

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS
CÂMPUS JABOTICABAL**

**Modelos de dimensão finita e infinita para avaliação da
produção de ovos em aves de postura**

Guilherme Costa Venturini

Orientador: Prof. Dr. Danísio Prado Munari

Co-Orientadora: Pesq. Dra. Lenira El Faro

Pesq. Dra. Mônica Corrêa Ledur

Dissertação apresentada à Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias do Campus de Jaboticabal – UNESP para a obtenção do Título de Mestre em Genética e Melhoramento Animal.

JABOTICABAL – SP
Março de 2009

V469m

Venturini, Guilherme Costa

Modelos de dimensão finita e infinita para avaliação da produção de ovos em aves de postura / Guilherme Costa Venturini. -- Jaboticabal, 2009
xi, 45 f. ; 28 cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2009

Orientador: Danísio Prado Munari

Banca examinadora: João Ademir de Oliveira, Claudia Cristina Paro de Paz

Bibliografia

1. Regressão Aleatória. 2. Produção de ovos. 3. White Leghorn. I. Título. II. Jaboticabal-Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.

CDU 636.082:636.5

Ficha catalográfica elaborada pela Seção Técnica de Aquisição e Tratamento da Informação – Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação - UNESP, Câmpus de Jaboticabal.

DADOS CURRICULARES DO AUTOR

GUILHERME COSTA VENTURINI – Filho de Antônio Elson Venturini e Neusa Maria Costa Stingel, nasceu em Bauru, São Paulo, em 30 de janeiro de 1979. Iniciou o curso de graduação em Zootecnia na Faculdade de Ciências Agrárias, Universidade de Marília (UNIMAR) em fevereiro de 1997 e obteve o título de Zootecnista em julho de 2002. Em 2007, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento Animal na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP – Campus Jaboticabal, sob orientação do Professor Dr. Danísio Prado Munari e co-orientação da Pesq. Dra. Lenira El Faro e Mônica Corrêa Ledur. Foi bolsista CNPq.

Deus e Você

*Só Deus pode criar
Mas você pode valorizar o que Ele criou
Só Deus pode dar a fé
Mas você pode dar o seu testemunho
Só Deus pode dar o amor
Mas você pode ensinar amar
Só Deus pode dar a alegria
Mas você pode sorrir à todos
Só Deus pode dar a força
Mas você pode apoiar à quem desanimou
Só Deus é a luz
Mas você pode fazê-la brilhar aos olhos dos seus irmãos.
Só Deus é o caminho
Mas você pode indicá-lo aos outros
Só Deus é a vida
Mas você pode restituir aos outros o desejo de viver
Só Deus pode fazer milagres
Mas você pode ser aquele que trouxe os cinco pães e os
dois peixes
Só Deus pode fazer o que parece impossível...
Mas você pode fazer o possível
Só Deus se basta à si mesmo, Mas ele preferiu contar
com você.
DEUS te abençoe hoje e sempre....*

Autor Desconhecido

DEDICO.....

Aos meus querido e amados pais – Antônio Elson Venturini e Neusa M. Costa Stingel e meus pais de coração Stingel e Lúcia pelo amor, confiança, força e carinho.
Obrigado por tudo.

AGRADECIMENTO

Primeiramente a **Deus Pai** pela vida, luz, sabedoria, força e paz. Obrigado Senhor por eu ter Vosso Santo Espírito em meu coração.

Ao meu amigo e orientador Prof. **Danísio Prado Munari**, pelo incentivo, confiança, orientação.... Obrigado por ter você em minha lista de amigos.

As Pesq. **Lenira El Faro e Mônica Corrêa Ledur** pela co-orientação, colaboração, paciência, sugestões e críticas.

Ao Prof. **João Ademir de Oliveira** pela amizade, conselhos, palavras amigas e grande ajuda para meu trabalho, minha vida pessoal e profissional.

A Pesq. **Claudia Cristina Paro de Paz** – membro da banca examinadora – pelas críticas e sugestões que enriqueceram meu trabalho.

A todos **professores e funcionários do Departamento de Ciências Exatas**, pela amizade, companheirismo, ajuda e incentivo.

Ao **Programa Pós-Graduação** em Genética e Melhoramento Animal da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias “Julio de Mesquita Filho” – UNESP, **aos funcionários do Setor de Pós-Graduação** pela atenção e ao **CNPQ** pela concessão de bolsa de estudos.

A **EMBRAPA Suínos e Aves**, Concórdia, SC, por ter cedido os dados para realização deste meu trabalho de mestrado.

Aos **meus pais** (Antônio e Neusa) por me ensinar o valor do amor, da caridade, da fé, da esperança e da justiça. Obrigado amores de minha vida por sempre acreditarem em mim.

Aos **meus pais de coração** (Stingel e Lúcia) por entrar em minha vida, por sempre me incentivar, sempre acreditar em mim e por dar carinho e amor aos meus pais. Vocês são extremamente especiais para mim. Obrigado por tudo.

A minha querida e amada namorada **Maiara**, que tanto me deu forças, coragem, e sempre foi muito paciente amorosa e cuidadosa comigo. Muito viu amor!!!

Aos meus irmãos de coração **Paulo Sérgio Jorge, Lucila Jorge e Paulo Visentini “Gaúcho”** e meu sobrinho **Raul** pela torcida, incentivo, amizade, cumplicidade e por acreditarem este era o meu caminho. Obrigado! – *“Abençoados os que possuem amigos, os que os têm sem pedir. Porque amigo não se pede, não se compra, nem se vende. Amigo a gente sente!”*

A **Daniela (TOSKA)** pela amizade, por ser minha irmã e “filha” de coração, por ter me ensinado tanto as coisas profissionais como pessoais, por me agüentar e por fazer parte de minha vida – *“Muitas pessoas irão entrar e sair da sua vida mas somente verdadeiros amigos deixarão pegadas no seu coração.”*

Aos meus amigos da **Rep. Casa Verde** (CATATAU, FELIPE, MÁRCIO, MARCOS, TIGRÃO) e aos novos moradores (MINGAU, CARÇAÇA E OSCAR) e aos agregados (DIEGO e TICO) pela amizade, fraternidade, companhia, ajuda e por termos nos tornado AMIGOS PARA SEMPRE... *“Quando estiver triste, com o coração cheio de mágoas, me procure. Se eu não puder ajudar, prometo tomar um bom porre com você e xingar todos que te deixaram assim! Quando estiver pra baixo, me procure. Posso não conseguir levantar seu astral, mas prometo fazer de tudo para que você não caia ainda mais! Lembre-se: Amigos são para estas coisas..”*

Aos meus **familiares e todos Amigos**, por estarem sempre vibrando e incentivando. Obrigado pela torcida e por fazerem parte de minha vida!!!!

SUMÁRIO

MODELOS DE DIMENSÃO FINITA E INFINITA PARA AVALIAÇÃO DA PRODUÇÃO DE OVOS EM AVES DE POSTURA

RESUMO -ii

FINITE AND INFINITE-DIMENSION MODELS FOR EVALUATING EGG PRODUCTION IN LAYING HENS

ABSTRACT –iv

CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS

Introdução 1
 Revisão de Literatura..... 2
 Produção de Ovos 2
 Parâmetros Genéticos e Fenotípicos 3
 Referências 7

CAPÍTULO 2. ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS E FENOTÍPICOS DA PRODUÇÃO DE OVOS TOTAL E PARCIAL EM AVES DE POSTURA POR MEIO DE MODELOS DE DIMENSÃO FINITA

Introdução 14
 Material e Métodos..... 15
 Resultados e Discussão..... 16
 Conclusão 21
 Referências 21

Anexo 1..24

Anexo 2..25

CAPÍTULO 3. ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA A PRODUÇÃO PARCIAL DE OVOS POR MEIO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

Introdução 27
 Material e Métodos..... 28
 Resultados e Discussão..... 31
 Conclusão 42
 Referências 42

MODELOS DE DIMENSÃO FINITA E INFINITA PARA AVALIAÇÃO DA PRODUÇÃO DE OVOS EM AVES DE POSTURA

RESUMO - Objetivou-se estimar parâmetros genéticos e fenotípicos da produção de ovos total e parcial em aves de postura por meio de modelos de dimensão finita e infinita, visando à seleção das aves para a característica produção de ovos. Utilizou-se dados de fêmeas, nascidas a partir de três incubações, provenientes de uma geração de uma linhagem de poedeiras, desenvolvida pela EMBRAPA Suínos e Aves em Concórdia, SC. A produção de ovos foi avaliada individualmente por meio do número de ovos, a partir de 20 até 70 semanas de idade. As produções foram divididas em períodos, sendo que cada período consistiu em três semanas de produção. As características estudadas foram os registros parciais nos períodos e o registro total da produção de ovos (PTOTAL). Para análise em modelo animal uni e bicaracterística, utilizou-se o programa computacional MTDFREML. Maior herdabilidade foi estimada para o período de 20 a 22 semanas de idade (P1) e PTOTAL ($0,33 \pm 0,07$ e $0,23 \pm 0,06$). Correlações genéticas entre os períodos parciais e PTOTAL variaram de $0,42 \pm 0,15$ (PTOTAL com P2, de 20 a 22 semanas de idade) até 1,00 (PTOTAL com P9 e P11, de 44 a 46 e 50 a 52 semanas de idade, respectivamente). A correlação de Spearman entre as ordens dos 43 galos quanto aos valores genéticos para produção de P9, P10 (de 47 a 49 semanas de idade) e de P11 com PTOTAL foi significativa ($p < 0,001$) para P9 e P11, igual a 1,00 e para P10 ($p < 0,0028$), igual a 0,99. Concluiu-se que o registro parcial de ovos para os períodos P9, P10 e P11 poderiam ser considerados no processo de seleção visando à produção total de ovos. Porém, devido os mesmos apresentarem baixas estimativas de herdabilidade (0,06; 0,12 e 0,10, respectivamente para P9, P10 e P11) a seleção seria mais eficiente considerando o PTOTAL. Portanto, seria recomendada a seleção baseada na produção total de ovos, pois a mesma apresentou maiores estimativas de herdabilidade. Para estimação das funções de covariâncias por meio dos modelos de regressão aleatória (MRA) utilizou-se a opção DXMRR do

programa estatístico DFREML. O modelo mais adequado quanto à qualidade do ajuste dos dados da produção de ovos nestas aves de postura foi aquele composto por polinômios de terceira ordem para efeito genético aditivo, oitava para ambiente permanente e cinco classes de variâncias residuais. As estimativas de herdabilidade para este modelo variaram de 0,04 (P1) a 0,14 (P2) e as correlações genéticas foram todas positivas, variando de 0,1 (20 a 22 com 68 a 70 semanas de idade) a 0,99 para todos períodos adjacentes. Conclui-se que a seleção aplicada em períodos parciais de produção de ovos poderá resultar em maior ganho genético para os períodos adjacentes. No entanto, a medida que aumenta a distância no tempo entre períodos, a seleção poderá ser menos eficiente.

Palavras-Chave: regressão aleatória; curva de produção; poedeiras; avaliação genética.

FINITE AND INFINITE-DIMENSION MODELS FOR EVALUATING EGG PRODUCTION IN LAYING HENS

ABSTRACT – The aim was to estimate genetic and phenotypic parameters for total and partial records of egg production of laying hens using finite and infinite-dimension models, with a view to selecting birds for egg production. Data on females born from three incubations, from a generation of an egg-laying strain developed by EMBRAPA Suínos e Aves, Concórdia, SC, were used. Egg production was evaluated individually as the number of eggs produced between the ages of 20 and 70 weeks. The production was divided into three-week periods. The traits studied were the partial records for each period (P1 to P17) and the total recorded egg production (PTOTAL). For analysis in one and two-trait animal models, the MTDFREML software was used. Higher heritabilities were estimated for the periods of 20 to 22 weeks of age (P1) (0.33 ± 0.07) and PTOTAL (0.23 ± 0.06). The genetic correlations between the partial periods and PTOTAL ranged from 0.42 ± 0.15 (P1) to 1.00 (for P9 and P11, representing 44-46 and 50-52 weeks of age, respectively). Spearman's correlation between the ranks of the 43 sires, regarding the genetic values for production in P9, P10 (47-49 weeks of age) and P11 in relation to PTOTAL, was significant and equal to 1.00 ($P < 0.001$) for P9 and P11 and equal to 0.99 ($P < 0.0028$) for P10. Although highly correlated with PTOTAL, these periods had low heritability estimates in two-trait analysis (0.06, 0.12 and 0.10, respectively for P9, P10 and P11). Thus, selection based on these partial periods would be inefficient and basing it on total egg production would be recommended, since this presented higher heritability estimates. To estimate the covariance functions using random regression models, the DXMRR option in the DFREML statistical software was used. The most appropriate model regarding goodness-of-fit of the egg production data in these laying hens was the one composed of third-order polynomials for additive genetic effect, eighth-order polynomials for the permanent environment and five classes of residual variance. The heritability estimates for this model ranged from 0.04 (P1) to 0.14 (P2) and the genetic correlations were all positive, ranging from 0.1 for P1 with P17 (20-22 and

68-70 weeks of age, respectively) to 0.99 for all adjacent periods. It was concluded that selection applied at partial egg production periods might result in greater genetic gains for the adjacent periods. However, as the amount of time between periods increased, the selection could become less efficient.

Key words: random regression; production curve; layers; genetic evaluation.

CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS

Introdução

A produção de ovos é uma característica quantitativa, ou seja, sofre ação de muitos pares de genes e é bastante influenciada pelo ambiente. Fatores como idade à maturidade sexual e persistência de postura, contribuem diretamente para a produção de ovos em seu primeiro ciclo (FOSTER, 1981; NORDSKOG, 1982). A redução na idade à maturidade sexual e a eliminação das pausas de postura causadas por muda natural ou pelo choco, podem aumentar o número de ovos produzidos (SCHMIDT et al., 1996).

Para a avaliação de características de importância econômica que se expressam nos indivíduos ao longo do tempo têm-se utilizado modelos de regressão aleatória (MRA) que, segundo Henderson Jr. (1982), é uma metodologia em que se analisam as medidas repetidas como a produção de leite durante os meses de lactação (DRUET et al, 2003; EL FARO & ALBUQUERQUE, 2004; BREDA et al., 2006), o crescimento em bovinos de corte (ALBUQUERQUE & MEYER, 2001a; HUISMAN et al, 2002; SANTORO et al., 2005) e a produção de ovos (SZWACZKOWSKI et al., 2006; LUO et al., 2007).

Kirkpatrick et al. (1990) propuseram as funções de covariância para análise de dados longitudinais, ou seja, medidas que se repetem no decorrer da vida de um animal. Estas funções são equivalentes às matrizes de covariância dos modelos de dimensão finita. Meyer (1998) apresentou as funções de covariância para a modelagem de dados de crescimento em bovinos de corte e demonstrou que as funções de covariância podem ser facilmente estimadas por meio de MRA.

Para o presente trabalho, têm-se como objetivo estimar os parâmetros genéticos e fenotípicos da produção de ovos medida em períodos parciais e total por meio de modelos de dimensão finita e infinita visando a seleção das aves para a característica produção de ovos.

Revisão de Literatura

Produção de Ovos

A produção de ovos de uma ave tem início por volta das 20 semanas de idade (SZYDLOWSKI & SZWACZKOWSKI, 2001). A idade, em dias, em que a ave inicia o ciclo de produção define a maturidade sexual da poedeira. O pico de produção é alcançado, em média, às 26 semanas de idade (FIALHO & LEDUR, 1997). Posteriormente a produção poderá decrescer lentamente em função da ocorrência de muda natural, choco e persistência de postura, até aproximadamente 70 semanas de idade. No estudo da curva de produção de ovos, dados de registros parciais são denominados longitudinais, ou seja, podem ser analisados no decorrer do tempo (ANANG et al., 2000) por meio de 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).

As mensurações da produção de ovos são obtidas por meio do número de ovos ou pela taxa de postura (FAIRFULL & GOWE, 1990), expressas em unidades e porcentagem, respectivamente. Trabalhando com MRA para a avaliação genética da produção de ovos, Luo et al. (2007), Szwaczkowski et al. (2006) e Anang et al. (2002), utilizaram o número de ovos.

Para a avaliação da produção de ovos de aves de postura por meio de número de ovos, são consideradas apenas as colheitas de ovos realizadas durante cinco dias por semana, pois este período apresenta alta correlação linear (0,99) com a produção semanal total (WHEAT & LUSH, 1961). Assim, as produções observadas em cinco dias da semana representam a produção semanal total.

Para a avaliação da produção de ovos utiliza-se de períodos que geralmente compreendem o início da maturidade sexual até as 40 semanas de idade (ANANG et al., 2000). Com isso, 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). Se a seleção for realizada considerando as produções parciais de ovos, o intervalo de gerações por unidade de tempo poderá ser reduzido até pela metade (SILVA et al., 1984). No entanto, deixam de ser considerados os efeitos dos genes que se expressam após o período de produção avaliado e que estão associados à persistência de postura, pausas e choco.

A produção total de ovos também pode ser avaliada semanalmente, em períodos de 15 dias ou mensais. O fracionamento da produção total de ovos em períodos de quatro semanas foi utilizado por Anang et al. (2002) no estudo de MRA.

Parâmetros Genéticos e Fenotípicos

As estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos são de grande importância nas análises de características como a produção de ovos, pois são utilizadas para conduzir o processo de seleção nos programas de melhoramento genético de aves. Segundo Ledur et al. (1993), estas estimativas são as principais ferramentas para se alcançar altos ganhos genéticos na população e ter uma melhor seleção das linhagens.

Estimativas de herdabilidade e de correlação genética e fenotípica para a característica produção de ovos em aves de postura foram revisadas por Szwaczkowski (2003). O autor observou grande variação nas estimativas, devido estas serem provenientes de várias populações em diferentes períodos e também de metodologias distintas aplicadas nas análises. Wei & Van Der Werf (1993) estudaram três linhas de aves de postura utilizando o método da máxima verossimilhança restrita com modelo animal. Os autores observaram valores de

herdabilidade variando de 0,31 a 0,43 para dados não transformados de número de ovos.

Trabalhando com duas linhas White Leghorn, Ledur et al., (1993) estudaram a produção de ovos entre os períodos de 23 a 40 semanas de idade pelo método dos quadrados mínimos. Os autores observaram valores de herdabilidade que variaram de $0,14 \pm 0,06$ a $0,26 \pm 0,07$. Estimativas de herdabilidade para taxa de postura em aves White Leghorn foram revisadas por Munari et al., (1992). Os autores verificaram, na literatura, média de estimativas para períodos totais de produção de $0,24 \pm 0,05$ e para período parcial de $0,25 \pm 0,16$.

A variabilidade das estimativas dos parâmetros genéticos é bastante grande 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; PREISINGER & SAVAS, 1997, citado por SZWACZKOWSKI, 2003). Estes autores concluíram em seus estudos que o primeiro mês de produção de ovos apresenta alta estimativa de herdabilidade. Isto resultou 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.

Para melhor avaliação dos parâmetros genéticos, os MRA têm sido propostos para estudar dados longitudinais. Com esta metodologia é possível avaliar os animais que apresentam sua produção em andamento (EL FARO & ALBUQUERQUE, 2004), o que é importante principalmente para espécies com longos intervalos de geração, assim como para avaliar a produção parcial e a persistência de produção (JAMROZIK et al., 1997). Inicialmente, estes modelos foram propostos para análise da produção de leite no dia do controle, em bovinos de leite (PTAK & SCHAEFFER, 1993), em seguida foram estendidos para as demais características, cujas medidas são repetidas ao longo da vida do animal.

Nos MRA consideram-se a forma da curva de produção e são analisados os n controles de produção por meio de uma estrutura unicaracterística. As matrizes

de covariância são altamente estruturadas, ou seja, obedecem à uma ordem (VAN DER WERF & SCHAEFFER, 1997). Características como produção de leite ou de ovos e de crescimento, têm correlações entre as medidas que diminuem quando o espaço de tempo entre estas aumenta (SCHMIDT et al., 1996; LUO et al., 2007).

Os MRA permitem o ajuste de curvas de produção aleatórias para cada indivíduo, expressas como desvios de uma curva média da população ou de grupos de indivíduos (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).

As funções de covariância que foram propostas por Kirkpatrick et al. (1990), podem ser obtidas a partir das matrizes de variância e covariância entre as n medidas dos modelos de dimensão finita ou por meio das matrizes de covariância entre os coeficientes de regressão, estimadas pelo modelo de regressão aleatória (VAN DER WERF & SCHAEFFER, 1997; MEYER, 1998). Albuquerque & Meyer (2001b) utilizaram funções de covariância para descrever as variâncias direta e materna e as estimativas de herdabilidade, ao longo da vida produtiva de bovinos de corte.

Os efeitos genéticos e ambientais dentro de cada indivíduo são os resultados dos desvios da trajetória de produção de um animal em relação à produção média de todos os animais ou de grupos de animais, que é a curva fixa da população (SAKAGUTI et al., 2002). As trajetórias fixas e aleatórias podem ser modeladas por meio de funções paramétricas já descritas na literatura para modelar determinadas características, pelos polinômios ordinários ou pelos polinômios ortogonais de Legendre. Segundo Schaeffer (2004), estes últimos têm sido os mais usados, porque produzem menores correlações entre os coeficientes de regressão e, além disso, proporcionam estimativas das matrizes de covariâncias que tendem a ser mais robustas.

Os modelos de regressão aleatória têm sido empregados, principalmente, em bovinos de leite (curva de lactação) e em bovinos de corte (crescimento), sendo

de grande importância também para aves de postura, pois permitem a seleção baseada na persistência individual de postura. 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 predição 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 MRA para a produção de ovos, os autores encontraram maiores estimativas de herdabilidade no início e final do período de produção, tendo um considerável decréscimo durante o pico. A mesma tendência já havia sido observada por Anang et al. (2002). Sendo assim, os autores concluíram que os MRA 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. Em gado de leite, a maioria dos estudos tem apontado esse mesmo comportamento observado na curva de produção de ovos, com maiores estimativas de herdabilidade no início e no final da lactação (KETTUNEN et al., 2000; COBUCI et al., 2005).

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 e encontraram estimativas de herdabilidade que variaram de 0,16 a 0,54 para a primeira semana e a trigésima sétima semana de idade, respectivamente.

Os MRA, além de fornecer estimativas de herdabilidade pontuais, permitem a estimativa de parâmetros genéticos para períodos específicos da curva, economicamente importantes, ou para funções da curva de postura. 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. Como os modelos de regressão aleatória fornecem as curvas de produção genéticas para cada indivíduo, como desvios de uma curva média da população (SCHAEFFER,

1996), torna-se fácil estabelecer diferentes medidas de persistência, como já vem sendo feito em gado de leite (KISTEMAKER, 2003).

Referências

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

ALBUQUERQUE, L. G.; MEYER, K. Estimates of direct and maternal genetic effects for weights from birth to 600 day of age in Nelore cattle. **J. Anim. Breed. Genet.**, v. 118, n. p. 83-92, 2001b.

AL-SAMARAI, F. R.; AL-KASSIE, G. A.; AL-NEDAWI, A. M.; AL-SOUDI; K. A. A. Prediction of total egg production from partial or cumulative egg production in a stock of white leghorn hens in Iraq. **Intern. J. Poul. Sci.**, 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. **J. Anim. Breed. Genet.**, v. 117, n. 6, p. 407-415, 2000.

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

BREDA, F. C.; ALBUQUERQUE, L. G.; YAMAKI, M.; REIS FILHO, J. C.; SARMENTO, J. L. R.; LOPES, P. S.; RODRIGUES, M. T. Estimação de parâmetros genéticos para produção de leite de cabras da raça alpina. **Rev. Bras. Zootec.**, v. 35, n. 2, p. 396-404, 2006.

COBUCCI, J. A.; EUCLYDES, R. F.; LOPES, P. S.; COSTA, C. N.; TORRES, R.; PEREIRA, C. S. Estimation of genetic parameters for testday milk yield in Holstein cows using a random regression model. **Gen. Mol. Biol.**, v. 28, n. 1, p. 75-83, 2005.

DRUET, T.; JAFFRÉZIC, F.; BOICHARD, D.; DUCROCQ, V. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French holstein cows. **J. Dairy Sci.**, v. 86, n. 7, p. 2480-2490, 2003.

EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L. G. Usando os resultados de modelos de regressão aleatória para prever os valores genéticos para a produção de leite. In: SIMPÓSIO SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 5., 2004, Pirassununga, SP, Anais: **Soc. Bras. Melhor. Anim.**, 2004.

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. **Br. Poult. Sci.**, n. 38, v. 1, p. 66-73, 1997.

FOSTER, W. H. The estimation of rate of lay from part-record data. **Br. Poult. Sci.**, v. 22, n. 2, p. 399-405, 1981.

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.

GROSSMAN, M.; GROSSMAN, T. N.; KOOPS, W. J. A model for persistency of egg production. **Poult. Sci.**, v. 79, n. 12, p. 1715-1724, 2000.

HENDERSON Jr, C. R. Analysis of covariance in the mixed model: higher-level, nonhomogeneous, and random regressions. **Biometrics**, v. 38, n. 3, p. 623-640, 1982.

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. **J. Anim. Sci.**, 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. **Poult. Sci.**, v.61, p.821-828, 1982.

JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic Evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **J. Anim. Sci.**, v. 80, n. 6, p. 1217-1226, 1997.

KETTUNEN, A.; MÄNTYSAARI, E. A.; PÖSÖ, J. Estimation of genetic parameters for daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. **Liv. Prod. Sci.**, v. 66, n. 3, p. 251-261, 2000.

KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. **Genetics**, v. 124, n. 4, p. 979-993, 1990.

KISTEMAKER, G. J. Comparison of persistency definitions in random regression test day models. In: INTERBULL TECHNICAL WORKSHOP, 30., 2003, Beltsville. **Proceedings...** Disponível em: <<http://wwwwinterbull.slu.se>>.

LEDUR, M. C.; SCHIMIDT, G. S.; FIGUEIREDO, E. A. P.; AVILA, V. S.; BALEN, L. Parâmetros genéticos e fenotípicos para características produtivas em linhagens de poedeiras de ovos brancos. **Pesqui. Agropec. Bras.**, v. 28; n. 9, p. 1031-1037, 1993.

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. **Poult. Sci.**, v. 86, n. 1, p. 30, 2007.

MEYER, K. Estimating covariance functions for longitudinal data using random regression model. **Genet. Sel. Evol.**, v. 30, n. 3, p. 221-240, 1998.

MUNARI, D. P.; SCHMIDT, G. S.; GIANNONI, M. L. Variabilidade genética e fenotípica do desempenho de uma linhagem de aves Leghorn. I. Herdabilidades. **Ars Vet.**, v. 8, n. 1, p. 49-57, 1992.

NORDSKOG, A. W. **Notes on poultry breeding and genetics**. Ames: Iowa State University, 1982, p. 206.

PIRES, A. V.; CARNEIRO, P. L. S.; FILHO, R. A. T.; FONSECA, R.; TORRES, R. A.; EUCLYDES, R. F.; LOPES, P. S.; BARBOSA, L. Estudo da divergência genética entre seis linhas de aves Legorne utilizando técnicas de análise multivariada. **Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.**, v. 54, n. 3, p. 314-319, 2002.

POGGENPOEL, D. G.; FERREIRA, G. F.; HAYES, J. P.; DU PREEZ, J. J. Response to long-term selection for egg production in laying hens. **Br. Poult. Sci.**, v. 37, n. 4, p. 743-756, 1996.

PTAK, E.; SCHAEFFER, L. R. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. **Livest. Prod. Sci.**, v. 34, n. 1, p. 23-34, 1993.

SAKAGUTI, E. S.; SILVA, M. A.; MARTINS, E. N.; LOPES, P. S.; SILVA, L. O. C.; QUAAS, R. L.; REGAZZI, A. J.; EUCLYDES, R. F.; DUARTE, R. G. Trajetória de crescimento e efeito da idade da vaca nos modelos de regressão aleatória de bovinos jovens da raça Tabapuã. **Arq. Bras. Med. Vet. e Zootec.**, v. 54, n. 4, p. 414-423, 2002.

SANTORO, K. R.; BARBOSA, S. B. P.; SANTOS, E. S.; BRASIL, L. H. A. Uso de funções de covariância na descrição do crescimento de bovinos Nelore criados no estado de Pernambuco. **Rev. Bras. Zootec.**, 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.

SCHAEFFER, L. R. Application of random regression models in animal breeding. **Livest. Prod. Sci.**, v. 86, n. 3, p. 35-45, 2004.

SCHMIDT, G.S.; FIGUEIREDO, E.A.P.; MUNARI, D.P.; ROSA, P.S.; LEDUR, M.C. Frequência de muda natural e choco em aves selecionadas para a produção de ovos. In: **Conferência Apinco de Ciências e Tecnologia Avícolas**, 1996, Curitiba. Anais...Campinas:FACTA, v.1, p.82-82, 1996.

SILVA, M. A.; EUCLYDES, R. F.; SOARES, P. R.; FONSECA, J. B. Análise genética de características de importância econômica em poedeiras leves. **Rev. Soc. Bras. Zootec.**, v. 13, n. 1, p. 82-94, 1984.

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., 2006, Belo Horizonte, MG, **World Congress on Genetics Applied to Livestock Production**.

SZYDLOWSKI, M.; SZWACZKOWSKI, T. Bayesian segregation analysis of production traits in two strains of laying chickens. **Poult. Sci.**, v. 80, n. 2, p. 125-131, 2001.

VAN DER WERF, J.H.J.; SCHAEFFER, L.R. Random regression in animal breeding. Guelph: **University of Guelph**, 1997, p. 25-28.

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

WHEAT, J. D.; LUSH, J. L. Accuracy of partial trapnest records. 1. Repeatability of daily egg records. **Poult. Sci.**, v. 40, n. 2, p. 399-406, 1961.

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

WOLC, A.; BARCZAK, E.; WĘŻYK, S.; BADOWSKI, J.; BIELIŃSKA, H.; SZWACZKOWSKI, T. Genetic evaluation of production and reproduction traits in two selected lines of geese under multitrait animal model. **Anim. Sci. Papers Reports**, v. 26, n. 1, p. 71-78, 2008.

CAPÍTULO 2. ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS E FENOTÍPICOS DA PRODUÇÃO DE OVOS TOTAL E PARCIAL EM AVES DE POSTURA POR MEIO DE MODELOS DE DIMENSÃO FINITA

RESUMO - Objetivou-se estimar parâmetros genéticos e fenotípicos da produção de ovos total e em períodos parciais do ciclo produtivo de aves poedeiras, visando a seleção para a produção total de ovos. Utilizou-se de observações de 1494 fêmeas provenientes de uma geração da linhagem de poedeiras, desenvolvida pela EMBRAPA Suínos e Aves. A população foi oriunda do acasalamento de 43 galos com 232 galinhas em esquema hierárquico sob inseminação artificial. As produções das fêmeas nascidas a partir de três incubações foram avaliadas individualmente por meio do número de ovos, a partir de 20 até 70 semanas de idade. As produções de ovos foram divididas em 17 períodos, sendo que cada período consistiu de três semanas de produção. As características estudadas foram os registros parciais (P1 a P17) e o registro total (PTOTAL) da produção de ovos. Os componentes de variância foram estimados pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita, usando modelo animal uni e bicaracterística. O modelo geral incluiu os efeitos aleatórios genético aditivo e residual e o efeito fixo de incubação. As maiores herdabilidades foram estimadas para P1 (20 a 22 semanas de idade) de $0,33 \pm 0,07$ e PTOTAL de $0,23 \pm 0,06$. Correlações genéticas entre os períodos parciais e o PTOTAL variaram de $0,42 \pm 0,15$ (P1) até 1,00 (P9 e P11, respectivamente de 44 a 46 e de 50 a 52 semanas de idade). Correlações de Spearman não-significativas ($p > 0,05$) indicaram que a classificação dos valores genéticos dos galos dentro dos períodos de P3 a P9 foram distintas daquela realizada considerando PTOTAL. Porém, as correlações de Spearman de P10, P11 e P12 com PTOTAL foram significativas, respectivamente aos níveis de ($p < 0,001$), ($p < 0,028$) e ($p < 0,001$) e iguais a 0,99 para P11 e 1,00 para P10 e P12. No entanto, devido às estimativas de herdabilidade destes períodos (P10, P11 e P12) serem baixas (0,06; 0,12 e 0,10) a seleção dos animais baseada nestes períodos parciais não resultaria em aumento na produção total de ovos.

Palavras-chave: característica reprodutiva, componentes de variância, critério de seleção, poedeiras, Spearman.

Introdução

Nos programas de melhoramento genético, as aves de postura são avaliadas em gerações discretas e de curto intervalo, o que pode resultar 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. Segundo Ledur et al. (1993), as estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos são as principais ferramentas para se alcançar altos ganhos genéticos na população e ter uma melhor seleção das linhagens.

A seleção de aves de postura com base no seu desempenho parcial tem o intuito de aumentar a produção total de ovos visando também aumentar os ganhos genéticos por geração (POGGENPOEL et al., 1996). Assim, o número absoluto ou a porcentagem de ovos produzidos em um determinado período servem como avaliação da produção total de ovos. Estimativas de herdabilidade para as produções em períodos parciais e total de ovos foram relatadas por Anang et al. (2000) e variaram de $0,18 \pm 0,02$ a $0,49 \pm 0,02$.

Szwaczkowski (2003) revisou as estimativas de herdabilidade e de correlação genética e fenotípica para a característica produção de ovos em aves de postura. O autor observou grande variação nas estimativas, devido estas serem provenientes de várias populações em diferentes períodos e também de metodologias distintas aplicadas nas análises. Wei & Van Der Werf (1993) estudaram três linhas de aves de postura utilizando o método da máxima verossimilhança restrita com modelo animal. Os autores observaram valores de herdabilidade variando de 0,31 a 0,43 para dados não transformados de número de ovos.

Trabalhando com duas linhas White Leghorn, Ledur et al., (1993) estudaram a produção de ovos entre os períodos de 23 a 40 semanas de idade pelo método dos quadrados mínimos. Os autores observaram valores de herdabilidade que variaram de $0,14 \pm 0,06$ a $0,26 \pm 0,07$. Estimativas de herdabilidade para taxa de postura em aves White Leghorn foram revisadas por Munari et al., (1992). Os autores verificaram na literatura média de estimativas para períodos totais de produção de $0,24 \pm 0,05$ e para período parcial de $0,25 \pm 0,16$.

Segundo Silva et al., (1984) se a seleção for realizada considerando as produções parciais de ovos, o intervalo de gerações por unidade de tempo poderá ser reduzido até pela metade. No entanto, os efeitos dos genes que se expressam após o período de produção avaliado deixam de ser considerados e estes podem estar associados à persistência de postura, pausas e choco.

Este trabalho teve como objetivo estimar os parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de ovos total e em períodos parciais do ciclo produtivo de aves poedeiras, visando a seleção para a produção total de ovos.

Material e Métodos

Foram utilizadas observações de 1494 fêmeas provenientes de uma geração da linhagem de postura, desenvolvida pelo Programa de Melhoramento Genético de Aves da EMBRAPA Suínos e Aves, em Concórdia, SC. A estrutura da geração estudada foi constituída por 43 galos acasalados com 232 galinhas em esquema hierárquico (5 reprodutoras, no mínimo, por reprodutor) sob inseminação artificial. As fêmeas nascidas a partir de três incubações, com intervalos de 15 dias, foram identificadas por anelamento.

A produção de ovos foi avaliada individualmente por meio do número de ovos colhidos no período de 20 até as 70 semanas de idade. As características analisadas foram as produções de ovos em períodos parciais, constituídos da produção obtida a cada três semanas, totalizando 17 períodos parciais (P1 a P17) e a produção total, constituída pela soma das produções no período de 20 a 70 semanas de idade (PTOTAL).

Os reprodutores tiveram, no mínimo, 12 filhas. As reprodutoras com menos de duas filhas foram excluídas do arquivo, assim como as fêmeas que tiveram produções totais inferiores a 63 ovos, que representou 30% da taxa de postura considerando o período total, ou as que morreram durante o ciclo produtivo estudado.

Análises de variância foram efetuadas previamente por meio do procedimento GLM do SAS (SAS 9.1, SAS Institute, Cary, NC, USA) com o intuito de verificar a influência do efeito fixo de incubação. Os componentes de variância foram estimados pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita sob modelo animal uni e bicaracterística, usando o programa computacional MTDFREML (Multiple Trait Derivative-Free Restricted Maximum Likelihood), desenvolvido por Boldman et al. (1995). Os valores iniciais requisitados pelo programa, procederam das análises de variância e da literatura (ANANG et al., 2000). O modelo geral incluiu os efeitos aleatórios genético aditivo direto e residual e o efeito fixo de incubação. A matriz dos coeficientes de parentesco foi constituída de 12006 animais.

A classificação dos valores genéticos preditos para os 43 galos para as características de P3 até P12 foi comparada com a classificação para PTOTAL, utilizando a correlação de posição de Spearman. O objetivo deste procedimento foi verificar se a seleção baseada em registros parciais seria eficiente para melhorar a produção total de ovos.

Resultados e Discussão

As médias das produções parciais de ovos foram praticamente constantes por todo o período de produção, variando de $10,12 \pm 4,12$ até $13,41 \pm 2,43$, respectivamente para P1 (de 20 a 22 semanas de idade) e P4 (de 29 a 31 semanas de idade) (Tabela 1). A média de produção de ovos observada no período parcial inicial foi inferior aos demais períodos o que pode ser atribuída à variação na idade a maturidade sexual das aves, que foi em média às 20 semanas de idade, de acordo com SZYDLOWSKI & SZWACZKOWSKI, 2001. A redução da

produção de ovos observada nos períodos parciais a partir de P9 pode ser atribuída a fatores genéticos e fenotípicos como choco ou muda natural (SCHMIDT et al., 1996). Também é visto que as aves apresentaram grande variação quanto a persistência de postura, sendo que algumas aves produziram ovos por um período de tempo maior do que outras.

Tabela1. Médias observadas e respectivos desvios-padrão (DP), coeficientes de variação (CV) para número de ovos por período parcial (P1 a P17) e total (PTOTAL) e respectivas estimativas de herdabilidade (h^2) e erros-padrão (EP), obtidos por análise unicaracterística.

Período de Produção (P)	Semanas de idade	Média	DP	CV (%)	h^2	EP
1	20 a 22	10,12	4,12	40,71	0,33	0,07
2	23 a 25	13,10	2,49	19,02	0,11	0,04
3	26 a 28	12,99	2,46	18,98	0,26	0,06
4	29 a 31	13,41	2,43	18,14	0,06	0,03
5	32 a 34	13,30	2,72	20,49	0,05	0,03
6	35 a 37	13,11	2,98	22,70	0,06	0,03
7	38 a 40	13,25	2,87	21,65	0,03	0,02
8	41 a 43	13,04	2,80	21,50	0,03	0,03
9	44 a 46	12,85	2,96	23,00	0,03	0,03
10	47 a 49	12,62	3,11	24,67	0,08	0,04
11	50 a 52	12,38	3,22	26,02	0,07	0,03
12	53 a 55	12,16	3,28	27,01	0,11	0,04
13	56 a 58	11,79	3,45	29,28	0,08	0,03
14	59 a 61	11,58	3,59	31,05	0,06	0,03
15	62 a 64	11,12	3,81	34,26	0,06	0,03
16	65 a 67	10,66	3,87	36,30	0,07	0,03
17	68 a 70	10,15	3,94	38,82	0,09	0,04
TOTAL	17 a 70	209,77	29,81	14,21	0,23	0,06

As estimativas de herdabilidade para a produção de ovos, obtidas por análise unicaracterística para os períodos parciais (Tabela 1) variaram de $0,03 \pm 0,03$ (P7, P8 e P9, respectivamente de 38 a 40, de 41 a 43 e de 44 a 46 semanas de idade) até $0,33 \pm 0,07$ (P1, de 20 a 22 semanas de idade). A herdabilidade estimada para PTOTAL ($0,23 \pm 0,05$) foi semelhante às encontradas na literatura por Munari et al. (1992) e Ledur et al. (1993), os quais estimaram os parâmetros genéticos pelo método dos quadrados mínimos, para números desiguais nas subclasses.

As estimativas de herdabilidade para a produção de ovos nos períodos parciais e total, obtidas por análises bicaracterística podem ser observadas na Figura 1 e Anexo 1. Notam-se valores semelhantes aqueles obtidos em análise unicaracterística (Tabela 1). Em relação aos períodos parciais, os valores de herdabilidade variaram de 0,05 para P7 (38 a 40 semanas de idade) até 0,33 para P1 (20 a 22 semanas de idade). As estimativas para PTOTAL não apresentaram grandes diferenças entre si, variando de 0,22 (P7, P8, P9, P11 e P12) a 0,25 (P14 e P15). Maiores estimativas de herdabilidade para número de ovos foram encontradas 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 e de 0,12 a 0,45 para o período de 18 a 65 semanas de idade.

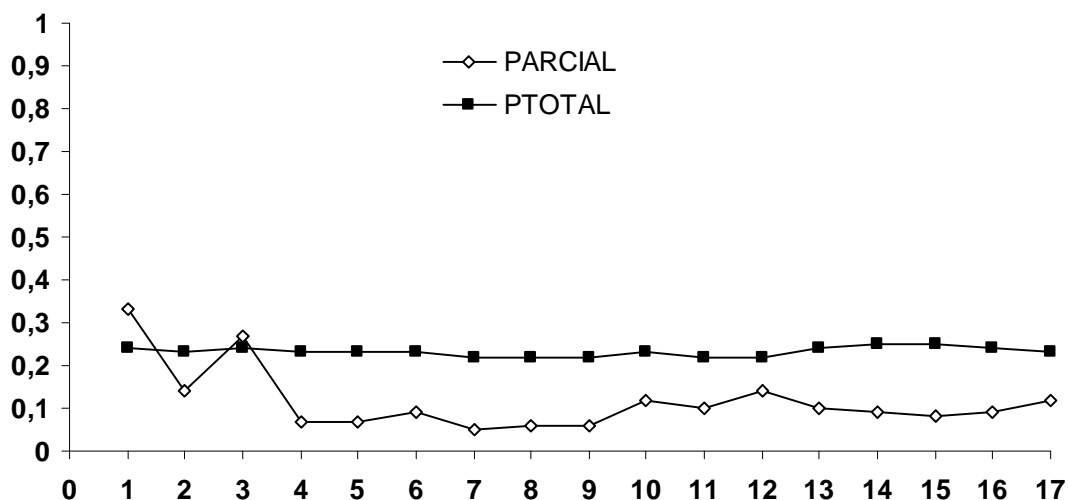


Figura 1. Gráficos em linha das estimativas de herdabilidade da produção de ovos nos períodos parciais (1 a 17) e total (PTOTAL, 20 a 70 semanas de idade), obtidas a partir de análises bicaracterística.

Maior estimativa de herdabilidade para P1 (0,33; Figura 1) pode ser resultante do menor número de observações (menor número de aves em postura) do que os demais períodos estudados, considerando-se as análises uni e bicaracterística. Em geral, as herdabilidades para os períodos parciais foram menores que a obtida para o período total (PTOTAL), exceto pelo primeiro período. Isto ocorreu também porque P1 é o período médio em que as aves iniciam sua postura (idade a maturidade sexual) que, em média, variam de 18 a 23 semanas de idade, de acordo com Ledur et al., (1993); Wei & van der Werf (1995) e Ünver et al., (2002).

Sabri et al. (1999), estudando aves White Leghorn, encontraram estimativas de herdabilidade de $0,27 \pm 0,17$; $0,19 \pm 0,19$ e $0,30 \pm 0,07$, respectivamente, para produções parciais medidas de 26 a 30, de 50 a 54 e de 26 a 54 semanas de idade, que correspondem aos períodos P4 e P5, P12 e P13 e P4 a P13, respectivamente no presente trabalho.

As correlações genéticas, ambientais e fenotípicas, estimadas entre PTOTAL e a produção de ovos nos períodos parciais (P1 a P17) e obtidas pelas análises

bicaracterística, estão representadas na Figura 2 e no Anexo 2. A correlação genética entre PTOTAL e P1 ($0,42 \pm 0,15$), apesar de positivas, foram de baixa magnitude comparadas com as demais estimativas, indicando que a adoção dessas produções parciais como critério de seleção poderá trazer poucos ganhos para a produção total no ciclo de postura. Entre P2 até P17 com PTOTAL, as correlações genéticas variaram de 0,68 (P3) a 1,00 (P9 e P11). Embora a correlação genética perfeita positiva (igual a 1,00) possa indicar que uma característica também é a expressão de outra, as estimativas de herdabilidade para P9 e P11 foram, entretanto, muito baixas em relação às demais (Figura 1), assumindo com isso que a seleção para estes períodos não seria eficiente para melhorar PTOTAL. Anang et al., (2000) relataram correlações genéticas entre produções mensais com a total acumulada variando de 0,06 a 0,73.

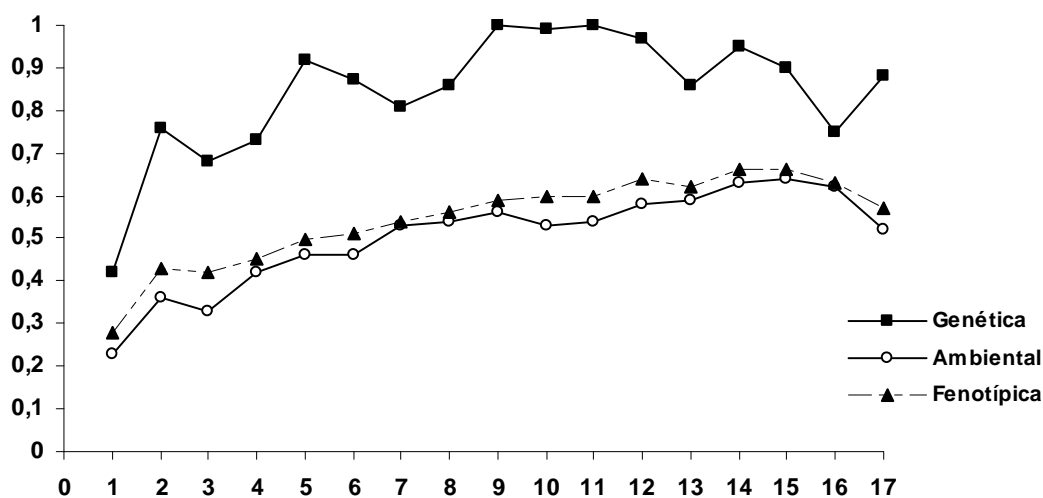


Figura 2. Gráficos em linha das estimativas de correlação genética, ambiental e fenotípica entre a produção total de ovos e a produção nos períodos parciais (1 a 18), obtidas por meio de análises bicaracterística.

Considerando que as estimativas de correlação genética entre os períodos parciais e a produção total foram, em geral, elevadas e que as estimativas de

herdabilidade para estes períodos foram de magnitude menores do que aquelas estimadas para PTOTAL, não seria indicada a seleção para a produção de ovos baseada nos períodos parciais. Além disso, somente a correlação de Spearman, entre a classificação do valor genético dos 43 galos estimados para P9, P10 e P11 com PTOTAL, foram significativas, (ao nível de $p < 0,0001$, $p < 0,0028$ e $p < 0,0001$, respectivamente) e máximas para P9 e P11 (1,00). Assim, embora a correlação genética de P9 e P11 com PTOTAL tenha sido máxima (1,00), as herdabilidades para P9 e P11 foram menores que para PTOTAL. Desta forma estes períodos seriam importantes para auxiliar no processo de seleção das aves para produção total de ovos, mas a seleção seria mais eficiente se fosse conduzida considerando PTOTAL.

Conclusão

Conclui-se que embora as correlações genéticas dos períodos parciais com a produção total tenha sido alta, a seleção baseada em períodos parciais não alcançaria grandes ganhos genéticos para a produção total de ovos, pois estes períodos apresentaram baixas estimativas de herdabilidade. Portanto seria recomendado a seleção baseada na produção total de ovos, pois a mesma apresentou maiores estimativas de herdabilidade.

Referências

ANANG, A.; MIELENZ, N.; SCHÜLER, L. Genetic and phenotypic parameters for monthly egg production in White Leghorn hens. **J. Anim. Breed. Genet.**, v. 117, n. 6, p. 407-415, 2000.

BOLDMAN, K.G.; KRIESE, L.A.; VAN VLECK, L.D.; KACHMAN S.D. A manual for use of MTDFREML. **USDA-ARS**, Clay Center, NE, 1995.

LEDUR, M. C.; SCHMIDT, G. S.; FIGUEIREDO, E. A. P.; AVILA, V. S.; BALEN, L. Parâmetros genéticos e fenotípicos para características produtivas em linhagens de poedeiras de ovos brancos. **Pesqui. Agropec. Bras.**, v. 28, n. 9, p. 1031-1037, 1993.

MUNARI, D. P.; SCHMIDT, G. S.; GIANNONI, M. L. Variabilidade genética e fenotípica do desempenho de uma linhagem de aves Leghorn. I. Herdabilidades. **Ars Vet.**, v. 8, n. 1, p. 49-57, 1992.

POGGENPOEL, D. G.; FERREIRA, G. F.; HAYES, J. P.; DU PREEZ, J. J. Response to long-term selection for egg production in laying hens. **Br. Poult. Sci.**, v. 37, n. 4, p. 743-756, 1996.

SABRI, H. M.; WILSON, H. R.; HARMS, R. H.; WILCOX, C. J. Genetic parameters for egg and related characteristics of white leghorn hens in a subtropical environment. **Genet. Mol. Biol.**, v. 22, n. 2, p. 183-186, 1999.

SCHMIDT, G. S.; FIGUEIREDO, E. A. P.; MUNARI, D. P.; ROSA, P. S.; LEDUR, M. C. 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.

SILVA, M. A.; EUCLYDES, R. F.; SOARES, P. R.; FONSECA, J. B. Análise genética de características de importância econômica em poedeiras leves. **Rev. Soc. Bras. Zootec.**, v. 13, n. 1, p. 82-94, 1984.

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.

ÜNVER, Y.; AKBAS, Y.; FIRAT, M. Z.; OGUZ, I. Estimation of heritability for egg production in laying hens using mivque, ml, reml and gibbs sampling methods. World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, 7., 2002, Montpellier, France. **World Congress on Genetics Applied to Livestock Production**, p. 19-23.

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

WEI, M.; VAN DER WERF, J. H. J. Genetic correlation and heritabilities for purebred and crossbred performance in poultry egg production traits. **J. Anim. Sci.**, v. 73, n. 8, p. 2220-2226, 1995.

Anexo 1. Estimativas de herdabilidade da produção de ovos nos períodos parciais (P1 a P17) e total (PTOTAL, 20 a 70 semanas de idade), obtidas a partir de análises bicaracterística.

Períodos de Produção (P)	Semanas de idade	h ²	
		PARCIAL	PTOTAL
1	20 a 22	0,33	0,24
2	23 a 25	0,14	0,23
3	26 a 28	0,27	0,24
4	29 a 31	0,07	0,23
5	32 a 34	0,07	0,23
6	35 a 37	0,09	0,23
7	38 a 40	0,05	0,22
8	41 a 43	0,06	0,22
9	44 a 46	0,06	0,22
10	47 a 49	0,12	0,23
11	50 a 52	0,10	0,22
12	53 a 55	0,14	0,22
13	56 a 58	0,10	0,24
14	59 a 61	0,09	0,25
15	62 a 64	0,08	0,25
16	65 a 67	0,09	0,24
17	68 a 70	0,12	0,23

Anexo 2. Estimativas de correlação genética (r_a), ambiental (r_e) e fenotípica (r_p) e respectivos erros-padrão para os períodos parciais (P1 a P17) com a produção total (PTOTAL) por meio de análise bicaracterística.

Período de Produção (P)	r_a	r_e	r_p
1	0,42 ± 0,15	0,23 ± 0,05	0,28 ± 0,02
2	0,76 ± 0,12	0,36 ± 0,04	0,43 ± 0,02
3	0,68 ± 0,12	0,33 ± 0,04	0,42 ± 0,02
4	0,73 ± 0,16	0,42 ± 0,03	0,45 ± 0,02
5	0,92 ± 0,11	0,46 ± 0,03	0,50 ± 0,02
6	0,87 ± 0,11	0,46 ± 0,03	0,51 ± 0,02
7	0,81 ± 0,16	0,53 ± 0,03	0,54 ± 0,02
8	0,86 ± 0,13	0,54 ± 0,03	0,56 ± 0,02
9	1,00 ± 0,10	0,56 ± 0,02	0,59 ± 0,02
10	0,99 ± 0,05	0,53 ± 0,03	0,60 ± 0,02
11	1,00 ± 0,05	0,54 ± 0,03	0,60 ± 0,02
12	0,97 ± 0,05	0,58 ± 0,03	0,64 ± 0,02
13	0,86 ± 0,08	0,59 ± 0,02	0,62 ± 0,02
14	0,95 ± 0,07	0,63 ± 0,02	0,66 ± 0,02
15	0,90 ± 0,09	0,64 ± 0,02	0,66 ± 0,02
16	0,75 ± 0,12	0,62 ± 0,02	0,63 ± 0,02
17	0,88 ± 0,08	0,52 ± 0,03	0,57 ± 0,02

CAPÍTULO 3. ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA A PRODUÇÃO PARCIAL DE OVOS POR MEIO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

RESUMO – Objetivou-se neste trabalho estimar parâmetros genéticos para a produção de ovos em diferentes períodos, por meio de modelos de regressão aleatória (MRA), visando a seleção baseada na produção parcial de ovos. Foram utilizadas 1494 fêmeas provenientes de uma geração da linhagem de postura, desenvolvida pela EMBRAPA Suínos e Aves em Concórdia, SC. As fêmeas foram oriundas do acasalamento de 43 galos com 232 galinhas em esquema hierárquico sob inseminação artificial, nascidas a partir de três incubações. A produção foi avaliada individualmente por meio do número de ovos, a partir de 20 até 70 semanas de idade em registros parciais constituídos a cada três semanas, totalizando 17 períodos (P1 a P17). As funções de covariâncias foram estimadas por meio dos MRA, pelo método de máxima verossimilhança restrita. O modelo incluiu os vetores das observações, de soluções para os efeitos fixos de incubação e dos coeficientes de regressão para a trajetória média e o vetor de soluções para os coeficientes de regressão aleatórios genético aditivos, e de ambiente permanente direto. Para modelar as trajetórias aleatórias, foram usados os polinômios ortogonais de Legendre, variando as ordens dos polinômios para o efeito genético aditivo e de ambiente permanente, fixando a variância residual em cinco classes. O modelo composto por polinômios de terceira ordem para efeito aditivo, oitava para ambiente permanente, contendo uma estrutura de variâncias residuais com cinco classes distintas, foi o mais adequado para o ajuste dos dados de produção de ovos em aves de postura. As estimativas de herdabilidade variaram de 0,04 (20 a 22 semanas de idade, P1) a 0,14 (23 a 25 semanas de idade, P2) e as correlações genéticas foram todas positivas, variando de 0,1 (de P1 com P17, de 68 a 70 semanas de idade) a 0,99 para todos os períodos adjacentes. A seleção aplicada em períodos parciais de produção de ovos poderá resultar em maior ganho genético para os períodos adjacentes. No entanto, a medida que aumenta a distância no tempo entre períodos, a seleção poderá ser menos eficiente.

Palavra-Chave: regressão aleatória; curva de produção; postura.

Introdução

Na avicultura de postura, a produção de ovos de uma ave tem início, geralmente, às 20 semanas de idade (SZYDLOWSKI & SZWACZKOWSKI, 2001). A idade, em dias, em que a ave inicia o ciclo produtivo, define a maturidade sexual da poedeira. O pico de produção é alcançado, em média, às 26 semanas de idade, tal como observado por Fialho & Ledur (1997). Posteriormente, a produção poderá decrescer lentamente até aproximadamente 70 semanas de idade em função da condição fisiológica, idade e constituição genética da ave, ligadas à ocorrência de muda natural, choco ou diminuição da persistência de postura. No estudo da produção de ovos, dados de registros parciais são denominados longitudinais, ou seja, podem ser analisados no decorrer da vida do animal, por meio de 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 modelos multi-característica (WOLC et al., 2008; PIRES et al., 2002).

Inicialmente propostos para bovinos de leite, os modelos de regressão aleatória (MRA), também conhecidos como modelos de dimensão infinita, podem ser utilizados para melhor avaliação do potencial genético dos animais. Além disso, é possível analisar a produção parcial e a persistência da produção dos animais (JAMROZIK et al., 1997).

Com os MRA considera-se a forma da curva de produção média da população em estudo e as curvas individuais, aleatórias, obtidas como desvio da curva média. Características como produção de ovos, leite ou de crescimento, têm correlações entre as medidas que diminuem quando o espaço de tempo entre estas aumenta.

No estudo de Anang et al., (2002) observaram que para a produção de ovos, as estimativas de herdabilidade no início e final do período de produção foram maiores do que os outros períodos estudados, tendo um considerável decréscimo durante o pico. Em gado de leite, a maioria dos estudos tem apontado esta mesma variação observada na produção de ovos, com maiores estimativas de

herdabilidade no início e no final da lactação (KETTUNEN et al., 2000; COBUCI et al., 2005).

Assim, o objetivo do presente trabalho foi aplicar MRA para a estimação de parâmetros genéticos para a produção parcial de ovos em aves de postura, visando a seleção baseada nestes períodos para melhorar a produção total de ovos.

Material e Métodos

Os dados foram provenientes de uma geração da linhagem de postura denominada “CC”, desenvolvida pelo Programa de Melhoramento Genético de Aves da Embrapa Suínos e Aves, Concórdia, SC. Esta geração foi constituída por meio do acasalamento de 43 galos com 232 galinhas (5 reprodutoras por reprodutor) em esquema hierárquico sob inseminação artificial produzindo um total de 1494 fêmeas. As fêmeas nascidas a partir de três incubações, com intervalos de 15 dias, foram identificadas por anelamento. A característica estudada foi a produção de ovos, avaliada individualmente por meio do número de ovos obtidos no período de 20 até as 70 semanas de idade. As produções de ovos foram divididas em 17 períodos (P1 a P17), sendo que cada período consistiu de três semanas.

As mães com menos de duas filhas, assim como as fêmeas com produções totais inferiores a 63 ovos, (que representa 30% da taxa de postura considerando a produção total média da população), ou as que morreram durante o período produtivo foram excluídas dos arquivos. O arquivo de dados resultante conteve 25509 produções de ovos nos diferentes períodos. A matriz dos coeficientes de parentesco foi constituída por 12006 animais. As funções de covariâncias foram estimadas por meio dos MRA pelo método de máxima verossimilhança restrita, utilizando-se a opção DXMRR do programa estatístico DFREML (MEYER, 1998b). Os valores iniciais requisitados pelo programa procederam das análises de variância e da literatura (ANANG et al., 2000).

O modelo proposto incluiu os efeitos fixos de incubação e a trajetória média de produção (fixa), e os efeitos aleatórios genético-aditivos (k_a), de ambiente permanente direto (k_c), além dos resíduos (e). Para modelar as trajetórias aleatórias foram utilizados os polinômios ortogonais de Legendre, variando as ordens de k_a de três até quatro e de k_c de três até nove coeficientes. A trajetória fixa foi ajustada por meio de polinômio de Legendre de ordem cúbica.

A estrutura de variâncias residuais foi modelada considerando-se homogeneidade ou heterogeneidade de variâncias. No segundo caso, as variâncias foram modeladas por meio de classes (MEYER, 1998a), contendo quatro, cinco ou 17 classes. As estruturas contendo quatro ou cinco classes foram agrupadas com base na variação residual no decorrer do tempo para o modelo contendo 17 classes. Assim, em função da semelhança entre os valores dos resíduos, a estrutura contendo quatro classes de resíduos, considerou o primeiro, do segundo ao quinto, do sexto ao 11º e do 12º ao 17º resíduo. Para a estrutura contendo cinco classes residuais, foi considerado o primeiro, do segundo ao quinto, o sexto, do sétimo ao 11º, do 12º ao 17º resíduo.

O modelo de regressão aleatória geral pode ser descrito como:

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

em que y_{ij} é a produção de ovos no i -ésimo período, pertencente ao j -ésimo animal; Inc é o efeito fixo de incubação; β_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; α_{jm} e δ_{jm} são os regressores aleatórios genético aditivo e de ambiente permanente direto para cada animal; k_b, k_a, k_c são as ordens dos polinômios utilizados para os efeitos descritos acima; e E_{ij} é o erro aleatório associado a cada idade i do animal j . Na notação matricial, o modelo é representado por:

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Za} + \mathbf{Wc} + \mathbf{e},$$

em que \mathbf{y} é o vetor das observações; \mathbf{b} é o vetor de soluções para o efeito fixo de incubação e dos coeficientes de regressão para a trajetória média; \mathbf{a} é o vetor dos coeficientes aleatórios para os efeitos genéticos aditivos; \mathbf{c} é o vetor dos coeficientes aleatórios para os efeitos de ambiente permanente direto; \mathbf{e} é o vetor dos resíduos, e \mathbf{X} , \mathbf{Z} , \mathbf{W} são as matrizes de incidência correspondentes.

As pressuposições em relação aos componentes são:

$$\begin{bmatrix} y \\ a \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{Xb} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}; \quad V \begin{bmatrix} a \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k_a \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & k_c \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & R \end{bmatrix};$$

em que k_a e k_c são as matrizes de variância e covariância entre os coeficientes de regressão aleatórios para os efeitos genético aditivo direto e de ambiente permanente direto; A é a matriz de parentesco entre os indivíduos; I é a matriz de identidade; \otimes é o produto de Kronecker entre matrizes e R representa uma matriz bloco diagonal contendo as variâncias residuais. Assumiu-se neste modelo que não há correlação entre os coeficientes de regressão aleatórios para efeitos genético aditivo direto e de ambiente permanente direto.

Foram testados doze diferentes modelos, para as combinações de k_a e k_c e quatro modelos para a escolha da melhor estrutura das variâncias residuais. Os modelos foram comparados quanto à qualidade do ajuste, usando o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano de Schwarz (BIC), segundo Nuñez-Antón & Zimmerman (2000), pelos valores de Logaritmo da função de verossimilhança (Log L) e pelo teste da razão de verossimilhança para os modelos aninhados (LRT). Dois modelos foram considerados aninhados quando foram fixadas duas das três ordens de polinômios (efeitos genéticos e de ambiente permanente e resíduos) para a realização do LRT. Assim, o LRT permite verificar se a diferença na quantidade de parâmetros nos modelos foi significativa pela estatística Qui-quadrado. O número de graus de liberdade para este teste foi

obtido pela diferença entre o número de parâmetros dos modelos envolvidos no teste. Se as diferenças entre os modelos não eram significativas ($P < 0,05$) considerava-se o modelo menos parametrizado. Para a comparação dos modelos e indicação daquele com melhor qualidade de ajuste, observou-se o valor mais próximo de zero obtido por Log L. Em seguida, foram considerados os menores valores de AIC e BIC. No entanto, entre os modelos indicados pelos testes, verificou-se também como se distribuíram as estimativas das correlações genéticas entre as produções parciais para a indicação do melhor modelo.

Resultados e Discussão

Os períodos P1, P16 e P17 (respectivamente, de 20 a 22, de 65 a 67 e de 68 a 70 semanas de idade), representando o período inicial e os finais de produção, tiveram as menores médias observadas de produção, com $10,12 \pm 4,12$; $10,66 \pm 3,87$ e $10,15 \pm 3,94$ ovos e maiores coeficientes de variação (CV), de 40,71%, 36,30% e 38,82%, respectivamente (Tabela 1). Anang et al. (2002) observaram variação semelhante para o período inicial e final de produção. No período inicial, a variação fenotípica foi atribuída às diferenças na idade à maturidade sexual, enquanto que a variação na persistência de postura, ocorrência de choco e muda natural influenciou os valores fenotípicos dos períodos finais.

O pico de produção pode ser indicado pelo P4 (de 29 a 31 semanas de idade), pois este foi o período com maior média observada de produção de ovos ($13,41 \pm 2,43$), superior à maior média encontrada por Fialho & Ledur (1997), às 26 semanas de idade. Resultado semelhante ao obtido no presente trabalho foi encontrado por Luo et al., (2007), para uma linha fêmea de corte, observando pico de produção de ovos alcançado por volta das 28 e 29 semanas de idade.

Foi observado que a produção de ovos começou a decrescer a partir de P9 (44 a 46 semanas de idade; média de $12,85 \pm 2,96$ ovos). Anang et al., (2002) observaram que esta diminuição no número de ovos teve início a partir do quarto mês de produção, em torno de 36 semanas de idade. Segundo os autores,

Linhagens cuja redução de produção ocorre em idade mais jovem possuem menor persistência de postura.

Tabela 1. Médias observadas e respectivos desvios-padrão (DP) e coeficiente de variação (CV) para a produção de ovos por período parcial (P1 a P17).

Período de Produção (P)	Semanas de idade	Média (ovos)	DP	CV (%)
1	20 a 22	10,12	4,12	40,71
2	23 a 25	13,10	2,49	19,02
3	26 a 28	12,99	2,46	18,98
4	29 a 31	13,41	2,43	18,14
5	32 a 34	13,30	2,72	20,49
6	35 a 37	13,11	2,98	22,70
7	38 a 40	13,25	2,87	21,65
8	41 a 43	13,04	2,80	21,50
9	44 a 46	12,85	2,96	23,01
10	47 a 49	12,62	3,11	24,67
11	50 a 52	12,38	3,22	26,02
12	53 a 55	12,16	3,28	27,01
13	56 a 58	11,79	3,45	29,28
14	59 a 61	11,58	3,60	31,05
15	62 a 64	11,12	3,81	34,26
16	65 a 67	10,66	3,87	36,30
17	68 a 70	10,15	3,94	38,82

Os resultados dos testes realizados para avaliar a qualidade de ajuste dos modelos estudados são descritos na Tabela 2. Na avaliação da melhor estrutura das variâncias residuais (modelos 1, 2, 3 e 4), foi indicado, pelo Log L e AIC, o

modelo 4 ($k_a = 3$, $k_c = 3$ e $e = 17$) e, pelo BIC, o modelo 3 ($k_a = 3$, $k_c = 3$ e $e = 5$). Na comparação entre os modelos 3 e 4, verificou-se diferença significativa ($P < 0,01$) pelo LRT. Considerando que, a partir do valor de BIC, o modelo menos parametrizado seria indicado, o modelo 3 foi escolhido. Portanto, as estruturas das variâncias residuais foram fixadas em cinco classes (primeiro, do segundo ao quinto, do sétimo ao 11º, do 12º ao 17º resíduo).

Assim, para avaliação da melhor estrutura de k_c , foi fixada a ordem de k_a em 3 (modelos 5 a 10) e 4 (modelos 11 a 16), variando para cada uma delas a ordem de k_c , de 4 a 9. Na avaliação destes modelos, pelo LRT, verificou-se que houve diferenças significativas ($P < 0,05$) entre todos os modelos aninhados. Comparações entre os modelos 10 e 16 (4 graus de liberdade; $\chi^2_{tab} = 36,9$) e entre 9 e 15 (4 graus de liberdade; $\chi^2_{tab} = 39$) também foram significativas ($P < 0,001$) pelo LRT. Portanto, a partir do LRT indicou-se que, na comparação entre dois modelos, o mais parametrizado teria melhor qualidade de ajuste. Considerando o resultado deste teste e do Log L, verificou-se que o melhor modelo de ajuste seria o mais parametrizado (modelo 16, com $k_a = 4$, $k_c = 9$ e $e = 5$).

Segundo o critério de informação de AIC, o modelo mais indicado para ajustar a produção de ovos foi o que conteve 60 parâmetros (mais parametrizado), com ordem quatro para k_a e nove para k_c , dentre aqueles com cinco classes de variâncias residuais (Tabela 2, modelo 16). Pelo teste BIC, que penaliza modelos mais parametrizados, foi indicado o modelo 15, contendo ordem quatro e oito respectivamente, para k_a e k_c , com a mesma estrutura de variâncias residuais.

Tabela 2. Ordem do polinômio para efeitos genético aditivo (ka) e de ambiente permanente (kc) e resíduos (e) com homogeneidade de variância e classes de variâncias, número de parâmetros (P), logaritmo da função de verossimilhança (Log L), critérios de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC) e teste da razão de verossimilhança para os modelos aninhados (LRT).

Modelo	Ordem do polinômio			P	Log L	AIC	BIC	LRT*
	ka	kc	e					
1	3	3	1	13	-38405,68	76837,36	76943,27	
2	3	3	4	16	-33188,83	66409,65	66539,54	19,63***
3	3	3	5	17	-33169,20	66372,40	66510,41	26,93**
4	3	3	17	29	-33142,27	66342,55	66577,97	
5	3	4	5	21	-32982,86	66007,72	66178,20	80,81***
6	3	5	5	26	-32902,05	65856,10	66067,17	89,59***
7	3	6	5	32	-32812,46	65688,91	65948,69	44,94***
8	3	7	5	39	-32767,52	65613,04	65929,65	59,10***
9	3	8	5	47	-32708,42	65510,85	65892,40	20,33*
10	3	9	5	56	-32688,09	65488,19	65942,80	
11	4	4	5	25	-32964,23	65978,47	66181,42	88,73***
12	4	5	5	30	-32875,50	65811,00	66054,54	108,77***
13	4	6	5	36	-32766,73	65605,46	65897,71	41,23***
14	4	7	5	43	-32725,50	65537,00	65886,08	56,10***
15	4	8	5	51	-32669,40	65440,79	65854,82	18,21*
16	4	9	5	60	-32651,19	65422,38	65909,46	

*(P<0,05), **(P<0,01) e ***(P<0,001) pelo teste χ^2 .

As correlações genéticas estimadas para os modelos indicados por AIC e BIC mostraram maiores oscilações para os modelos com ordem polinomial para efeito genético aditivo igual a quatro, sugerindo que melhor seria utilizar um

modelo com menor número de parâmetros ($k_a=3$). Segundo alguns autores (MEYER, 1998a; EL FARO et al., 2008), as superfícies descritas para as correlações genéticas devem ser suaves e não mostrar grandes oscilações. O mesmo deve ser observado para as estimativas de herdabilidade.

Os modelos mais parametrizados ($k_a=4$) apresentaram, no presente trabalho, superfícies com maiores oscilações nas estimativas de correlação genética com o decorrer do tempo (Figura 1). Isto mostrou, por exemplo, que produções em idades mais próximas foram menos correlacionadas geneticamente do que produções mais distantes. Esse tipo de padrão, segundo Meyer (1998a), indica que o modelo estaria superparametrizado. Assim, a melhor ordem para o efeito genético aditivo seria três, e não quatro, como indicado por AIC e BIC.

Portanto, foi indicado o modelo contendo 56 parâmetros, ou seja, aquele com menor ordem polinomial para variância genética aditiva ($k_a=3$) e com oito ordens para variância de ambiente permanente ($k_c=8$) para avaliar a produção de ovos em aves de postura. Este modelo apresentou estimativas de correlação genética de fácil explicação biológica (Figura 1 (a)), além de possuir uma superfície mais suavizada quando comparado com os demais modelos (Figura 1).

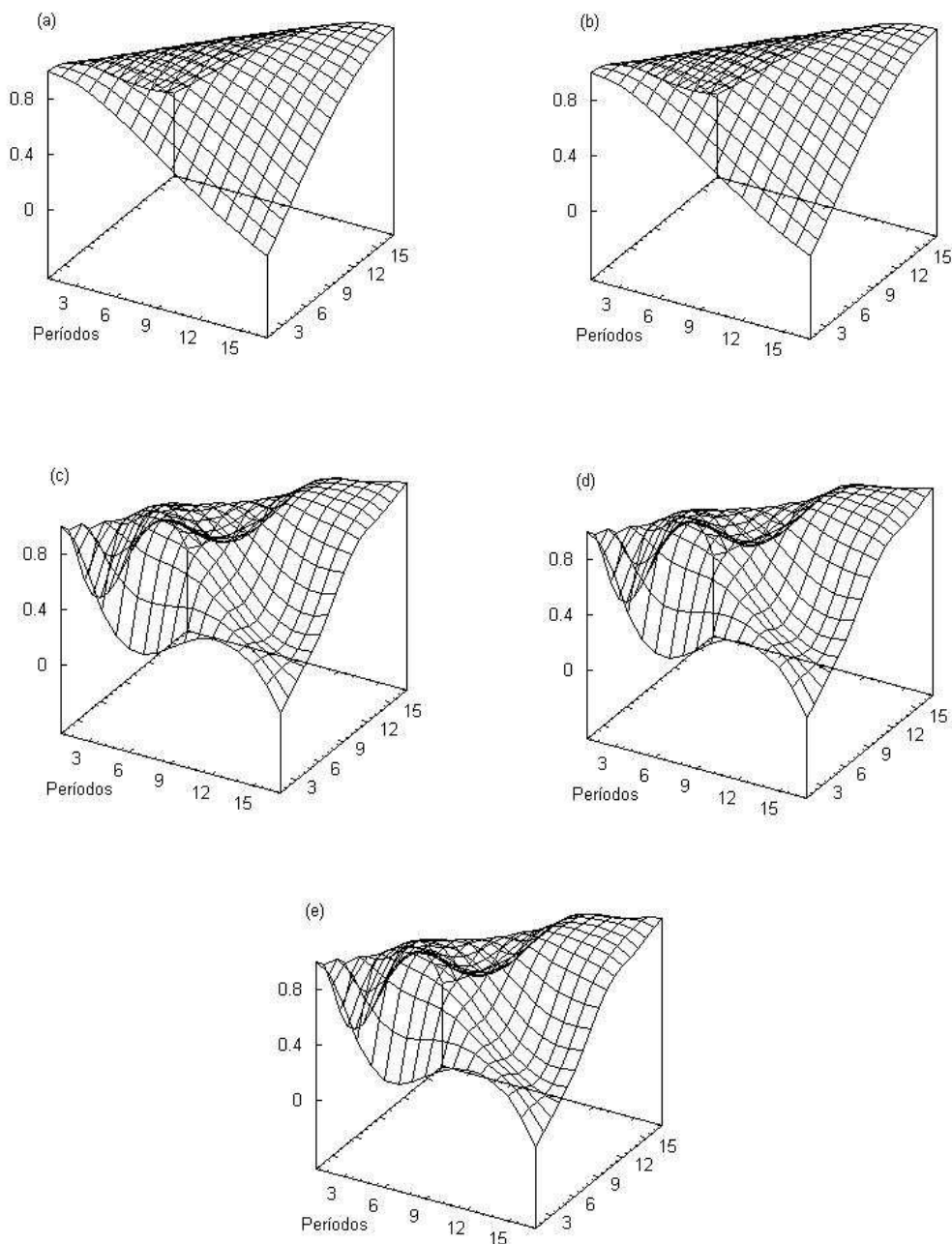


Figura 1. Estimativas de correlação genética aditiva (r_a) entre os períodos parciais de produção de ovos para os modelos de regressão aleatória: (a) ka3kc8e5; (b) ka3kc9e5; (c) ka4kc7e5, (d) ka4kc8e5 e (e) ka4kc9e5, em que ka, kc e e, respectivamente, a ordem do polinômio para efeitos genéticos, de ambiente permanente e classes de resíduos.

As estimativas de variâncias fenotípicas (σ_p^2), genéticas aditivas (σ_a^2) e de ambiente permanente (σ_c^2) do modelo indicado (ka3kc8e5) estão descritas na Figura 2. Para as variâncias fenotípicas, diferenças foram notadas entre os períodos estudados, principalmente para o primeiro período (P1, de 20 a 22 semanas de idade) em relação aos demais. Esta diferença pode ter ocorrido por haver grande influência da idade à maturidade sexual sobre a produção de ovos neste período. Diferenças entre variâncias fenotípicas entre períodos de lactação também foram observadas por El Faro et al. (2008) e Bignardi et al. (2008), em bovinos de leite. Para as variâncias genéticas aditivas e de ambiente permanente pôde-se notar que não ocorreram grandes mudanças nas estimativas entre os períodos de produção de ovos estudados. Bignardi et al. (2008), também não encontraram grandes variações genéticas aditivas e de ambiente permanente entre os períodos de produção de leite analisados.

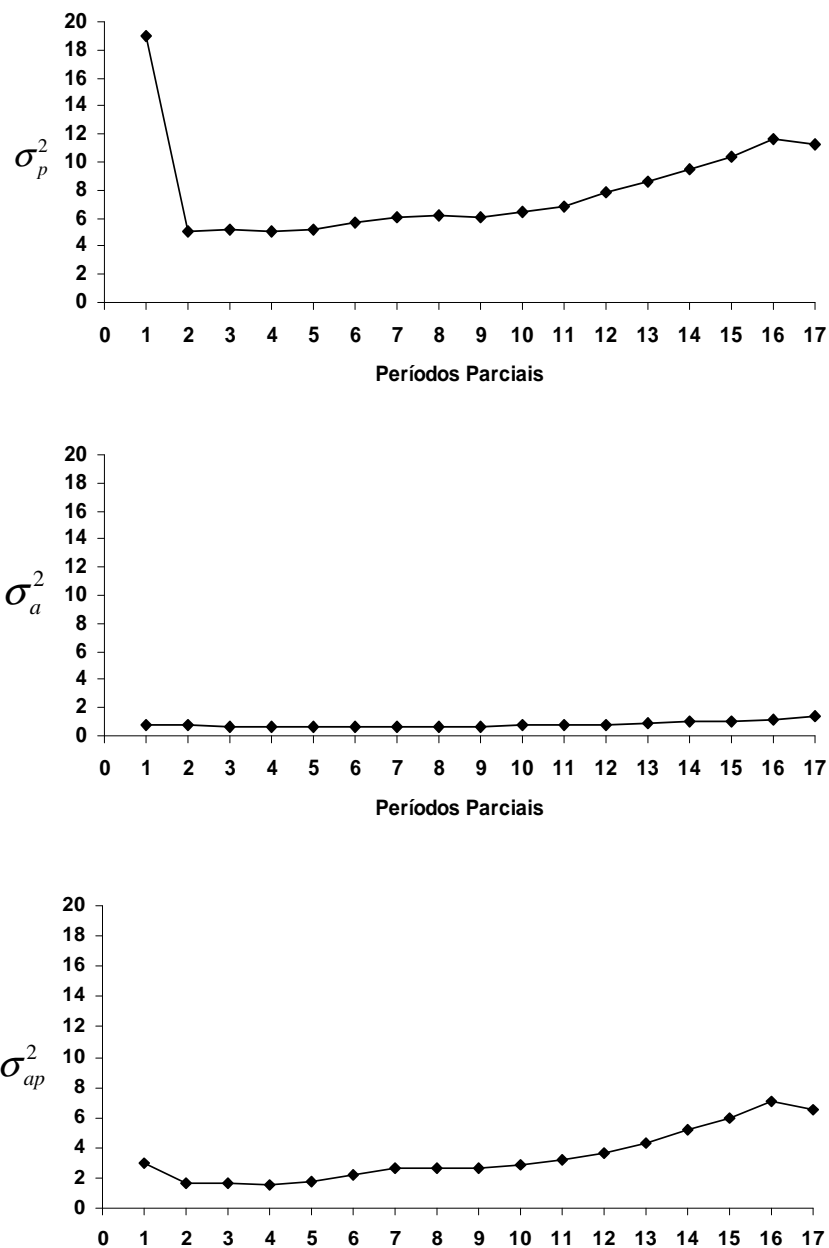


Figura 2. Gráficos em linha para as estimativas de variâncias (a) fenotípicas (σ_p^2), (b) genéticas aditivas (σ_a^2) e de (c) ambiente permanente (σ_{ap}^2), obtidas para o modelo de regressão aleatória: ka3kc8e5 (♦), em que ka, kc e e, são respectivamente, a ordem do polinômio para efeitos genéticos e de ambiente permanente e classes de resíduos.

As estimativas de herdabilidade para o modelo indicado (ka3kc9e5) variaram de 0,04, no P1 a 0,14 no P2 (Figura 3). As estimativas entre os demais períodos tiveram pouca variação. Valores baixos ($0,00 \pm 0,00$ a $0,16 \pm 0,01$) de herdabilidade para período inicial de produção de ovos também foram reportados por Anang et al., (2001). Luo et al., (2007) encontraram estimativas de herdabilidade de produção de ovos que variaram de 0,16 (26 a 27 semanas de idade) a 0,54 (62 semanas de idade). Porém, quando os mesmos autores agruparam os períodos estudados (26 a 65 semanas de idade) em meses as estimativas de herdabilidade variaram de 0,03 (décimo mês de produção) a 0,21 (segundo mês de produção), as quais foram semelhantes às encontradas no presente trabalho.

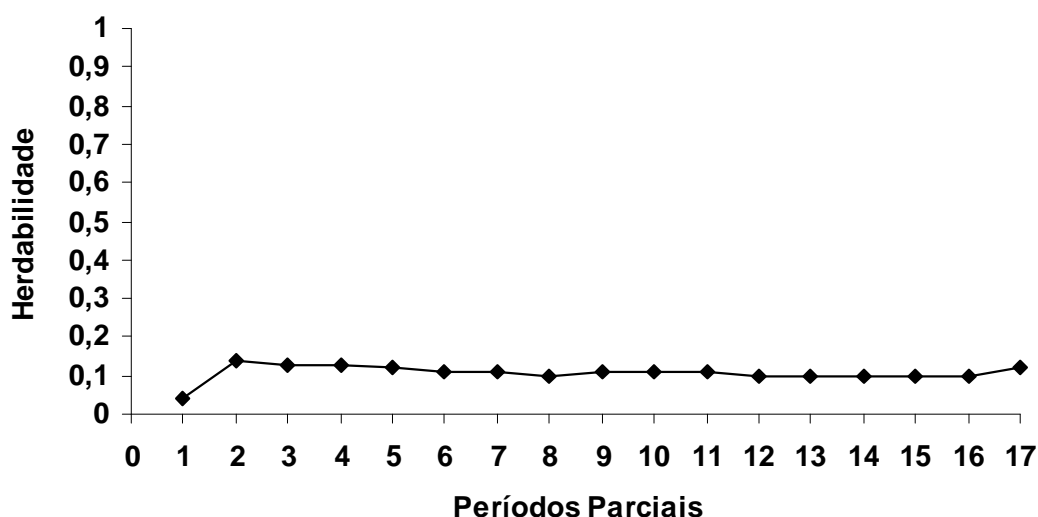


Figura 3. Gráfico em linha das estimativas de herdabilidade (h^2) para os períodos parciais do modelo indicado ka3kc8e5 (♦), em que ka, kc e e, são respectivamente, a ordem do polinômio para efeitos genéticos e de ambiente permanente e classes de resíduos.

O período inicial de postura de uma ave não deve ser utilizado como critério de seleção, pois este não deve apresentar respostas à seleção devido à sua estimativa de herdabilidade ser muito baixa (0,04). No P2 (23 a 25 semanas de

idade) foi obtida uma estimativa de herdabilidade pouco maior (0,14) em comparação com os demais períodos estudados, cujos valores variaram de 0,10 (P8, P12, P13, P14, P15 e P16) a 0,13 (P3 e P4). Isto indicou que P2 (de 23 a 25 semanas de idade) poderia ser considerado como período importante para a seleção das aves poedeiras, concordando com os achados de Wei & Van Der Werf (1993) e Wolc et al., (2007).

As estimativas de correlações genéticas aditivas (r_a) e fenotípicas (r_p) para o modelo ka3kc8e5, apresentadas na Tabela 3, foram todas positivas. As r_a variaram de 0,10 (entre P1 e P17) a 0,99 para todos os períodos adjacentes. As r_p variaram de 0,02 (entre P1 e P17) até 0,65, entre P15 e P16 (Tabela 3). As correlações genéticas de P2 com períodos do terço final do ciclo foram de baixa magnitude, sugerindo que a seleção com base neste período, em que foi estimada a maior herdabilidade, não deve proporcionar ganhos para os períodos finais do ciclo. Da mesma forma, os demais períodos tiveram menor associação genética entre si quanto mais distantes eram no tempo. Tais resultados também foram observados para a produção de ovos em aves de postura, por Anang et al., (2000); Szwaczkowski (2003); Kranis et al., (2007); Luo et al., (2007) e Wolc et al., (2007).

Tabela 3 – Estimativas de correlação genética (r_a , acima da diagonal), fenotípica (r_p , abaixo da diagonal) e herdabilidades (diagonal) do modelo escolhido (ka3kc8e5) entre os períodos parciais (P) da produção de ovos.

P	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1	0,04	0,99	0,97	0,93	0,87	0,81	0,75	0,68	0,60	0,53	0,46	0,39	0,33	0,26	0,20	0,15	0,10
2	0,12	0,14	0,99	0,97	0,93	0,88	0,82	0,76	0,70	0,63	0,56	0,49	0,42	0,36	0,29	0,23	0,17
3	0,06	0,40	0,13	0,99	0,97	0,93	0,89	0,84	0,78	0,72	0,65	0,59	0,52	0,45	0,39	0,32	0,26
4	0,06	0,31	0,41	0,13	0,99	0,97	0,94	0,90	0,85	0,80	0,74	0,68	0,61	0,54	0,48	0,41	0,34
5	0,06	0,25	0,34	0,41	0,12	0,99	0,97	0,94	0,91	0,86	0,81	0,75	0,69	0,63	0,56	0,49	0,42
6	0,05	0,22	0,27	0,35	0,45	0,11	0,99	0,98	0,95	0,91	0,87	0,82	0,77	0,71	0,64	0,57	0,50
7	0,04	0,21	0,23	0,29	0,41	0,50	0,11	0,99	0,98	0,95	0,92	0,88	0,83	0,77	0,71	0,65	0,58
8	0,04	0,20	0,21	0,25	0,36	0,46	0,52	0,10	0,99	0,98	0,96	0,92	0,88	0,83	0,78	0,72	0,65
9	0,05	0,17	0,19	0,23	0,30	0,37	0,45	0,51	0,11	0,99	0,98	0,96	0,92	0,88	0,83	0,78	0,72
10	0,06	0,14	0,17	0,20	0,23	0,28	0,34	0,43	0,52	0,11	0,99	0,98	0,96	0,92	0,88	0,84	0,78
11	0,07	0,11	0,15	0,18	0,19	0,21	0,26	0,35	0,46	0,55	0,11	0,99	0,98	0,96	0,92	0,88	0,84
12	0,06	0,10	0,13	0,16	0,17	0,18	0,22	0,29	0,39	0,48	0,56	0,10	0,99	0,98	0,96	0,93	0,89
13	0,05	0,11	0,12	0,14	0,17	0,19	0,22	0,27	0,34	0,42	0,50	0,56	0,10	0,99	0,98	0,96	0,93
14	0,03	0,12	0,12	0,13	0,17	0,21	0,24	0,27	0,31	0,36	0,43	0,51	0,60	0,10	0,99	0,98	0,96
15	0,02	0,12	0,12	0,13	0,16	0,20	0,23	0,27	0,30	0,33	0,39	0,45	0,55	0,63	0,10	0,99	0,98
16	0,02	0,10	0,12	0,13	0,14	0,16	0,19	0,24	0,29	0,33	0,36	0,39	0,46	0,55	0,65	0,10	0,99
17	0,02	0,10	0,11	0,11	0,14	0,17	0,20	0,23	0,26	0,28	0,31	0,35	0,42	0,50	0,59	0,64	0,12

Conclusão

Em função das estimativas de herdabilidade e correlação genética não foi possível indicar um período mais adequado para realizar a seleção visando melhorar a produção de ovos nos demais períodos. A seleção aplicada em períodos parciais de produção de ovos poderá resultar em maior ganho genético para os períodos adjacentes. No entanto, a medida que aumenta a distância no tempo entre períodos, a seleção poderá ser menos eficiente.

Referências

AL-SAMARAI, F. R.; AL-KASSIE, G. A.; AL-NEDAWI, A. M.; AL-SOUDI; K. A. A. Prediction of total egg production from partial or cumulative egg production in a stock of white leghorn hens in Iraq. **Intern. J. Poult. Sci.**, v. 7, n. 9, p. 890-893, 2008.

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

ANANG, A.; MIELENZ, N.; SCHÜLER, L. Monthly model for genetic evaluation of laying hens 1. Fixed regression. **Br. Poult. Sci.**, v. 42, n. 2, p. 191-196, 2001.

ANANG, A.; MIELENZ, N.; SCHÜLER, L. Genetic and phenotypic parameters for monthly egg production on laying hens. **J. Anim. Breed. Genet.**, v. 117, n. 6, p. 407-415, 2000.

BIGNARDI, A. B.; EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L. G.; CARDOSO, V. L.; MACHADO, P. F. Modelos de dimensão finita para a estimação de parâmetros genéticos para a produção de leite de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa. **Ciênc. Rur.**, v. 38, n. 6, p. 1705-1710, 2008.

COBUCI, J. A.; EUCLYDES, R. F.; LOPES, P. S.; COSTA, C. N.; TORRES, R.; PEREIRA, C. S. Estimation of genetic parameters for testday milk yield in Holstein cows using a random regression model. **Genet. Mol. Biol.**, v. 28, n. 1, p. 75-83, 2005.

EL FARO, L.; CARDOSO, V. L.; ALBUQUERQUE, L. G. Variance component estimates applying random regression models for test-day milk yield in Caracu heifers (*Bos taurus* Artiodactyla, Bovidae). **Genet. Molec. Biol.**, v. 31, n. 3, p. 665-673, 2008.

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

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

JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic Evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **J. Anim. Sci.**, v. 80, n. 6, p. 1217-1226, 1997.

KETTUNEN, A.; MÄNTYSAARI, E. A.; PÖSÖ, J. Estimation of genetic parameters for daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. **Liv. Prod. Sci.**, v. 66, n. 3, p. 251-261, 2000.

KRANIS, A.; SU, G.; SORENSEN, D.; 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. **Poult. Sci.**, v. 86, n. 3, p. 470-475, 2007.

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. **Poult. Sci.**, v. 86, n. 1, p. 30-36, 2007.

MEYER, K. Estimating covariance functions for longitudinal data using random regression model. **Genet. Sel. Evol.**, v.30, p.221-240, 1998(a).

MEYER, K. "DXMRR" – A program to estimate covariance functions for longitudinal data by restricted maximum likelihood. In: World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, 6., 1998(b) Armidale, **Proceedings...** Armidale, v. 27, p. 465-466, 1998.

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

PIRES, A. V.; CARNEIRO, P. L. S.; FILHO, R. A. T.; FONSECA, R.; TORRES, R. A.; EUCLYDES, R. F.; LOPES, P. S.; BARBOSA, L. Estudo da divergência genética entre seis linhas de aves Legorne utilizando técnicas de análise multivariada. **Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.**, v. 54, n. 3, p. 314-319, 2002.

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.

SZYDŁOWSKI, M.; SZWACZKOWSKI, T. Bayesian segregation analysis of production traits in two strains of laying chickens. **Poult. Sci.**, v. 80, n. 2 , p. 125–131, 2001.

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

WOLC, A.; BARCZAK, E.; WĘŻYK, S.; BADOWSKI, J.; BIELIŃSKA, H.; SZWACZKOWSKI, T. Genetic evaluation of production and reproduction traits in two selected lines of geese under multitrait animal model. **Anim. Sci. Papers 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 J. Anim. Sci.**, v. 52, n. 8, p. 254-259, 2007.