração (Boaretto, 2009).

Objetivou-se com este trabalho, estimar os parâmetros genéticos para os períodos parciais e para o período total de produção de ovos, por meio de análises multicaracterísticas, a fim de verificar a possibilidade do uso de períodos parciais de produção, em substituição ao período total como critério de seleção e comparar modelos de regressão aleatória, com diferentes ordens nos polinômios de Legendre, para avaliar qual promoverá o melhor ajuste para a produção de ovos e assim obter as herdabilidades, variâncias e correlações.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

Seleção pela Produção Parcial

Nota-se, que a seleção baseada no número de ovos produzidos no período total aumenta o intervalo de geração, e as aves são multiplicadas quando estão com baixa eficiência reprodutiva. A determinação de períodos parciais de produção permite que se diminua o intervalo de geração por dar a oportunidade de selecionar os animais superiores mais cedo. Com isso, é possível aumentar a intensidade de seleção e reduzir os custos de produção.

Existe uma grande variabilidade nas estimativas dos parâmetros genéticos quando se avalia a produção parcial de ovos. Geralmente, são encontrados valores baixos de correlação genética entre os meses de produção de ovos (Anang et al., 2000; Szwaczkowski, 2003). Estes autores concluíram que o primeiro mês de produção de ovos apresenta alta estimativa de herdabilidade, que é resultado da variação existente na idade ao primeiro ovo. Porém, a seleção baseada no primeiro mês de produção para melhorar a produção total de ovos não seria muito eficiente, devido à baixa correlação genética entre o primeiro mês e as produções seguintes.

Ribeiro (2010), em trabalho com codornas de corte para postura, com períodos parciais de produção até 77, 112, 147, 182 e 407 dias de idade, respectivamente, encontrou estimativas de herdabilidades de 0,03, 0,06, 0,07, 0,08 e 0,16 para o grupo genético UFV1. A estimativa de correlação genética mais alta foi entre N112 e N407 (0,64). Para os outros períodos parciais (N77xN407, N147xN407 e N182xN407), os valores variaram entre 0,34 a 0,49. Já para o grupo genético UFV2, as estimativas de herdabilidades para N77, N112, N147, N182 e N407 foram respectivamente, 0,20, 0,23, 0,25, 0,25 e 0,22. As correlações genéticas apresentaram valores medianos variando de 0,44 a 0,47.

Santos et al. (2003), trabalhando com dados de 1810 codornas de postura em seis períodos parciais de 28 dias cada e período total, encontraram valores de herdabilidades iguais a 0,19, 0,22, 0,16, 0,17, 0,16, 0,16 para os períodos 1, 2, 3, 4, 5, 6 respectivamente, e 0,16 para período total. As correlações genéticas entre os seis períodos parciais e total foram de 0,71, 0,77, 0,86, 0,95, 0,97 e 0,99 respectivamente, aumentando a medida que o período de produção parcial se aproximava do total. Os valores indicaram maior ganho genético indireto através da seleção pela produção parcial 6. Todavia, o período encontrado como o mais eficiente no controle de produção de ovos para a obtenção de maior progresso genético por

unidade de tempo foi o período de produção parcial 2, em função da redução do intervalo entre gerações.

Pacheco (2010), trabalhando com uma linha fêmea de frangos de corte com períodos parciais de produção de ovos (P31, da 25^a a 31^a semana, P40, da 25^a a 40^a semana, P48, da 25^a a 48^a semana) e total (P52, da 25^a a 52^a semana), verificou que as seleções utilizando os períodos parciais P40 e P48 são eficientes, uma vez que estes períodos parciais de produção apresentaram valores de eficiência relativa maiores que 1,00. Segundo Falconer (1987), a eficiência da resposta correlacionada no processo de seleção depende da correlação genética e das herdabilidades das características, bem como do intervalo de geração. Sendo assim, a indicação da seleção pelo P40 reduziria o intervalo de geração e aumentaria o ganho genético.

Teixeira (2008), trabalhando com períodos parciais de produção de ovos (35 dias cada) em codornas de corte, com a utilização da técnica de componentes principais, permitiu o descarte do primeiro, terceiro e quarto período e concluiu que, para os dados analisados, o segundo período era a variável explicativa para os demais, cujo valor de herdabilidade estimado foi 0,03.

Caetano et al, (2009), utilizando registros de 1.617 fêmeas de linhagem de aves de postura, a fim de estimar parâmetros genéticos para taxa de postura total (TPT – da 17^a a 70^a semana de idade) e parcial (P1730, da 17^a a 30^a semana e, P3070, da 30^a a 70^a semana de idade) encontraram estimativas de herdabilidade de $0,14 \pm 0,04$ para TPT, $0,30 \pm 0,06$ para P1730, $0,10 \pm 0,04$ para P3070. As correlações genéticas foram de $0,67 \pm 0,13$ entre TPT e P1730, $0,94 \pm 0,03$ entre TPT e P3070, $0,37 \pm 0,20$ entre P1730 e P3070. A alta associação genética entre P1730 com TPT evidenciou a possibilidade de se realizar a seleção baseada neste período parcial, com conseqüente redução no intervalo de geração. No entanto, a moderada magnitude da correlação genética entre P1730 e P3070 indicou que o ganho genético esperado pela seleção para P1730 poderia não ocorrer no período complementar.

Avaliação genética utilizando modelos de Regressão Aleatória

O uso dos modelos de regressão aleatória (MRA) tem sido proposto para modelar características que são medidas repetidamente ao longo da vida do animal, como por exemplo, a produção de ovos. Essas características são denominadas medidas repetidas ou dados longitudinais.

Possivelmente, o grande benefício da utilização de modelos de regressão aleatória, é estimar herdabilidades e valores genéticos em idades em que não haja informações dos animais, sem a necessidade de utilizar ajustes prévios, fornecendo informações sobre todo o período abrangido na análise (Tholon, 2009).

Quando se compara MRA com tradicionais modelos animais, como o modelo de repetibilidade e o modelo multicaracterística, que fornecem previsões para determinados pontos ou idades, os MRA permitem a análise de registros repetidos de características que mudam gradualmente ao longo do tempo, a estimação de parâmetros genéticos e a previsão de valores genéticos para qualquer idade que se desejar e para funções da curva, e não requerem pressuposições quanto à constância das variâncias e correlações (Albuquerque, 2003; Meyer, 2000; Sarmiento et al., 2008).

Teixeira (2009), em estudo com MRA em matrizes de codornas de corte, verificou que a utilização de uma função polinomial de Legendre, com as ordens 5 para efeito genético aditivo direto e 5 para efeito permanente de animal, para a linhagem UFV1, e de ordens 3, para efeito genético aditivo direto e 5, para efeito permanente de animal para a linhagem UFV2, podem ser utilizadas na avaliação genética da curva de crescimento em matrizes de codornas de corte.

Em estudo com regressão aleatória, Venturini (2009) estimou parâmetros genéticos e fenotípicos de produção de ovos total e parcial em galinhas de postura. As maiores herdabilidades foram obtidas no período de 20 a 22 semanas de idade e no período total ($0,33 \pm 0,07$ e $0,23 \pm 0,06$). As correlações genéticas entre os períodos parciais e o período total variaram de $0,42 \pm 0,15$ até 1,00. Concluiu-se que o registro parcial de ovos para os períodos poderiam ser considerados no processo de seleção visando à produção total de ovos. Porém, devido aos mesmos apresentarem baixas estimativas de herdabilidade, a seleção seria mais eficiente considerando o período total.

Para o estudo da produção de ovos em poedeiras, Fialho & Ledur (1997) aplicaram um modelo de regressão com polinômios segmentados. Com isso, obtiveram um melhor ajuste dos dados e um maior poder de previsão da produção, com parâmetros de fácil interpretação

prática. Esse procedimento facilitou a comparação da produção de ovos de diferentes grupos de poedeiras ou matrizes reprodutoras.

No estudo de Szwaczkowski et al. (2006), que aplicaram modelos de regressão aleatória para a produção de ovos, os autores encontraram maiores estimativas de herdabilidade no início e final do período de produção. A mesma tendência já havia sido observada por Anang et al. (2002). Sendo assim, os autores concluíram que os modelos de regressão aleatória foram capazes de explicar a variação existente no decorrer do ciclo produtivo e que os modelos são recomendados para avaliação genética de aves de postura.

Luo et al. (2007), estudaram o número de ovos acumulados do início da maturidade sexual até 40 semanas de idade. Estes autores utilizaram polinômios de Legendre para modelar a curva de produção de ovos, em uma linhagem de frango de corte e encontraram estimativas de herdabilidade que variaram de 0,16 a 0,54 para a primeira e a trigésima sétima semana de idade, respectivamente.

Pacheco (2010), trabalhando com matrizes de frangos de corte, verificou que o modelo com uma função polinomial de Legendre de ordem três para os efeitos fixos e de ordem quatro para os efeitos aleatórios genético aditivo direto e de ambiente permanente de animal promoveu um melhor ajuste na produção de ovos. Já as herdabilidades estimadas pelo modelo que promoveu o melhor ajuste foram de baixas a moderadas, enquanto as estimativas de correlação genética aditiva e de ambiente permanente foram bastante variáveis.

3 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

ALBUQUERQUE, L.G. **Modelos de dimensão infinita aplicados a características de crescimento de bovinos da raça nelore**. 2003. 84f. Tese (Livre-docente) – Universidade Estadual de São Paulo, Jaboticabal.

BOARETTO, T.N. Melhoramento Genético em Frango de corte. **Revista Formação e Informação em Zootecnia**, n.1, v.1, p. 11-18, 2009.

CAETANO, S.L.; SAVEGNAGO, R.P.; ZUIN, R.G. et al. Parâmetros genéticos para produção de ovos medida em períodos parciais e total em aves de postura. In: Congresso Brasileiro de Genética, 55, Águas de Lindóia, SP. **Anais...** Águas de Lindóia: SBG, p.157, 2009. Disponível em: <http://www.sbg.org.br>.

FALCONER, D. S. Introduction to quantitative genetics. 3.ed. Harlow: Longman, 1987. 428p.

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

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [2006] **Pesquisa pecuária municipal (PPM)**. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>> Acesso em: 06/10/2011.

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.

MEYER, K. Random regression to model phenotypic variation in monthly weights of Australian beef cows. **Livestock Production Science**, v.65, p.19-38, 2000.

PACHECO, R. O. **Estudo genético da produção de ovos em uma linha de frango de corte por meio de análises multicaracterísticas e regressão aleatória**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2010. 50p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 2010.

REZENDE, M.J.M.; OLIVEIRA, M.M.M.; MCMANUS, C. et al. Desempenho de codornas européias em granja comercial nas primeiras dezoito semanas de postura. In: II Simpósio Internacional e I Congresso Brasileiro de Coturnicultura, 2004, Lavras. **Anais...** Visconde de Rio Branco: Suprema Gráfica e Editora, 2004. v.I. p. 229-229.

RIBEIRO, J. C. **Estudo genético de períodos parciais de produção de ovos em codornas de corte**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2010. 38p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 2010.

SARMENTO, J.L.R.; ALBUQUERQUE, L.G.; TORRES, R.A.; RODRIGUES, M.T.; LOPES, P.S.; REIS FILHO, J.C. Comparação de modelos de regressão aleatória para estimação de parâmetros genéticos em caprinos leiteiros. **Revista Brasileira da Zootecnia**, v.37, n.10, p.1788-1796, 2008.

SANTOS, A.I.; RESENDE, R.O.; GEORG, P.C. et al. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para produção de ovos em codornas japonesas. In: 40ª REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 2003, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2003. v.1. p.1-5.

SZWACZKOWSKI, T. Use of Mixed Model Methodology in Poultry Breeding: Estimation of Genetic Parameters. In: MUIR, W. M., AGGREY, S. E. **Poultry Genetics, breeding and biotechnology**, Wallingford: CABI, 2003, p.165-202.

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., Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte, 2006.

TEIXEIRA, R.B. **Avaliação e estimação de componentes genéticos de características produtivas e da qualidade de ovos de linhagens de codorna de corte**. 2008. 63p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

TEIXEIRA, R.B. **Avaliação genética e estudo do crescimento de matrizes de codorna de corte utilizando modelos de regressão aleatória**. 2009. 97p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

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

VENTURINI, G.C. **Modelos de dimensão finita e infinita para avaliação da produção de ovos em aves de postura**. 2009. 57p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento Animal) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias do Campus de Jaboticabal, Jaboticabal.

CAPÍTULO 1

Avaliação do uso de períodos parciais de produção de ovos como critério de seleção em duas linhagens de codornas de corte

Resumo: Objetivou-se com o presente trabalho estimar os parâmetros genéticos para os períodos parciais e para o período total de produção de ovos, por meio de análises multicaracterísticas, a fim de verificar a possibilidade do uso de períodos parciais de produção, em substituição ao período total como critério de seleção. Os dados avaliados foram obtidos de dois grupos genéticos de codornas de corte, sendo 816 fêmeas UFV1 e 816 fêmeas UFV2, pertencentes ao Programa de Melhoramento Genético de Aves da Universidade Federal de Viçosa. As características analisadas foram períodos parciais de produção de ovos até 24^a (P₂₄), 32^a (P₃₂), 40^a (P₄₀) e 48^a (P₄₈) semanas e o período de produção total (P₅₂) da 6^a a 52^a semana. Os componentes de (co) variância e os parâmetros genéticos foram estimados pelo método da máxima verossimilhança restrita, utilizando-se modelo animal unicaracterístico, e para a produção parcial e total, utilizou-se o modelo animal multi-característico, através do aplicativo Wombat. Para o grupo genético UFV1, as estimativas de herdabilidades para produção de ovos foram de 0,072 para o período de produção total e para os períodos de produção parcial P₂₄; P₃₂; P₄₀ e P₄₈, essas estimativas foram, respectivamente, 0,092; 0,096; 0,094 e 0,085. As estimativas de correlações genéticas mais altas encontradas foram para: P_{40x} P₅₂ (0,996) e P_{48 x 52} (0,999). Já para os outros períodos parciais P_{24 x 52} e P_{32 x 52} os valores de correlação genética foram de 0,798 e 0,892. Para o grupo genético UFV2, as estimativas de herdabilidades para P₂₄; P₃₂; P₄₀; P₄₈ e P₅₂, foram respectivamente, 0,090, 0,093, 0,100, 0,116 e 0,131. As correlações genéticas apresentaram valores de mediano a alto variando de 0,709 a 0,993. Recomenda-se, para o grupo genético UFV1, a seleção de codornas de corte considerando a produção de ovos até a 40^a semana de vida, já para o grupo genético UFV2 a seleção até a 48^a semana de vida, o que permitiria uma redução no intervalo de geração e um aumento no ganho genético.

Palavras-chave: *Coturnix coturnix*, correlações genéticas, ganho genético, herdabilidade, Wombat.

CHAPTER 1

Evaluation of the use of partial periods of egg production as a criterion for selection in two strains of quails

Abstract: The objective of this study to estimate genetic parameters for the partial periods and the total period of egg production through multi-trait analysis, to verify the possibility of using partial periods of production, replacing total period as a selection criterion. The data evaluated were obtained from two genetic groups of quails, with 816 females and 816 females UFV1 UFV2 belonging to the Program for Breeding Birds of the Federal University of Viçosa. The characteristics analyzed were partial periods of egg production to 24 (P_{24}), 32 th (P_{32}), 40th (P_{40}) and 48th (P_{48}) weeks and total production (P_{52}) from 6th to 52nd week. The (co) variance and genetic parameters were estimated by restricted maximum likelihood method, using an animal model unicaracterístico, and partial and full production, we used the animal model multi-characteristic through the Wombat application. For the genetic group UFV1, the heritabilities for egg production were 0,072 for the period of total production and production periods for part P_{24} , P_{32} , P_{40} and P_{48} , these estimates were, respectively, 0,092, 0,096, 0,094 and 0,085. Estimates of genetic correlations were found higher for: $P_{40 \times 52}$ (0,996) and $P_{48 \times 52}$ (0,999). As for the other partial periods $P_{24 \times 32}$ and $P_{32 \times 52}$ genetic correlation values were 0,798 and 0,892. For the genetic group UFV2, the heritabilities for P_{24} , P_{32} , P_{40} , P_{48} and P_{52} , were respectively 0,090, 0,093, 0,100, 0,116 and 0,131. Genetic correlations showed the highest median values ranging from 0,709 to 0,993. It is recommended for the genetic group UFV1, considering the selection of quail egg production up to 40 weeks of age, as for the genetic group UFV2, the selection until the 48th week of life.

Palavras-chave: *Coturnix coturnix*, genetic correlation, genetic gain, heritability, Wombat.

1 - INTRODUÇÃO

A coturnicultura no Brasil vem crescendo de maneira considerável, e se tornando uma atividade atrativa e rentável. A razão deste sucesso é a possibilidade do rápido retorno do capital investido, aliado a qualidade de sua carne e do seu ovo.

No Brasil a produção de ovos de codorna esteve estagnada até 2002, onde a produção era da ordem de 2,8 milhões de caixas de ovos por ano. A partir deste ano, os incrementos anuais foram da ordem de 5% até 2006, com aumentos posteriores mais significativos de 7 a 8%. Na verdade, o aumento da produção seguiu o aumento da demanda de consumo de ovos.

Atualmente comparando o consumo per capita de ovos de galinhas com o de codornas, se tem a ingestão anual de 7.280 g (140 ovos/ano) para os de galinha e apenas 140 g (14 ovos/ano) para o de codornas, representado 1,9% apenas em relação ao total consumido. Estes dados indicam grande espaço para o crescimento do consumo dos ovos de codornas.

A grande evolução da avicultura de corte e postura é decorrente, principalmente, da utilização dos recursos do melhoramento genético, que é a principal ferramenta utilizada para incrementar avanços dentro da cadeia produtiva, e está interligada com outras áreas como: manejo, ambiência, nutrição e biossegurança. As inovações tecnológicas destas áreas correlatas são orientadoras do programa de seleção que visa maximizar a expressão genética dos animais no ambiente real de produção.

Segundo estudo realizado pela CNPSA/EMBRAPA em 2001, a participação da variável material genético representa, aproximadamente, 8,3% do custo total da avicultura de corte.

Os programas de melhoramento genético realizam um constante acompanhamento das características de importância econômica de cada linha e de seus cruzamentos. A partir destes estudos é que os critérios de seleção são estabelecidos para garantir a renovação dos plantéis com animais de potencial genético superior geração após geração (Boaretto, 2009).

A seleção para características reprodutivas tem como objetivo o aumento da produção e a qualidade da progênie. As características sob seleção são: produção de ovos, fertilidade, eclodibilidade e qualidade das cordoninhas. Como consequência, esta seleção conduz à diminuição do custo de produção de cada animal.

A produção de ovos está entre as mais importantes características de produção e pode influenciar diretamente no lucro da atividade de produção animal, pois esta depende de três fatores principais: a idade ao primeiro ovo, taxa de postura e persistência de postura. A

escolha do melhor critério de seleção para a produção de ovos deve levar em consideração esses três fatores (Santos et al., 2003).

Nota-se, que a seleção baseada no número de ovos produzidos no período total aumenta o intervalo de geração, e as aves são multiplicadas quando estão com baixa eficiência reprodutiva. A determinação de períodos parciais de produção permite que diminua o intervalo de geração por dar a oportunidade de selecionar os animais superiores mais cedo. Com isso, é possível aumentar a intensidade de seleção e reduzir os custos de produção.

Com este trabalho objetivou-se estimar os parâmetros genéticos para os períodos parciais e para o período total de produção de ovos, por meio de análises multicaracterísticas, a fim de verificar a possibilidade do uso de períodos parciais de produção, em substituição ao período total como critério de seleção.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

Foi utilizado um banco de dados de quatro gerações de *Coturnix coturnix*, proveniente do programa de melhoramento de aves do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa – MG, totalizando 1.632 fêmeas.

Os dados avaliados foram obtidos de dois grupos genéticos de codornas de corte, sendo 816 fêmeas UFV1 e 816 fêmeas UFV2. Para cada geração, na fase inicial de criação, as aves foram alojadas em boxe de piso de concreto forrado com cama de maravalha, equipado com círculo de proteção, e aquecimento através de campânulas, utilizando uma campânula para 750 codornas. Utilizou-se na fase inicial até o 42º dia de vida, uma ração com 26% de proteína bruta e 2950 Kcal de energia metabolizável por kg de ração, fornecida à vontade em comedouros tipo bandeja.

O fornecimento de água também foi à vontade através de bebedouros tipo copo de pressão. Até o 14º dia de vida das codornas foram utilizados programas de luz que constavam de 24 horas de iluminação. Do 14º ao 28º dia de vida, adotou-se a iluminação natural. As seleções baseadas em peso corporal foram realizadas no 28º dia de vida, onde foram selecionadas as 204 melhores fêmeas e os 102 melhores machos dentro de cada grupo, a cada geração.

As codornas selecionados foram transferidos para gaiolas galvanizadas individuais para o controle da produção de ovos, seguindo o critério de 1 macho : 2 fêmeas. As gaiolas galvanizadas possuíam dimensões de 0,90m de comprimento x 0,44m de largura x 0,23m de

altura sendo na largura, 0,15m de aparador de ovos, durante a avaliação da postura, totalizando seis repartições em cada gaiola. As gaiolas foram equipadas com comedouros lineares, de chapa galvanizada na parte frontal, e bebedouro canaleta entre as gaiolas, com fornecimento de água corrente. A partir desse período adotou-se um programa de luz com 16 horas de iluminação. Os animais não selecionados permaneceram no piso até completarem 42 dias de vida, e posteriormente enviados para abate.

A postura das fêmeas em cada geração foi avaliada por meio do número de ovos colhidos da 6^a a 52^a semana, completando assim, um ano de postura avaliada. As características analisadas foram períodos parciais de produção de ovos até 24^a (P₂₄), 32^a (P₃₂), 40^a (P₄₀) e 48^a (P₄₈) semanas e período de produção total (P₅₂) da 6^a a 52^a semana. O software SAS (2004) foi utilizado para estruturação dos dados.

Os componentes de (co)variância e os parâmetros genéticos foram estimados pelo método da máxima verossimilhança restrita, utilizando-se modelo animal multicaracterístico para a produção parciais e total, através do software Wombat (Meyer, 2007). Os valores iniciais, que são requisitados pelo Wombat, foram obtidos através de análises de variância e da literatura. Foi considerado efeito fixo de geração/eclosão para as características de postura.

O modelo utilizado pode ser representado na forma matricial por:

$$y = X\beta + Z\alpha + \varepsilon$$

onde:

y é o vetor de observações;

X é a matriz de incidência de efeitos fixos;

β é o vetor de efeitos fixos;

Z é a matriz de incidência de efeitos aleatórios;

α é o vetor de efeitos aleatórios;

ε é o vetor de resíduos.

A eficiência relativa (ER) da seleção através do período parcial em relação à seleção pelo período total foi calculada segundo a fórmula descrita por Falconer (1989):

$$ER = \frac{h_{pp} \times r_g}{h_{pt}}$$

Onde:

h_{pp} é a raiz quadrada da herdabilidade do período parcial;

h_{pt} é a raiz quadrada da herdabilidade do período total;

r_g é a correlação genética entre o período parcial e total;

A vantagem de utilizar a eficiência relativa está na possibilidade de comparar o ganho genético em uma característica utilizando a resposta correlacionada em outra. Se a razão for maior que uma unidade, a resposta correlacionada é favorável e o ganho genético será maior que a seleção direta na outra característica.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estatísticas descritivas para os períodos de produção parcial e total de ovos para o grupo genético UFV1, podem ser observadas na tabela 1. O período P₅₂ foi o que apresentou maior variação na produção de ovos, apresentando um coeficiente de variação de 17,71%, próximo ao valor de 16,54% encontrado por Ribeiro (2010).

Essa variação pode ser explicada devido às fêmeas estarem no fim da postura e apresentando, portanto, uma baixa eficiência reprodutiva, o que leva a uma maior variação na quantidade de ovos produzidos pelas codornas.

Tabela 1 – Médias de unidades de ovo produzidos, desvios-padrão (DP), coeficientes de variação (CV) e erro-padrão das médias (EP) da produção de ovos para o grupo genético UFV1

Período de Produção de ovos	Média	DP	CV (%)	EP
P ₂₄	110,16	16,23	14,73	0,63
P ₃₂	158,37	22,36	14,11	0,88
P ₄₀	202,33	30,80	15,22	1,22
P ₄₈	245,69	41,32	16,81	1,65
P ₅₂	267,20	47,33	17,71	1,90

P₂₄ – produção de ovos no período parcial até 24ª semana; P₃₂ – até 32ª semana; P₄₀ – até 40ª semana; P₄₈ – até 48ª semana e P₅₂ – período total até 52ª semana.

As estimativas de herdabilidade, variância genética aditiva, ambiental e fenotípica podem ser observadas na tabela 2. As estimativas de herdabilidades para produção de ovos foram de 0,072 para o período de produção total e 0,092; 0,096; 0,094 e 0,085 para os períodos de produção parcial P₂₄; P₃₂; P₄₀ e P₄₈. Ribeiro (2010), trabalhando com codornas de corte encontrou valores semelhantes de herdabilidades que variaram de 0,03 a 0,16 e mais especificamente para o primeiro período (P₂₄), sendo 0,08. Besbes et al. (1991) e Venturini (2009) em trabalho com galinhas poedeiras, também encontraram estimativas semelhantes de herdabilidades que variaram de 0,09 a 0,27 e 0,03 a 0,33. Tais resultados indicam que as características de reprodução, normalmente, possuem valores de herdabilidade baixos e indicam que grande parte da variação da característica é devido às diferenças ambientais entre os indivíduos.

Já Minvielle (1998) e Santos et al. (2003), trabalhando com codornas Japonesas encontraram estimativas de herdabilidades que variaram de 0,32 a 0,39 e 0,10 a 0,22. Valores

estes acima do encontrado nesse trabalho.

Tabela 2 – Estimativas de herdabilidades (h^2), variâncias genética aditiva (σ_a^2), ambiental (σ_e^2) e fenotípica (σ_p^2) de produção de ovos para o grupo genético UFV1

Período de Produção de ovos	h^2	σ_a^2	σ_e^2	σ_p^2
P ₂₄	0,092	24,35	238,97	263,32
P ₃₂	0,096	47,06	441,50	484,56
P ₄₀	0,094	80,21	765,77	845,98
P ₄₈	0,085	121,04	1288,60	1409,6
P ₅₂	0,072	132,18	1688,50	1820,20

P₂₄ – produção de ovos no período parcial até 24ª semana; P₃₂ – até 32ª semana; P₄₀ – até 40ª semana; P₄₈ – até 48ª semana e P₅₂ – período total até 52ª semana.

As correlações genéticas, ambientais e fenotípicas, estimadas para produção total e para os períodos parciais podem ser observadas na tabela 3. As estimativas de correlações genéticas mais altas encontradas foram para: P_{40x P52} (0,996) e P_{48 x 52} (0,999). Já para os outros períodos parciais P_{24 x 52} e P_{32 x 52} os valores de correlação genética foram de 0,798 e 0,892. Esses valores são semelhantes aos encontrados por Vieta et al. (1980) que variaram de 0,49 a 0,99, aos reportados por Santos et al. (2003) que variaram de 0,71 a 0,99, em codornas Japonesas e 0,67 a 0,94 encontrados por Caetano et al (2009) em trabalho com galinhas poedeiras. Porém, é necessário comparar com cuidado os valores encontrados nesse estudo e os observados na literatura, principalmente devido à escolha do número de períodos parciais e do número de dias compreendidos em cada período.

Os resultados indicam que os períodos parciais P₄₀ e P₄₈ foram os que obtiveram maiores correlações genéticas com a produção total, e poderiam, portanto, serem utilizados como critério de seleção na escolha de codornas de corte para maior produção de ovos. No entanto, ao analisarmos a ambos os períodos, notamos que o P₄₀ apresentou um maior valor de eficiência relativa, portanto, esse período poderia ser o mais recomendável para se fazer à seleção das codornas de corte para produção de ovos. A utilização da eficiência relativa de seleção através do período parcial em relação ao período total de produção de ovos apresenta a vantagem da possibilidade de comparar o ganho genético em uma característica utilizando a resposta correlacionada em outra (Falconer, 1987).

Dessa forma, o grupo genético UFV1 se beneficiaria na redução do intervalo de geração, o que possibilitaria um maior ganho genético por unidade de tempo.

Tabela 3 – Estimativas de correlações genética (r_g), ambiental (r_e), fenotípica (r_p) de cada período parcial (P_{24} , P_{32} , P_{40} , P_{48}) com o período total (P_{52}) e eficiência relativa, para o grupo genético UFV1

Período de Produção de ovos	r_g	r_e	r_p	Eficiência Relativa
$P_{24 \times 52}$	0,798	0,522	0,544	0,90
$P_{32 \times 52}$	0,892	0,738	0,751	1,03
$P_{40 \times 52}$	0,996	0,893	0,901	1,14
$P_{48 \times 52}$	0,999	0,985	0,986	1,09

$P_{24 \times 52}$ – produção de ovos no período parcial até 24ª semana em relação ao total; $P_{32 \times 52}$ – até 32ª semana; $P_{40 \times 52}$ – até 40ª semana e $P_{48 \times 52}$ – até 48ª semana.

Os valores de média, desvio-padrão, coeficiente de variação e erro-padrão das médias para o grupo genético UFV2 podem ser observados na tabela 4. A maior variação encontrada foi para o período (P_{52}) com um coeficiente de variação igual a 23,39%. Esse valor é semelhante ao encontrado por Ribeiro (2010). Essa maior variação no último período é esperada devido às codornas estarem no fim da postura, o que leva a uma variação na quantidade de ovos produzidos por cada codorna.

Tabela 4 – Médias de unidades de ovos produzidas respectivos desvios-padrão (DP), coeficientes de variação (CV) e erro-padrão das médias (EP) da produção de ovos para o grupo genético UFV2

Período de Produção de ovos	Média	DP	CV (%)	EP
P_{24}	107,78	18,37	17,04	0,72
P_{32}	153,64	27,63	17,98	1,09
P_{40}	194,02	39,24	20,22	1,44
P_{48}	233,11	52,77	22,63	2,11
P_{52}	251,50	59,85	23,39	2,42

P_{24} – produção de ovos no período parcial até 24ª semana; P_{32} – até 32ª semana; P_{40} – até 40ª semana; P_{48} – até 48ª semana e P_{52} – período total até 52ª semana.

As herdabilidades encontradas para todos os períodos do grupo genético UFV2 foram de baixa a moderada magnitude, variando de 0,09 a 0,131 (tabela 5). Esses valores são semelhantes aos obtidos por Venturini (2009) e Teixeira (2008), mas abaixo aos encontrados por Santos (2003) e Caetano (2009). Em seus estudos, Besbes et al. (1991), encontraram valores de herdabilidade variando de 0,09 a 0,27 e reportaram que características de postura possuem valores de herdabilidade de baixo a moderado. Em trabalho com o mesmo grupo genético UFV2, Ribeiro (2010) encontrou valores de herdabilidades que variam de 0,20 a 0,25 para todos os períodos estudados. Tal resultado indica que grande parte da variação da

característica é devido às diferenças ambientais entre os indivíduos.

Tabela 5 – Estimativas de herdabilidades (h^2), variâncias genética aditiva (σ_a^2), ambiental (σ_e^2) e fenotípica (σ_p^2) de produção de ovos para o grupo genético UFV2

Período de Produção de ovos	h^2	σ_a^2	σ_e^2	σ_p^2
P ₂₄	0,090	30,00	303,61	333,62
P ₃₂	0,093	68,94	674,94	743,89
P ₄₀	0,100	141,43	1263,5	1404,9
P ₄₈	0,116	276,73	2099,0	2375,8
P ₅₂	0,131	391,01	2589,5	2980,6

P₂₄ – produção de ovos no período parcial até 24ª semana; P₃₂ – até 32ª semana; P₄₀ – até 40ª semana; P₄₈ – até 48ª semana e P₅₂ – período total até 52ª semana.

Na tabela 6 estão listados os valores de correlação genética, ambiental e fenotípica de cada período parcial (P₂₄; P₃₂; P₄₀; P₄₈) com o total (P₅₂), para o grupo genético UFV2.

Tabela 6 – Estimativas de correlações genética (r_g), ambiental (r_e), fenotípica (r_p) de cada período parcial (P₂₄; P₃₂; P₄₀; P₄₈) com o período total (P₅₂) e eficiência relativa, para o grupo genético UFV2

Período de Produção de ovos	r_g	r_e	r_p	Eficiência Relativa
P ₂₄ x 52	0,709	0,570	0,584	0,59
P ₃₂ x 52	0,889	0,804	0,812	0,75
P ₄₀ x 52	0,948	0,926	0,928	0,83
P ₄₈ x 52	0,993	0,989	0,989	0,94

P₂₄ x 52 – produção de ovos no período parcial até 24ª semana em relação ao total; P₃₂ x 52 – até 32ª semana; P₄₀ x 52 – até 40ª semana e P₄₈ x 52 – até 48ª semana.

As correlações genéticas apresentaram valores de mediano a alto variando de 0,709 a 0,993. Esses valores são semelhantes aos encontrados por Vieta (1980), Santos (2003) e Caetano (2009) e superiores ao encontrados por Ribeiro (2010) e Venturini (2009). Estimativas de correlações medianas (0,709 e 0,889), somado aos valores encontrados de eficiência relativa (0,59 e 0,75), indicam que a adoção dessas produções parciais como critério de seleção poderá trazer poucos ganhos comparados à seleção pela produção total.

Contudo, o uso da produção total para seleção de codornas de corte para produção de ovos pode acarretar em um maior intervalo de geração. Assim, é interessante o uso de um período parcial que permita reduzir o intervalo de geração, pois mesmo que a eficiência

relativa seja indicativa de menor resposta correlacionada, podemos obter um maior número de gerações com o passar do tempo.

Dessa forma, entre os períodos de produções parciais apresentados para o grupo genético UFV2, o P_{48} é o mais indicado para se fazer a seleção das codornas de corte, visto que apresenta uma maior estimativa de herdabilidade, alto valor de correlação genética com a produção total e um maior valor de eficiência relativa, o que possibilitará um aumento no número de gerações com o passar do tempo e obtendo assim um maior ganho genético ao longo das gerações.

4 - CONCLUSÕES

As estimativas de herdabilidade para os períodos de produção parcial e total de ovos foram baixas para o grupo genético UFV1. Os valores encontrados para correlação genética entre os períodos parciais e total indicam que a seleção baseada em períodos parciais alcançariam ganhos genéticos satisfatórios para produção de ovos. Contudo, recomenda-se a seleção de codornas de corte considerando a produção de ovos até a 40ª semana de vida, o que permitiria uma redução no intervalo de geração e um aumento no ganho genético por unidade de tempo.

Já o grupo genético UFV2 apresentou estimativas baixas de herdabilidades e uma alta correlação genética entre os períodos parciais e total. Desta forma, a seleção para produção de ovos através de períodos parciais permitiria ganhos genéticos satisfatórios quando comparados com a produção total. Entretanto, recomenda-se para a seleção de codornas de corte o período parcial até a 48ª semana de vida, pois permitiria uma redução no intervalo de geração e um aumento no ganho genético.

5 - REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

BESBES, B.; DUCROCQ, V.; TAVERNIER, A. Estimation of genetic parameters of egg production traits of laying hens by restricted maximum likelihood applied to a multiple-trait reduced animal model. In: 42nd ANNUAL MEETING EUROPEAN ASSOCIATION OF ANIMAL PRODUCTION SESSION, 1991. **Proceedings...** European association of Production, 1991, IV, 1-9.

BOARETTO, T.N. Melhoramento Genético em Frango de corte. **Revista Formação e Informação em Zootecnia**, n.1, v.1, p. 11-18, 2009.

CAETANO, S.L.; SAVEGNAGO, R.P.; ZUIN, R.G. et al. Parâmetros genéticos para produção de ovos medida em períodos parciais e total em aves de postura. In: Congresso Brasileiro de Genética, 55, Águas de Lindóia, SP. **Anais...** Águas de Lindóia: SBG, p.157, 2009. Disponível em: <http://www.sbg.org.br>.

Embrapa suínos e aves, 2001. Capturado em 30 mar. 2011. Online. Disponível na Internet: <http://www.cnpa.embrapa.br/?artigos/2001/artigo-2001-n018.html;ano=2002>.

FALCONER, D. S. Introduction to quantitative genetics. 3.ed. Harlow: Longman, 1987. 428p.

MEYER, K. WOMBAT – A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by REML, **Journal Zhejiang University Science**, v.8 p.815–821, 2007.

MINVIELLE, F. 1998. Genetics and breeding of japanese quail for production around the world. In: ASIAN PACIFIC POULTRY CONGRESS, 6th. Nagoia, 1998. **Proceeding...** Nagoia: Japan Poultry Science Association. p.122-127.

PEREIRA, J.C.C. **Melhoramento Genético aplicado à produção animal**. In: 4.ed. Belo Horizonte: FEPMVZ Editora. 2004. 609p.

RIBEIRO, J. C. **Estudo genético de períodos parciais de produção de ovos em codornas de corte**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2010. 38p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 2010.

SANTOS, A.I.; RESENDE, R.O.; GEORG, P.C. et al. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para produção de ovos em codornas japonesas. In: 40^a REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 2003, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2003. v.1. p.1-5.

SAS Institute Inc. SAS/STAT® 9.1 **User's Guide**. Cary, NC: SAS Institute Inc, 2004.

TEIXEIRA, R.B. **Avaliação e estimação de componentes genéticos de características produtivas e da qualidade de ovos de linhagens de codorna de corte**. 2008. 63p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

VENTURINI, G.C. **Modelos de dimensão finita e infinita para avaliação da produção de ovos em aves de postura.** 2009. 57p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento Animal) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias do Campus de Jaboticabal, Jaboticabal.

VIETA, F.; CONZÁLES, E.; PÉREZ, M. Correlaciones entre postura parcial, total y residual em dos subpoblaciones de Codorniz Japonesa (*Coturnix coturnix japônica*). **Revista Cubana de Ciência Avícola**, v.7, p.71-78, 1980.

CAPÍTULO 2

Seleção de codornas de corte para produção de ovos utilizando modelos de regressão aleatória

Resumo: Objetivou-se com o presente trabalho comparar modelos de regressão aleatória, com diferentes ordens nos polinômios de Legendre, para avaliar qual promoverá o melhor ajuste para a produção de ovos e assim obter as herdabilidades, variâncias e correlações. Os dados foram obtidos de dois grupos genéticos de codornas de corte, sendo 644 fêmeas UFV1 e 650 fêmeas UFV2 proveniente do programa de melhoramento de aves do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Viçosa totalizando 1294 fêmeas. A característica estudada foi a produção semanal de ovos, avaliadas individualmente por meio do número de ovos obtidos da 6ª até a 57ª semana de vida das codornas. A análise genética da produção de ovos utilizou o modelo animal em regressão aleatória utilizando o software Wombat (Meyer, 2007). O modelo proposto incluiu os efeitos fixos de geração, a trajetória média de produção (regressão fixa), e os efeitos aleatórios genético-aditivos, de ambiente permanente direto, além dos resíduos. Para modelar a trajetória fixa e as trajetórias aleatórias foram utilizados os polinômios de Legendre. Para testar a diferença entre os modelos estudados foram feitas comparações usando o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano de Schwarz (BIC) (Nuñez-Antón & Zimmerman, 2000), pelos valores de Logaritmo da função de verossimilhança ($\text{Log}_e L$) e pelo teste da razão de verossimilhança (LRT). Para o grupo genético UFV1, o modelo quatro com $K=3$ para os efeitos fixos, $K_a=4$ para efeitos genético-aditivos diretos e $K_c=4$ para efeito de ambiente permanente de animal, propiciou melhor ajuste e o coeficiente de regressão (2*) explicou a maior proporção da variância tanto para o efeito genético-aditivo direto, quanto para o efeito de ambiente permanente. As estimativas de variância genética aditiva variaram de 0,05 a 0,34, ambiente permanente entre 0,53 e 4,29 e as fenotípicas entre 3,63 a 7,38, com algumas oscilações ao longo da produção. Já as herdabilidades encontradas foram baixas. Para o grupo genético UFV2, o modelo quatro com $K=3$, $K_a=4$ e $K_c=4$, propiciou melhor ajuste e o coeficiente de regressão (2*) explicou a maior proporção da variância tanto para o efeito genético-aditivo direto, quanto para ambiente permanente. As estimativas de variância genética aditiva variaram de 0,12 a 1,75, ambiente permanente entre 0,66 a 4,04 e as fenotípicas entre 4,04 a 8,67, com algumas oscilações ao longo da produção. Já as herdabilidades foram de baixas a moderadas. Para o grupo genético UFV1, o modelo com

uma função polinomial de Legendre de ordem três para os efeitos fixos e de ordem quatro para os efeitos aleatórios, pode ser utilizado para descrever a trajetória da produção de ovos e os maiores valores de herdabilidades são encontrados próximos ao pico de produção. Já para o grupo genético UFV2, o modelo com uma função polinomial de Legendre de ordem três para as trajetórias fixas e quatro para as trajetórias aleatórias pode ser utilizado para descrever a produção de ovos e os maiores valores de herdabilidades são encontrados próximos ao fim da postura.

Palavras-chave: correlações, herdabilidade, polinômios de legendre, Wombat.

CHAPTER 2

Selection cutting quail for egg production using random regression models

Abstract: The objective of this study to compare random regression models with different orders in Legendre polynomials, to evaluate the best fit to promote the production of eggs and thus obtain the heritability, variances and correlations. Data were obtained from two genetic groups of quails, with 644 females and 650 females UFV1 UFV2 from the poultry breeding program of the Department of Animal Science, Federal University of Viçosa A total of 1294 female characteristic studied was the weekly production of eggs, evaluated individually by the number of eggs obtained from 6th to 57 weeks of age the quail. The genetic analysis of egg production the animal model used in random regression using the software Wombat (Meyer, 2007). The proposed model included the fixed effects of generation, the average production history (regression fixed), and random effects-additive genetic, direct permanent environmental, and waste. To model the fixed path and the random trajectories were used Legendre polynomials. To test the difference between the models studied comparisons were made using the Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion of Schwarz (BIC) (Nunes-Anton & Zimmerman, 2000), the values of logarithm of the likelihood function (LogeL) and the likelihood ratio test (LRT). For the genetic group UFV1, the model with four $K_a = 4$ for the additive direct genetic effects and $K_c = 4$ for the permanent environmental effect of animal, provided better fit and regression coefficient (2^*) explained the greatest proportion of variance both for the direct additive genetic effect, and for the permanent environmental effect. Estimates of additive genetic

variance ranged from 0.05 to 0.34, permanent environment between 0.53 and 4.29 and between 3.63 to 7.38 phenotypic, with some changes over time. Since the heritabilities found were low. For the genetic group UFV2, the model with eight K_a and $K_c = 4 = 4$, provided better fit and regression coefficient (2^*) explained the greatest proportion of variance for both the direct additive genetic effect, and for permanent environment. Estimates of additive genetic variance ranged from 0.12 to 1.75, permanent environment between 0.66 to 4.04 and from 4.04 to 8.67 phenotypic, with some changes over time. Since the heritabilities were low to moderate. For the genetic group UFV1, the model with a Legendre polynomial of order three for the fixed effects and order four for the random effects, can be used to describe the trajectory of egg production and the highest values of heritability are found near to peak production. As for the genetic group UFV2, the model with a Legendre polynomial of order four for the fixed and random trajectories can be used to describe the egg production and the highest values of heritability are found near the end of lay.

Key-words: correlations, heritability, Legendre polynomials, Wombat.

1 - INTRODUÇÃO

O uso de modelos de regressão aleatória (MRA) tem sido proposto para modelar características que são medidas repetidamente ao longo da vida do animal, como por exemplo, a produção de ovos. Essas características são denominadas medidas repetidas ou dados longitudinais.

Ao ajustar um modelo de regressão aleatória, implicitamente, ajusta-se uma função contínua, que permite descrever as mudanças genéticas e ambientais, com o passar do tempo. Observa-se, em vários trabalhos o emprego dos polinômios ortogonais de Legendre como funções contínuas, os quais podem requerer ordens de ajustes diferentes para cada efeito aleatório contido no modelo de análise.

Segundo Sarmiento (2007), a falta de um modelo apropriado, isto é, o desconhecimento da ordem de ajuste mais apropriada para a função empregada, pode influenciar erroneamente a partição da variância fenotípica, nas variâncias atribuídas aos efeitos incluídos no modelo.

Os MRA além de fornecer estimativas de herdabilidades pontuais, permitem também as estimativas de parâmetros genéticos para períodos específicos da curva, economicamente importantes. Segundo Venturini (2009), a predição de valores genéticos para a persistência de postura é uma característica de grande impacto econômico, que deve ser considerada no processo da seleção.

Com este trabalho objetivou-se comparar modelos de regressão aleatória, com diferentes ordens nos polinômios de Legendre, para avaliar qual promoverá o melhor ajuste para a produção de ovos e assim estimar as herdabilidades, variâncias e correlações.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

Foi utilizado um banco de dados de quatro gerações de *Coturnix coturnix*, proveniente do programa de melhoramento de aves do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa – MG, totalizando 1294 fêmeas.

Os dados foram obtidos de dois grupos genéticos de codornas de corte, sendo 644 fêmeas UFV1 e 650 fêmeas UFV2. A característica estudada foi à produção semanal de ovos, avaliadas individualmente por meio do número de ovos obtidos da 6ª até a 57ª semana de vida das codornas. Uma observação é que a 6ª semana de vida das codornas corresponde a 1ª semana de produção.

As informações originais continham dados de 1.632 fêmeas. Foram eliminadas da análise, as codornas que não produziram ovos até a 12ª semana de produção e aquelas que produziram menos que 120 ovos até 52ª semana, totalizando 338 codornas eliminadas da análise.

A análise genética da produção de ovos utilizou o modelo animal em regressão aleatória utilizando o software Wombat (Meyer, 2007). O modelo proposto incluiu os efeitos fixos de geração, a trajetória média de produção (regressão fixa), e os efeitos aleatórios genético-aditivos (K_a), de ambiente permanente direto (K_c), além dos resíduos (e). Para modelar a trajetória fixa, foram utilizados os polinômios de Legendre de ordem três (quadrático) ou quatro (cúbico). Já as trajetórias aleatórias foram modeladas utilizando polinômios ortogonais de Legendre, variando as ordens de ajustes de K_a e K_c , sendo de três (quadrático) ou quatro (cúbico).

O modelo geral utilizado na avaliação da produção de ovos dos dois grupos genéticos de codornas de corte é descrito a seguir:

$$y_{ij} = F + \sum_{m=1}^K \beta_m \phi_m + \sum_{m=1}^{Ka} \alpha_{im} \phi_m + \sum_{m=1}^{Kc} \rho_{im} \phi_m + \varepsilon_{ij}$$

Em que,

y_{ij} é a produção de ovos na semana j da codorna i ;

F refere-se aos efeitos fixos de geração;

β_m é o coeficiente de regressão fixo da produção sobre o polinômio de Legendre m representado por uma função quadrática ou cúbica, para modelar a curva média de postura das codornas;

α_{im} e ρ_{im} são os coeficientes de regressão genético-aditivo direto e de ambiente permanente do animal, respectivamente, para a codorna i ;

k é a ordem de ajuste do polinômio de Legendre, sendo de três ou quatro, para se averiguar qual é a mais apropriada para o efeito fixo;

K_a e K_c são as ordens de ajuste dos polinômios de Legendre, sendo de três ou quatro, para se averiguar qual a mais apropriada para cada efeito aleatório;

ϕ_m é a função polinomial de Legendre da idade padronizada m ($-1 < \text{idade} < 1$); e ε_{ij} denota o efeito aleatório residual.

A estrutura de variâncias residuais foi modelada considerando-se homogeneidade de variâncias, com base em análises prévias.

O modelo geral indicado anteriormente, com suas pressuposições, pode ser descrito na forma matricial da seguinte maneira:

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + e$$

$$E \begin{bmatrix} y \\ a \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad e \quad \begin{aligned} \text{Var}(a) &= K_a \otimes A, \\ \text{Var}(c) &= K_c \otimes I_{N_d}, \\ \text{Var}(e) &= R \end{aligned}$$

Em que,

y é o vetor de observações referentes a N_d codornas;

b é o vetor que contém os efeitos fixos e os coeficientes b_m da regressão fixa;

a é o vetor $K_a \times N$ de coeficientes de regressão aleatória genético-aditivos diretos, em que N denota o número total de codornas na matriz dos numeradores do coeficiente de parentesco entre os indivíduos;

c é o vetor $K_c \times N_d$ de coeficientes de regressão aleatória de ambiente permanente de animal;

e é o vetor de erros aleatórios;

X refere-se à matriz de incidência dos coeficientes de regressão fixos e efeitos fixos;

Z_1 e Z_2 refere-se as matrizes de incidência dos coeficientes de regressão aleatória genético-aditivos direto e ambiente permanente de animal, respectivamente;

K_a e K_c são matrizes de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios genético aditivo direto e ambiente permanente de animal, respectivamente;

A é a matriz dos numeradores do coeficiente de parentesco entre os indivíduos;

I_{Nd} é a matriz identidade de dimensão N_d ;

$\otimes$ é o operador produto direto; R é a matriz diagonal de variâncias residuais, ou seja, $R = I\sigma_e^2$.

Foram testados oito diferentes modelos conforme a Tabela 1. Em todos os modelos foram utilizados para modelar tanto a trajetória fixa quanto a trajetória aleatória polinômios de ordem três ou quatro.

Tabela 1 - Modelos de regressão aleatória com suas respectivas ordens dos polinômios de Legendre para o ajuste da trajetória fixa e das trajetórias aleatórias

Modelos	Ordens dos Polinômios		
	Regressão Fixa	K_a	K_c
1	3	3	3
2	3	3	4
3	3	4	3
4	3	4	4
5	4	3	3
6	4	3	4
7	4	4	3
8	4	4	4

Para testar a diferença entre os modelos estudados e assim escolher o melhor modelo, foram feitas comparações usando o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano de Schwarz (BIC) (Nuñez-Antón & Zimmerman, 2000), pelos valores de Logaritmo da função de verossimilhança (Log_eL) e pelo teste da razão de verossimilhança (LRT) ao nível de 1% de probabilidade.

Log_eL, AIC e BIC foram obtidos pelo software Wombat (Meyer, 2007). A estatística LRT foi obtida pela seguinte expressão: $LRT_{ij} = 2\text{Log}_e L_i - 2\text{Log}_e L_j$ em que Log_eL_i é o máximo da função de verossimilhança para o modelo completo i e Log_eL_j o máximo da função de verossimilhança para o modelo reduzido j. A estimativa LRT foi comparada com o valor do Qui-quadrado (χ^2) tabelado, com v graus de liberdade e nível de significância de 1%, sendo v a diferença entre o número de parâmetros estimados pelos modelos completo e reduzido (aninhados). As conclusões foram feitas da seguinte maneira: se $LRT > \chi^2_{tab}(n;0,01)$ o teste será significativo e o modelo completo fornecerá melhor ajuste em relação ao modelo reduzido. A hipótese de nulidade testada foi de que os modelos: completo e reduzido não diferiam entre si.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Grupo Genético - UFV1

O ajuste dos modelos de regressão aleatória por meio de funções polinomiais de Legendre requer a definição da ordem mais apropriada para cada efeito aleatório considerado na análise, com o objetivo de determinar uma ordem mínima necessária para descrever as estruturas de (co)variâncias em função do tempo.

Os valores do Logaritmo da função de verossimilhança (Log_eL), Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação Bayesiano (BIC), o número de parâmetros estimados (NP) e o teste da Razão da Verossimilhança (LTR) para os modelos estudados na avaliação da produção de ovos para o grupo genético UFV1, estão apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Ordem do polinômio (OP) para os efeitos fixos (K), genético-aditivos direto (Ka) e de ambiente permanente (Kc); número de parâmetros (NP); Logaritmo da função de verossimilhança (Loge L); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano (BIC); e Teste da Razão de Verossimilhança (LRT) para os modelos estudados para avaliação da produção de ovos em codornas de corte do grupo genético UFV1

Modelo	OP			NP	Loge L	AIC	BIC	LRT	Comparações
	K	Ka	Kc						
1	3	3	3	13	- 39.536,991	79.099,992	79.210,024	1.277,67**	(1-4)
2	3	3	4	17	- 38.904,848	77.843,714	77.987,598	13,39**	(2-4)
3	3	4	3	17	- 38.931,658	77.897,332	78.041,218	67,01**	(3-4)
4	3	4	4	21	- 38.898,153	77.838,334	78.016,068	-	-
5	4	3	3	13	- 39.536,991	79.099,992	79.210,024	1.277,63**	(5-8)
6	4	3	4	17	- 38.904,848	77.843,712	77.987,598	13,34**	(6-8)
7	4	4	3	17	- 38.931,509	77.897,036	78.040,92	66,66**	(7-8)
8	4	4	4	21	- 38.898,175	77.838,376	78.016,112	-	-

* * significativo a 1% de probabilidade.

Os modelos de maiores ordens propiciaram valores maiores de LogeL e valores menores de AIC e BIC, o que indica que estes apresentam melhores ajustes.

Com base nos resultados observados pelo LogeL, AIC e BIC, o modelo quatro com $K=3$ para os efeitos fixos, $Ka=4$ para efeitos genético-aditivos diretos e $Kc=4$ para efeito de ambiente permanente de animal, propiciou melhor ajuste para a produção de ovos, apesar de ser o mais parametrizado. O Teste da Razão de Verossimilhança (LRT) permitiu verificar se a diferença na quantidade de parâmetros nos modelos foi significativa. Para os modelos avaliados, o teste indicou que os modelos diferiram estatisticamente entre si ($P<0,01$), ou seja, o modelo completo apresentou melhor ajuste em relação ao modelo reduzido.

Resultado semelhante foi obtido por Pacheco (2010), que estudando MRA para produção de ovos em uma linha de fêmeas de frango de corte, verificou que a utilização de um modelo com 21 parâmetros e usando polinômios de Legendre de ordem três para modelar

a trajetória fixa e de ordem quatro para modelar as trajetórias aleatórias, proporcionaram melhores ajustes para descrever a trajetória da produção de ovos.

Já Teixeira (2009), trabalhando com codornas de corte do grupo genético UFV1, verificou que o modelo com 33 parâmetros, com $K_a = 5$, para os efeitos genético aditivo direto e $K_c = 5$ para ambiente permanente de animal, proporcionou um melhor ajuste. Tal resultado indica que maiores ordens para o ajuste dos efeitos poderiam proporcionar melhorias nos resultados.

As estimativas de (co)variância e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória para o modelo de melhor ajuste, estão apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - Estimativas de variâncias (diagonal), covariâncias (abaixo da diagonal) e correlações (acima da diagonal) entre os coeficientes de regressão aleatória e os autovalores da matriz dos coeficientes para o modelo quatro, para a produção de ovos do grupo genético UFV1

1	2	3	4	Autovalor (%)
Efeito genético-aditivo direto ($K_a = 4$)				
0,16046	0,9239	0,9708	0,9527	92,15
0,35346	0,91221	0,8487	0,7911	7,70
0,36057	0,75160	0,85967	0,9941	0,14
0,23040	0,45614	0,55642	0,36447	0,00
Efeito de ambiente permanente ($K_c = 4$)				
3,1147	0,8021	0,3320	0,1806	70,54
2,5358	3,2090	0,6900	0,4088	22,85
0,94754	1,9987	2,6146	0,7626	4,69
0,32657	0,75044	1,2636	1,0502	1,91

Verificou-se que o coeficiente de regressão 2 explicou a maior proporção da variância tanto para o efeito genético-aditivo direto, quanto para o efeito de ambiente permanente de animal para o modelo quatro.

Observa-se, que os autovalores podem ser uma ferramenta importante na escolha da ordem do polinômio a ser utilizado (Foulley & Robert-Granié, 2002). Contudo, Legarra et al. (2004) chamam atenção ao fato de que a redução da dimensionalidade devido à eliminação de autovalores próximos de zero não é indicada em todos os casos, uma vez que, adotar esse critério, pode resultar em modelagem inadequada. Neste trabalho, os autovalores não foram utilizados como critério para escolha do melhor modelo.

As variâncias genético-aditivas direta, de ambiente permanente, residual e fenotípicas pelo modelo de melhor ajuste são apresentadas conforme a Figura 1. Nota-se, que as estimativas de variâncias genéticas aditiva variaram de 0,05 a 0,34, com oscilações associadas ao avançar da produção, da mesma forma que nos resultados apresentados por Dionello et al. (2006), na avaliação genética de linhagens de codornas de corte.

As variâncias de ambiente permanente apresentaram algumas oscilações, com uma tendência crescente ao longo da produção, sendo que os valores variaram entre 0,53 e 4,29. Por sua vez, as estimativas fenotípicas também apresentaram uma tendência crescente entre 3,63 e 7,38, com algumas oscilações ao longo da produção. Resultados semelhantes foram obtidos no estudo de Akbaş et al. (2004), que relataram variâncias crescentes ao longo da produção.

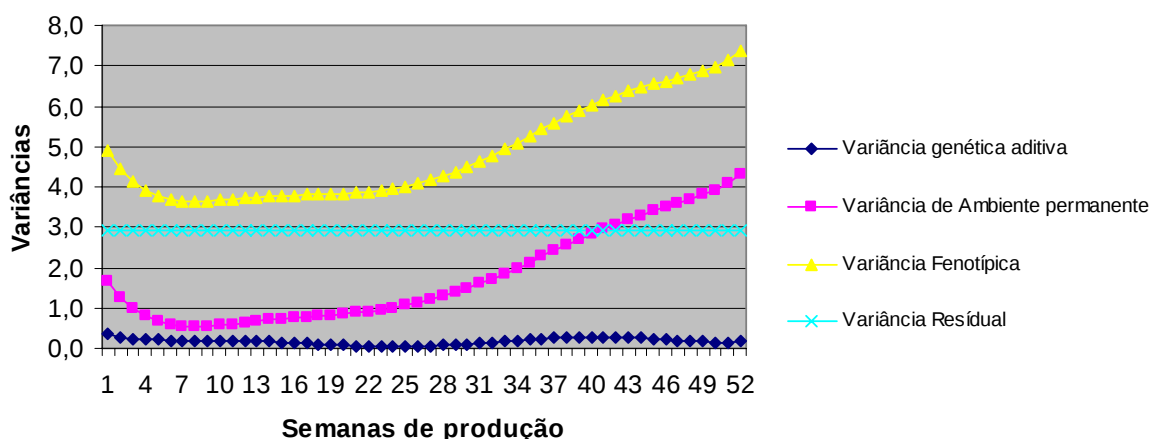


Figura 1 - Representação gráfica das estimativas de variâncias genéticas aditivas, de ambiente permanente, fenotípicas e residuais, obtidas para o modelo de regressão aleatória de melhor ajuste para produção semanal de ovos, para o grupo genético UFV1.

As estimativas de herdabilidade para o modelo de melhor ajuste são apresentadas na Figura 2. As herdabilidades encontradas pelo modelo de melhor ajuste foram baixas e os maiores valores variaram de 0,05 a 0,07, sendo encontrados no início do período de produção de ovos, entre a 6ª e 12ª semana, próxima ao pico de produção das codornas. Em seus estudos Venturini (2009) e Anang et al. (2001), trabalharam com períodos parciais de produção de ovos em poedeiras comerciais encontraram também maiores valores de herdabilidade no início da produção.

Pacheco (2010), trabalhando com produção de ovos em frangos de corte, também encontrou maiores valores de herdabilidade, no início do período de produção de ovos, na 28ª e 29ª semana de idade das matrizes, próxima ao pico de produção.

Observa-se, também, que os valores de herdabilidades foram diminuindo com o passar das semanas, sendo que os menores valores variaram de 0,013 a 0,014, entre a 23ª e 26ª semana de produção. Porém, a partir desse ponto os valores de herdabilidade voltaram a aumentar, sendo que entre a 38ª e 41ª semana de produção, os valores foram maiores novamente, variando de 0,046 e 0,047. A partir desse ponto, houve uma queda novamente.

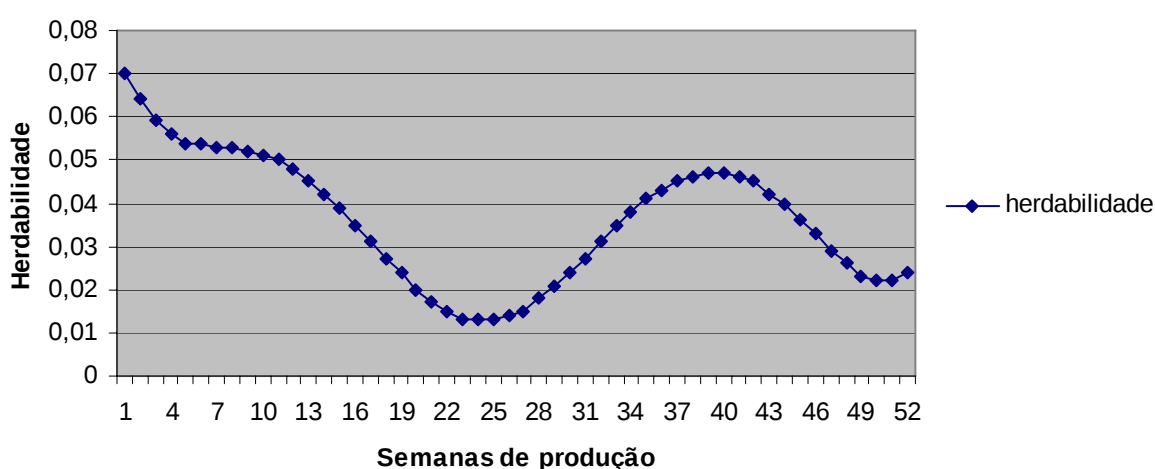


Figura 2 - Representação gráfica das estimativas de herdabilidades (h^2) para o modelo de regressão aleatória de melhor ajuste para produção semanal de ovos, para o grupo genético UFV1.

Grupo Genético – UFV2

Os valores do Logaritmo da função de verossimilhança (LogeL), Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação Bayesiano (BIC), o número de parâmetros estimados (NP) e o teste da Razão da Verossimilhança (LRT) para os modelos estudados na avaliação da produção de ovos para o grupo genético UFV2, estão apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 - Ordem do polinômio (OP) para os efeitos fixos (K), genético-aditivos diretos (Ka) e de ambiente permanente (Kc); número de parâmetros (NP); Logaritmo da função de verossimilhança (Loge L); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano (BIC); e Teste da Razão de Verossimilhança (LRT) para os modelos estudados para avaliação da produção de ovos em codornas de corte, do grupo genético UFV2

Modelo	OP			NP	Loge L	AIC	BIC	LRT
	K	Ka	Kc					
1	3	3	3	13	-40.563,538	81.153,086	81.262,994	1.596,234**
2	3	3	4	17	-40.014,450	80.062,918	80.206,638	498,058**
3	3	4	3	17	-39.802,228	79.638,472	79.782,194	73,614**
4	3	4	4	21	-39.765,422	79.572,870	79.750,404	-
5	4	3	3	13	-40.563,538	81.153,086	81.262,994	1.596,234**
6	4	3	4	17	-39.777,348	79.588,714	79.732,434	23,854**
7	4	4	3	17	-39.796,368	79.626,752	79.770,474	62,315**
8	4	4	4	21	-39.765,421	79.572,870	79.750,402	-

** significativo a 1% de probabilidade.

Os modelos de maiores ordens propiciaram valores maiores de LogeL e valores menores de AIC e BIC, o que indica que estes apresentam melhores ajustes.

Com base nos resultados observados pelo LogeL, AIC e BIC, o modelo quatro, com K= 3 para os efeitos fixos, Ka= 4 para efeitos genético-aditivos diretos e Kc= 4 para efeito de ambiente permanente de animal, propiciou melhor ajuste para a produção de ovos, apesar de ser o mais parametrizado. O Teste da Razão de Verossimilhança (LRT) permitiu verificar se

houve diferença na quantidade de parâmetros nos modelos foi significativa. Para os modelos avaliados, o teste indicou que os modelos diferiram estatisticamente entre si ($P < 0,01$), o que indica que maiores ordens para o ajuste dos efeitos citados proporcionaram melhorias.

Teixeira (2009), trabalhando com codornas de corte do grupo genético UFV2, verificou que o modelo com 26 parâmetros, com $K_a = 3$, para os efeitos genético aditivo direto e $K_c = 5$ para ambiente permanente de animal, proporcionou um melhor ajuste. Já Akbaş et al. (2004), trabalhando com ganho de peso em codornas, verificaram um melhor ajuste com um modelo de ordem seis. Tal resultado indica que maiores ordens para o ajuste dos efeitos poderiam proporcionar melhorias nos resultados.

As estimativas de (co)variância e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória para o modelo de melhor ajuste, estão apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 - Estimativas de variâncias (diagonal), covariâncias (abaixo da diagonal) e correlações (acima da diagonal) entre os coeficientes de regressão aleatória e os autovalores da matriz dos coeficientes para o modelo quatro, para a produção de ovos do grupo genético UFV2

1	2*	3	4	Autovalor (%)
Efeito genético direto ($K_a = 4$)				
0,34790	0,5674	-0,6095	-0,5274	65,80
0,22821	0,46499	-0,1515	-0,1989	27,42
-0,23098	-0,066349	0,41274	0,9864	7,07
-0,23523	-0,10257	0,47916	0,57176	0,01
Efeito de ambiente permanente ($K_c = 4$)				
3,8791	0,7262	0,3388	0,3852	73,86
2,9561	4,2719	0,7939	0,6403	20,60
1,3586	3,3406	4,1450	0,7932	3,93
0,81585	1,4233	1,7367	1,1566	1,62

Verificou-se que o coeficiente de regressão (2*) explicou a maior proporção da variância tanto para o efeito genético-aditivo direto, quanto para o efeito de ambiente permanente de animal para o modelo quatro.

Observa-se, que os autovalores podem ser uma ferramenta importante na escolha da ordem do polinômio a ser utilizado (Foulley & Robert-Granié, 2002). Contudo, Legarra et al. (2004) chamam atenção ao fato de que a redução da dimensionalidade devido à eliminação de

autovalores próximos de zero não é indicada em todos os casos, uma vez que, adotar esse critério, pode resultar em modelagem inadequada. No entanto, neste trabalho os autovalores não foram utilizados como critério para escolha do modelo.

As variâncias genéticas, de ambiente permanente, residual e fenotípicas pelo modelo de melhor ajuste são apresentadas conforme a Figura 3. Nota-se, que as estimativas de variância genético-aditivas variaram de 0,12 a 1,75, com algumas oscilações associadas ao avançar da produção, da mesma forma que nos resultados apresentados por Dionello et al. (2006), na avaliação genética de linhagens de codornas de corte.

Já as variâncias de ambiente permanente, tiveram uma tendência crescente ao longo da produção, com algumas oscilações, sendo que os valores variaram entre 0,66 e 4,04. Por sua vez, as estimativas fenotípicas também apresentaram uma tendência crescente variando entre 4,04 e 8,67.

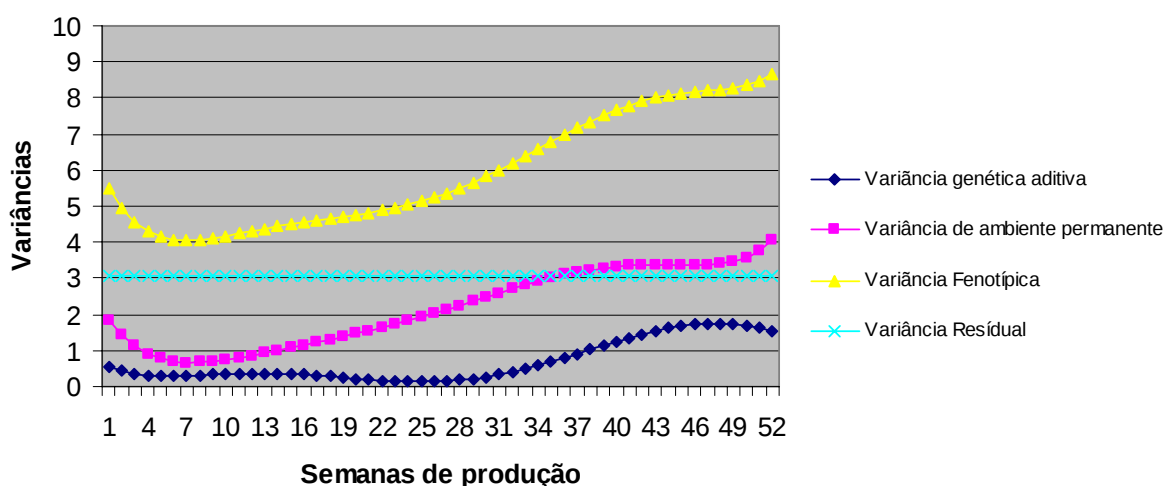


Figura 3 - Representação gráfica das estimativas de variâncias genéticas aditivas, de ambiente permanente, fenotípicas e residuais, obtidas para o modelo de regressão aleatória de melhor ajuste para produção semanal de ovos, para o grupo genético UFV2.

As estimativas de herdabilidade para o modelo de melhor ajuste são apresentadas na Figura 4. As herdabilidades encontradas foram de baixas a moderadas, sendo que os maiores valores variaram de 0,211 a 0,213, e foram encontrados entre 46^a a 48^a semana de produção, próxima ao período final de produção de ovos das codornas.

Observa-se, também, que os valores de herdabilidades foram diminuindo a partir da 12ª semana, sendo que o menor valor foi de 0,025 na 25ª semana de produção. Porém, a partir desse ponto os valores de herdabilidades voltaram a aumentar.

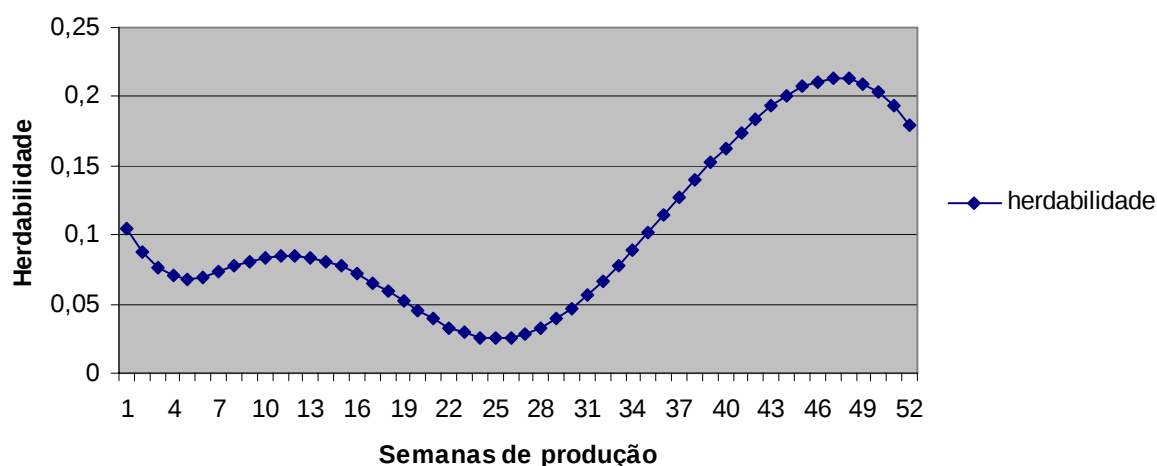


Figura 4 - Representação gráfica das estimativas de herdabilidades (h^2) para o modelo de regressão aleatória de melhor ajuste para produção semanal de ovos, para o grupo genético UFV2.

4 - CONCLUSÕES

O modelo com uma função polinomial de Legendre de ordem três para os efeitos fixos e de ordem quatro para os efeitos aleatórios genético-aditivos direto e de ambiente permanente de animal, pode ser utilizado para descrever a trajetória da produção de ovos para o grupo genético UFV1. Os maiores valores de herdabilidades variaram de 0,05 a 0,07 e são encontrados entre a 6ª e 12ª semana de idade, próximos ao pico de produção. Já para o grupo genético UFV2, o modelo com uma função polinomial de Legendre de ordem três para as trajetórias fixas e de ordem quatro para as aleatórias pode ser utilizado para descrever a trajetória da produção de ovos. Já os maiores valores de herdabilidades variaram de 0,211 a 0,213 e são encontrados entre 46ª a 48ª semana de produção, próximos ao fim da postura.

5 - REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

AKBAŞ, Y.; TAKAMA, Ç.; YAYLAK, E. Genetic parameters for quail body weights using a random regression model. **South African Journal of Animal Science**, v.34, n.2, p.104-109, 2004.

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

DIONELLO, N.J.L.; CORREA, G.S.S.; SILVA, M.A.; WENCESLAU, R.R.; SANTOS, G.G.; Carvalho, D.B. Efeitos maternos e permanentes na avaliação genética de linhagens de codornas de corte utilizando modelos de regressão aleatória. In: REUNIÃO ANUAL DA Sociedade Brasileira de Zootecnia, 43., 2006, João Pessoa. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Zootecnia/Gmosis, [2006]. (CD-ROM).

FOULLEY, J.L.; ROBERT-GRANIE, C. Heteroskedastic random coefficient models. In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7., 2002, Montpellier. **Anais...** Montpellier, [2002]. (CD-ROM).

LEGARRA, A.; MISZTAI, I.; BERTRAND, J.K. Constructing covariance functions for random regression models for growth in Gelbvieh beef cattle. **Journal Animal Science**, v.82, p.1564-1571, 2004.

NUÑEZ-ANTON, V.; ZIMMERMAN, D. L. Modeling nonstationary longitudinal data. **Biometrics**, v. 56, n. 3, p. 699-705, 2000.

MEYER, K. WOMBAT – A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by REML, **Journal Zhejiang University Science**, v.8 p.815–821, 2007.

PACHECO, R. O. **Estudo genético da produção de ovos em uma linha de frango de corte por meio de análises multicaracterísticas e regressão aleatória**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2010. 50p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 2010.

SARMENTO, J. L. R. **Modelos de regressão aleatória para avaliação genética da curva de crescimento de ovinos da raça Santa Inês**. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento), Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2007. 101 p.

TEIXEIRA, R.B. **Avaliação genética e estudo do crescimento de matrizes de codorna de corte utilizando modelos de regressão aleatória**. 2009. 97p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

VENTURINI, G.C. **Modelos de dimensão finita e infinita para avaliação da produção de ovos em aves de postura**. 2009. 57p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento Animal) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias do Campus de Jaboticabal, Jaboticabal.