

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

**AJUSTE DE MODELOS NÃO LINEARES E ESTIMATIVAS
DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA PRODUÇÃO DE OVOS
DE UMA LINHAGEM DE POEDEIRAS WHITE LEGHORN.**

Rodrigo Pelicioni Savegnago
Biólogo

JABOTICABAL – SÃO PAULO – BRASIL
Março de 2010

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

**AJUSTE DE MODELOS NÃO LINEARES E ESTIMATIVAS
DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA PRODUÇÃO DE OVOS
DE UMA LINHAGEM DE POEDEIRAS WHITE LEGHORN.**

Rodrigo Pelicioni Savegnago

Orientador: Prof. Dr. Danísio Prado Munari

Co-orientadora: Pesq. Dra. Mônica Corrêa Ledur

Dissertação apresentada à Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – Unesp, Campus de Jaboticabal, como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Genética e Melhoramento Animal.

JABOTICABAL – SÃO PAULO – BRASIL

Março de 2010

S263a Savegnago, Rodrigo Pelicioni
Ajuste de modelos não lineares e estimativas de parâmetros genéticos para produção de ovos de uma linhagem de poedeiras White Leghorn / Rodrigo Pelicioni Savegnago. -- Jaboticabal, 2010 vi, 69 f. : il. ; 28 cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2010
Orientador: Danísio Prado Munari
Banca examinadora: João Ademir de Oliveira, Lenira El Faro Zadra
Bibliografia

1. Avicultura - Modelo Logístico. 2. Multivariada-Componentes Principais. 3. Ovos-produção. I. Título. II. Jaboticabal-Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.

CDU 636.5:575

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



UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
CAMPUS DE JABOTICABAL
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS DE JABOTICABAL



CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO: AJUSTE DE MODELOS NÃO LINEARES E ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA PRODUÇÃO DE OVOS DE UMA LINHAGEM DE POEDEIRAS WHITE LEGHORN.

AUTOR: RODRIGO PELICIONI SAVEGNAGO
ORIENTADOR: Prof. Dr. DANÍSIO PRADO MUNARI

Aprovado como parte das exigências para obtenção do Título de MESTRE em GENÉTICA E MELHORAMENTO ANIMAL, pela Comissão Examinadora:

Prof. Dr. DANÍSIO PRADO MUNARI
Departamento de Ciências Exatas / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal

Prof. Dr. JOAO ADEMIR DE OLIVEIRA
Departamento de Ciências Exatas / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal

Profa. Dra. LENIRA EL FARO ZADRA
Apta Regional - Prda Centro Leste / Agencia Paulista de Tecnologia dos Agronegocios

Data da realização: 19 de fevereiro de 2010.

DADOS CURRICULARES DO AUTOR

RODRIGO PELICIONI SAVEGNAGO – Filho de Ilson Savegnago e Terezinha de Jesus Pelicioni Savegnago, nasceu em São Paulo - SP, no dia 11 de agosto de 1984. Iniciou o curso de Ciências Biológicas (modalidades Licenciatura e Bacharelado) em março de 2003, na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP - Campus de Jaboticabal, e obteve o Título de Licenciado em Ciências Biológicas em 2006 e de Bacharel em Ciências Biológicas em 2007. Durante o ano de 2007 desenvolveu o trabalho de Iniciação Científica na mesma instituição de ensino, sob orientação do Prof. Dr. Danísio Prado Munari. Em agosto de 2008 ingressou no Curso de Mestrado do Programa de Genética e Melhoramento Animal na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP - campus de Jaboticabal, sob a orientação do Prof. Dr. Danísio Prado Munari e co-orientação da Pesquisadora Dra. Mônica Corrêa Ledur. Em Novembro de 2009 foi aprovado no Curso de Doutorado do Programa de Genética e Melhoramento Animal pela mesma instituição, sob orientação do Prof. Dr. Danísio Prado Munari e co-orientação da Pesquisadora Dra Lenira El Faro Zadra.

Imagine

*Imagine there's no heaven
It's easy if you try
No hell below us
Above us only sky*

*Imagine all the people
Living for today
Imagine there's no countries
It isn't hard to do
Nothing to kill or die for
And no religion too
Imagine all the people
Living life in peace*

*You may say,
I'm a dreamer
But I'm not the only one
I hope someday
You'll join us
And the world will be as one*

*Imagine no possessions
I wonder if you can
No need for greed or hunger
A brotherhood of man
Imagine all the people
Sharing all the world*

*You may say,
I'm a dreamer
But I'm not the only one
I hope someday
You'll join us
And the world will be as one*

Sir John Winston Ono Lennon

DEDICO.....

Aos meus queridos e amados pais – Ilson Savegnago e Terezinha de Jesus Pelicioni Savegnago pelo amor, confiança, força e carinho. Agradeço meu irmão – Ricardo Pelicioni Savegnago – pelo companheirismo de sempre. Obrigado Nádia, pelo amor e carinho e por sempre estar ao meu lado.

Obrigado por tudo!

AGRADECIMENTO

Primeiramente a **Deus** 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 e orientação. Sempre paciente, tem a melhor relação possível com todos que o cercam, sendo exemplo de profissional e de ser humano.

A Pesq. **Mônica Corrêa Ledur** pela co-orientação, colaboração, paciência, sugestões e críticas.

Ao Prof. **João Ademir de Oliveira** pela amizade, colaborações e grande ajuda para meu trabalho.

A Pesq. **Lenira El Faro Zadra** – 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, e a **Capex** 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** (Ilson e Terezinha) 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.

A minha querida e amada namorada **Nádia**, pelo incentivo em cada passo em minha vida, paciência, amor e carinho (te amo e um pouco mais!).

Ao meu irmão **Ricardo** pela torcida, incentivo e amizade.

Obrigado aos meus amigos do Departamento de Ciências Exatas Salvador Boccaletti Ramos, Sabrina Luzia Caetano, Beatriz do Nascimento Nunes, Roberta Godoy Zuin, Guilherme Costa Venturini, Marcos Eli Buzanskas, Diego Guidolin, Daniela do Amaral Grossi, Adriane Molardi Bainy, Natalia Vinhal Grupioni, Ismael Urbinati e Tatiane Chud pela amizade, companhia e pelas boas risadas e histórias que passamos nesse período!

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

SUMÁRIO

AJUSTE DE MODELOS NÃO LINEARES E ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA A PRODUÇÃO DE OVOS DE UMA LINHAGEM DE POEDEIRAS WHITE LEGHORN.

RESUMO:.....III

NONLINEAR MODELS AND GENETIC PARAMETERS ESTIMATIVES FOR EGG PRODUCTION IN A SELECTED WHITE LEGHORN POPULATION FOR EGG PRODUCTION

ABSTRACT: V

CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS

Introdução	1
Objetivos	1
Revisão de literatura.....	2
Modelos não lineares para o ajuste da produção de ovos	2
Critérios para a seleção dos modelos	10
Parâmetros genéticos e fenotípicos de características relacionadas à produção de ovos	12
Correlações genéticas entre as características associadas à produção de ovos...	16
Referências	18

CAPÍTULO 2 – MODELOS NÃO LINEARES PARA AJUSTAR PRODUÇÃO DE OVOS DE UMA LINHAGEM SELECIONADA PARA POSTURA E UMA CONTROLE

Resumo:	26
Introdução	27
Material e métodos	28
Descrição dos dados	28
Modelos não lineares	28
Erro de predição	30
Comparação do ajuste dos modelos entre a população selecionada e a controle.	31
Ganho Genético	32
Resultado e discussão	33
Conclusão	41
Referências	42

CAPÍTULO 3 – ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS DE CARACTERÍSTICAS DE PRODUÇÃO DE OVOS EM UMA POPULAÇÃO DE AVES SELECIONADA PARA POSTURA

Resumo:	45
Introdução	46
Material e métodos	47
Resultado e discussão	50
Conclusão	66
Referências	67

AJUSTE DE MODELOS NÃO LINEARES E ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA PRODUÇÃO DE OVOS DE UMA LINHAGEM DE POEDEIRAS WHITE LEGHORN.

RESUMO: Modelos não lineares são úteis para ajustar curvas de produção de ovos de aves, facilitando o estudo do desempenho dessa característica ao longo do tempo. As estimativas de parâmetros genéticos da produção de ovos e de outras características associadas auxiliam no processo de seleção. O objetivo do trabalho foi: (1) utilizar modelos não lineares para ajustar curvas de produção de ovos aos dados de uma população de aves selecionada para postura e uma controle e verificar as mudanças ocorridas entre estas curvas preditas em função do processo de seleção, por meio do ganho genético e pelas diferenças entre as estimativas dos parâmetros dos modelos; (2) estimar parâmetros genéticos para características relacionadas à postura de ovos da população selecionada, avaliar a associação genética entre estas e determinar quais as melhores características que podem ser utilizadas para melhorar a produção de ovos. Foram estudados os ajustes de 10 modelos não lineares aplicados aos registros da produção de ovos de 54 semanas de postura de 1693 aves de uma população selecionada para taxa de postura e 282 aves de uma população controle. Foi utilizado o PROC NLIN do SAS com o algoritmo de Gauss-Newton para efetuar os ajustes dos modelos. Os parâmetros genéticos, considerando 1289 aves da linhagem selecionada, foram estimados pelo método da máxima verossimilhança restrita, utilizando modelo animal que incluiu o efeito fixo de incubação e os efeitos aleatórios genético aditivo e residual. As características estudadas foram relação altura-largura e peso dos ovos às 32, 37 e 40 semanas de idade (REL32, REL37, REL40, PO32, PO37 e PO40, respectivamente), peso corporal às 54 e 62 semanas (PC54 e PC62), idade à maturidade sexual (IMS), taxa de postura nos períodos parciais de 17 a 30 e 17 a 40

semanas (P1730 e P1740), taxa de postura nos períodos residuais de 30 a 70 e 40 a 70 semanas (P3070 e P4070) e taxa de postura total (Ptotal). Duas análises multivariadas foram feitas, sendo uma de agrupamento não hierárquico pelo método *k-means* para descrever padrões de postura das aves e outra de componentes principais com os valores genéticos das características (VG). Na avaliação dos modelos não lineares ajustados, foram verificadas diferenças entre os parâmetros das curvas de produção de ovos da população selecionada e da controle, indicando mudanças no pico e persistência de postura, decorrentes do processo de seleção das aves. As características que apresentaram maiores estimativas de h^2 foram PC54 ($0,68 \pm 0,07$) e IMS ($0,53 \pm 0,07$). Ptotal teve baixa estimativa de h^2 ($0,14 \pm 0,05$). Observou-se o componente de correlação genética parte-todo entre os períodos parciais e residuais com o Ptotal e o componente de correlação genética parte-parte entre os períodos parciais com os residuais. Pela análise de agrupamento, observou-se 5 padrões diferentes de postura dentro da população e pela análise de componentes principais puderam-se encontrar aves com alto valor para IMS (igual ou acima de 143 dias) e com alto valor genético para Ptotal (maior ou igual a 80%). Concluiu-se que Ptotal pode ser melhorada selecionando-se indivíduos com base na IMS, para melhorar a postura nos períodos iniciais e, conseqüentemente, no período total.

Palavras chave: modelos não lineares, ganho genético, componentes principais, herdabilidade, produção de ovos

NONLINEAR MODELS AND GENETIC PARAMETERS ESTIMATIVES FOR EGG PRODUCTION IN A SELECTED WHITE LEGHORN POPULATION FOR EGG PRODUCTION

ABSTRACT: Nonlinear models are useful to adjust egg production curves to study the performance of this trait over the time. Estimates of genetic parameters for egg production and other associated traits help in the selection process. The aim of this study were: (1) use nonlinear models to fit curves of egg production data from a population of birds selected for laying and its respective control and describe the changes between these predicted curves through the genetic gain and differences between the estimates of parameters, resulting by the selection process; (2) to estimate genetic parameters for traits related to egg-laying of the selected population to evaluate the genetic association between them and determine what traits can be used to improve the egg production. Ten non-linear models have been used to adjust the record of egg production of 1693 laying hens of the selected population and 282 hens of the control population in 54 weeks of egg production. The SAS PROC NLIN with the Gauss-Newton algorithm has been used to make the adjustments of the models. Genetic parameters for 1289 selected hens were estimated by restricted maximum likelihood using an animal model that included fixed effects of incubation and random additive genetic and residual effects. The traits in this study were the relation between height-width of the egg and egg weight at 32, 37 and 40 weeks of age (HW32, HW37, HW40, EW32, EW37 and EW40, respectively), body weight at 54 and 62 weeks (BW54 and BW62), age at first egg (AFE), the egg production in 17 to 30 and 17 to 40 weeks (P1730 and P1740), in 30 to 70 and 40 to 70 weeks (P3070 and P4070) and the total egg production (TEP). Two multivariate analyses were made: a k-means clustering method to describe patterns of egg and poultry and principal components with the breeding values (BV). There were

differences between the parameters of egg production curves in the selected and the control populations, indicating the changes were caused by selection process of hens. Body weight and sexual maturity age had the higher estimates of heritability (h^2) (0.68 ± 0.07 and 0.53 ± 0.07 , respectively). Total egg production had low estimate of h^2 (0.14 ± 0.05). There was part-whole genetic correlation component between P1730, P1740, P3070, P4070 with TEP. It has been recognized 5 different patterns of posture in the selected population with the cluster analysis. Hens with high breeding value for AFE (above 143 days) and with high breeding value for TEP (above 80%) were identified by the principal component analysis. TEP can be improved by selecting individuals based on AFE, to improve the posture in 17 to 30 weeks and hence in the total period.

Keywords: nonlinear models, genetic gain, principal components, heritability, egg production

CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS

Introdução

A importância econômica da avicultura de postura no segmento comercial brasileiro (IBGE, 2009) justifica as pesquisas na área de melhoramento genético de linhagens comerciais de ovos. Para melhorar a quantidade e a qualidade dos ovos exigidas pelo mercado consumidor, deve-se estudar a variação da característica produção de ovos e demais correlacionadas. Os modelos não lineares podem ser utilizados para avaliar a produção de ovos no decorrer do ciclo de postura. Dessa forma, é possível planejar gastos com insumos, custos fixos e estratégias de armazenamento e transporte do produto.

Outra ferramenta importante utilizada na área de melhoramento de aves são as estimativas de parâmetros genéticos para as características de interesse econômico. Estas indicam qual o melhor método de seleção a ser empregado, como uma característica está geneticamente relacionada às demais e como a seleção de uma poderia influenciar as outras.

Objetivos

A partir de conjuntos de dados de aves da linhagem selecionada principalmente para postura, desenvolvida e mantida sob seleção pela Embrapa Suínos e Aves, em Concórdia, SC, foram definidos os seguintes objetivos para este trabalho:

(1) utilizar modelos não lineares para ajustar curvas de produção de ovos aos dados de uma população de aves selecionada para postura e uma controle e verificar as mudanças ocorridas entre estas curvas preditas em função do processo de seleção, por meio do ganho genético e pelas diferenças entre as estimativas dos parâmetros dos modelos;

(2) estimar parâmetros genéticos para características relacionadas à postura de ovos da população selecionada, avaliar a associação genética entre estas e determinar quais as características que podem ser utilizadas para melhorar a produção de ovos.

Revisão de literatura

Modelos não lineares para o ajuste da produção de ovos

A principal característica considerada nos programas de melhoramento genético de linhagens de aves de postura é a produção de ovos (MCMILLAN et al., 1990). Esta é influenciada por vários pares de genes e por fatores ambientais. A redução da idade à maturidade sexual, aumento na taxa semanal de produção e maior persistência de postura podem aumentar o número de ovos produzidos (FOSTER, 1981; NORDSKOG, 1981).

A utilização de modelos matemáticos para estimar a curva de produção de ovos é importante para auxiliar a pesquisa e produção na avicultura, pois estes permitem prever a produção total de ovos (SAADEH et al., 1968; CRAIG et al., 1969; KINNEY et al., 1970; POGGENPOEL & ERASMUS, 1978; GARWOOD & LOWE 1979; GARWOOD et al., 1980; AYYAGARI et al., 1980; GAVORA et al., 1982; IBE et al., 1982; GOWE & FAIRFULL 1985; POGGENPOEL et al., 1996). Os modelos não lineares podem ser utilizados para a avaliação das aves logo nas primeiras semanas do ciclo de postura, com base no fenótipo (YANG et al., 1989).

Os modelos não lineares são eficientes quando têm qualidade na predição da produção total de ovos (baixos desvios entre os dados observados e os preditos pelo modelo) e fácil interpretação biológica dos parâmetros da curva. Uma regressão linear não é adequada para descrever a curva de produção de ovos considerando todo o período de postura (GAVORA et al., 1982), mas pode ser utilizada para ajustar os dados de produção de ovos após o pico de postura (MCMILLAN et al., 1986). O mais indicado para o ajuste da curva de produção de ovos é a utilização de modelos não lineares.

Existem vários modelos não lineares descritos na literatura, que foram utilizados para ajustar a produção de ovos. Muitos deles foram desenvolvidos e empregados inicialmente para estimar a curva de crescimento dos animais ou curvas de lactação. A seguir são descritos os modelos mais utilizados, organizados cronologicamente.

Modelo de Brody (BRODY et al., 1923; 1924)

Esse modelo foi utilizado originalmente para ajustar dados de produção de leite. Este é descrito pela função (1):

$$y_t = ae^{-k_1 t} - be^{-k_2 t} \quad (1)$$

em que y_t é a produção de leite (kg) no tempo t (dias em lactação); a e b não possuem interpretação biológica, k_1 é a constante de declínio da produção após o segundo mês de lactação e k_2 é a taxa de produção de leite até o segundo mês de lactação.

Genericamente, esse tipo de modelo é conhecido como Compartmental, muito utilizado em ensaios farmacocinéticos (WAGNER, 1971), pois explica a formação de compostos intermediários entre uma reação de síntese e outra de degradação.

Modelo de Brody (BRODY, 1945), Von Bertalanffy (VON BERTALANFFY, 1957), Modelo de Richards (RICHARDS, 1959) e Modelo de Nelder ou Logístico I (NELDER, 1961)

O modelo proposto por Brody et al. (1924) sofreu alterações em Brody (1945), modificado para ajustar dados de crescimento de animais, representada por (4). Os modelos de von Bertalanffy (5), Richards (6), Nelder (7) também foram utilizados inicialmente para ajustar o crescimento dos animais.

$$y_t = a(1 - be^{-ct}) \quad (4)$$

$$y_t = a(1 - be^{-ct})^3 \quad (5)$$

$$y_t = a(1 - be^{-ct})^d \quad (6)$$

$$y_t = a(1 + be^{-ct})^{-1} \quad (7)$$

em que y_t é o peso do animal (kg) no tempo t ; a o valor assintótico de y ; b o parâmetro de conformidade da curva até o pico; c a variação na velocidade relativa com que o animal cresce; d descreve em que proporção do peso final ocorre o ponto de inflexão da curva.

Quanto maior o valor de b , menor o tempo em que o animal atingiu o peso adulto e, conseqüentemente, maior a velocidade de crescimento. De modo geral, as curvas de crescimento de Brody, Von Bertalanffy, Richards e Nelder pertencem à mesma família de curvas, podendo ser representada genericamente pela função (8), em que a diferença entre os modelos está nos valores do parâmetro m , conforme a Tabela 1.

$$y_t = a(1 - be^{-kt})^{1/(1-m)} \quad (8)$$

Tabela 1: Variação do valor do parâmetro m de acordo com os diferentes modelos propostos pelos respectivos autores.

Autor	Modelo	Valor do parâmetro m
Brody (1945)	$y_t = a(1 - be^{-ct})$	0
Von Bertalanffy (1957)	$y_t = a(1 - be^{-ct})^3$	2/3
Richards (1959)	$y_t = a(1 - be^{-ct})^d$	diferente de 1
Nelder (1961)	$y_t = a(1 + be^{-ct})^{-1}$	2

Fonte: Adaptado de Freitas (2005).

Modelo de Wood (1967) ou função gama incompleta

Originalmente foi descrito para ajustar curvas de lactação de bovinos. Este modelo é representado pela função (9):

$$y_t = at^b e^{-ct} \quad (9)$$

em que y_t é produção de leite (kg) no tempo t (dias em lactação); a o parâmetro associado com o início da lactação; b a taxa de aumento na produção (fase ascendente da curva); c a taxa de decréscimo na produção (fase descendente da curva). Essa função pode ser linearizada de acordo com a função (10):

$$\ln y_t = \ln(a) + b \ln(t) - ct \quad (10)$$

Congleton et al. (1981) testaram o modelo de Wood para ajustar dados semanais de postura de ovos de aves. Esta função estimou o pico de produção de ovos em nove semanas após o pico de produção observado pelos dados. Os autores concluíram que é melhor optar por outros modelos matemáticos para ajustar os dados da produção semanal de ovos de linhagens de aves selecionadas, pois o modelo de Wood não teve

capacidade de mudar abruptamente a inclinação positiva para negativa no período inicial de postura.

Quando os modelos citados (de 1 a 10) são aplicados para descrever a postura de ovos, os parâmetros têm as seguintes interpretações: y_t é a produção de ovos colocados em t semanas de postura; a é o valor assintótico da produção de ovos; b a taxa de aumento da produção; c a taxa de decréscimo da produção; d não possui interpretação biológica.

Modelo de McMillan ou Modelo Compartmental (MCMILLAN et al. , 1970)

Foi descrito originalmente para prever curvas de produção de ovos de *Drosophila melanogaster* e posteriormente aplicado ao ajuste da produção de ovos de aves (GAVORA et al., 1971; TIMMERMANS, 1973; CONGLETON, et al., 1981; GAVORA et al. 1982; MCMILLAN et al., 1986). Esse modelo é descrito pela função (11):

$$y_t = a[1 - e^{-b(-ct)}]e^{-xt} \quad (11)$$

em que y_t é o número de ovos colocados no dia t ; a o potencial máximo diário da postura de ovos; b a taxa de aumento da produção; c a taxa de decréscimo da produção; d a idade à maturidade sexual.

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

McMillan et al. (1986) utilizaram os modelo de Wood (1967) e o de McMillan et al. (1970) para ajustar dados de produção de ovos ao longo de 50 semanas de postura (da 20^a a 70^a semanas de idade das aves) em 3 linhagens diferentes de poedeiras, sendo

duas selecionadas e uma controle. Também foi utilizado um modelo de regressão linear simples para ajustar os mesmos dados, porém desconsiderando as cinco primeiras semanas de postura, eliminando assim o período inicial de curvatura da produção. Os valores dos coeficientes de determinação (R^2) variaram de 0,83 a 0,93 para o modelo de Wood, de 0,98 a 0,99 para a regressão linear e de 0,97 a 0,99 para o de McMillan. De forma geral, a regressão linear ajustou bem os dados de produção após o pico de postura e o modelo de McMillan ajustou melhor a curva de produção total de ovos do que o modelo de Wood.

Modelo de McNally (1971)

Foi adaptado a partir do modelo de Wood (1967) para ajustar a curva de produção de ovos de poedeiras. McNally (1971) observou que a curva de produção de ovos segue um padrão muito parecido com a curva de lactação de vacas. O modelo modificado por McNally é dado pela função (12):

$$y_t = at^b e^{[-ct+dt^{(0,5)}]} \quad (12)$$

em que: y_t é o número de ovos em t semanas de idade da ave; a o valor assintótico da produção de ovos; b a taxa de aumento da postura; c a taxa de declínio da postura; d um termo extra, adicionado por McNally para melhor ajuste.

McNally (1971) utilizou dados de um experimento com três linhagens de aves de postura submetidas a 12 dietas, resultando em 36 grupos homogêneos. As informações da produção de ovos foram colhidas quinzenalmente, durante 24 quinzenas, totalizando aproximadamente um ano no primeiro ciclo de postura. Utilizando a forma linearizada da função de Wood para ajustar a curva com os dados de postura, os valores de R^2 variaram de 0,863 a 0,959 e com o modelo de McNally, foram obtidos valores de R^2 variando de 0,936 a 0,994, resultando em melhor ajuste para o segundo modelo.

Modelo Logístico II (CASON; BRITTON, 1988)

O modelo Logístico II é descrito pela função (14):

$$y_t = a[1 + e^{(c+dt)}]^{-1} e^{-xt} \quad (14)$$

em que y_t é o número de ovos colocados em t dias de idade das aves; a o potencial máximo semanal de postura de ovos; c a taxa de aumento da produção; x a taxa de decréscimo da produção; d não possui interpretação biológica.

Cason e Britton (1988) compararam o ajuste da curva de produção pelos modelos Compartmental, Adams-Bell e o Logístico II, a partir dos registros totais semanais de ovos no primeiro ciclo de postura, com período de postura de 21 a 66 semanas de idade (45 semanas de postura). Foram considerados como registros parciais a produção de ovos observada até a 24ª semana de postura. Os R^2 para as curvas ajustadas das produções totais foram 0,95 para o modelo Compartmental e 0,99 para os modelos Logístico II e Adams-Bell. O coeficiente de determinação (R^2) dos modelos ajustados foi de 0,96 para o modelo Compartmental e 0,97 para o Logístico II e Adams-Bell (CASON; BRITTON, 1988). Com relação aos registros da produção parcial, os R^2 foram de 0,97 para o modelo Compartmental e de 0,99 para o Logístico II e Adams-Bell. Portanto, nos três casos, o modelo Logístico II foi o que proporcionou melhor ajuste.

Modelo Compartmental Modificado (YANG et al., 1989)

O modelo Compartmental de McMillan et al. (1970) apresentou algumas limitações em suas propriedades matemáticas no ajuste dos dados de produção de ovos. Neste modelo ocorre um aumento lento da produção de ovos nas semanas iniciais até o pico e falta de ajuste no ponto de inflexão antes da curva atingir o pico de

produção, resultando em estimativas negativas da produção de ovos nas primeiras semanas de postura (YANG et al., 1989).

O modelo de Wood não é apropriado para ajustar dados que apresentam mudança abrupta da curvatura, pois possui dificuldade de ajuste no início da produção de ovos, não existe ponto de inflexão da curva próximo dos períodos iniciais de postura e os parâmetros não possuem interpretação biológica. Baseando-se nas dificuldades de ajuste do modelo Compartmental e do de Wood, Yang et al. (1989) propuseram um novo modelo matemático, definido por (15):

$$y_t = \frac{ae^{-xt}}{1 + e^{-c(t-d)}} \quad (15)$$

em que y_t é a produção de ovos em t semanas de idade da ave; a o valor assintótico da produção de ovos; b a taxa de decréscimo da postura; c indicador recíproco da variação na maturidade sexual; d a idade média da maturidade sexual das fêmeas;

Os resultados encontrados por estes autores apontaram que os modelos Compartmental e Compartmental modificado apresentaram os melhores ajustes e previsões para a produção de ovos, sendo que o segundo teve maior R^2 (0,98).

Correção para modelos não lineares utilizados no ajuste de curvas de postura

No trabalho de Cason e Ware (1990) os modelos de Nelder, Richards, von Bertalanffy, Adams-Bell e Yang (Logístico II) foram modificados para que estes ajustassem melhor as curvas de produção aos dados de postura de ovos de aves. Os modelos apresentados por estes autores podem ser verificados na Tabela 2.

Tabela 2: Modelos que ajustam dados de produção semanal de ovos de aves, modificados pelo acréscimo do termo curvilíneo e^{-xt} .

Von Bertalanffy (1957)	$y_t = [a^{(1-d)} - be^{-ct}]^{1/(1-d)}(e^{-xt})$
Richards (1959)	$y_t = a(1 - be^{-ct})^d(e^{-xt})$
Nelder (1961)	$y_t = a[1 + be^{(-c-dt)}]^{(-1/b)}(e^{-xt})$
Logístico II (CASON; BRITTON, 1988)	$y_t = a[1 + e^{(c+dt)}]^{-1}e^{-xt}$

Fonte: Cason e Ware (1990).

O termo e^{-xt} adicionado aos modelos representa o decréscimo da produção após o pico de postura, denominado termo curvilíneo, proposto por Brody et al. (1923), em que “e” é a base natural do logaritmo neperiano, “t” é o tempo em semanas de idade e “x” o parâmetro que ajusta a declividade da curva após o pico de postura. Os parâmetros “a”, “b”, “c” e “d” têm a mesma interpretação dos respectivos modelos originais, descritos anteriormente. O termo “x” permite um melhor ajuste da porção da curva após o pico de postura, pois regula a angulação dessa parte.

Critérios para a seleção dos modelos

A interpretação biológica dos valores dos parâmetros é um dos critérios que podem ser utilizados para a escolha de um modelo, quando são utilizados conjuntos de dados com características biológicas (MCMILLAN et al., 1986). A avaliação quantitativa do ajuste de predição do modelo pode ser feita utilizando o coeficiente de determinação (R^2) juntamente com índices que medem os erros de ajuste (OBERSTONE, 1990; ROUSH et al., 2006). A acurácia dos modelos pode ser medida pelo:

- 1) Erro Predito (EP), expresso em porcentagem, calculado como:

$$EP = \frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \times 100$$

em que y_t é o valor observado da característica em uma determinada idade; \hat{y}_t é o valor predito para a característica na mesma idade;

2) Desvio Médio Absoluto (DMA), calculado como:

$$\text{DMA} = \frac{\sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t|}{n}$$

em que n é o total de semanas do ciclo de postura;

3) Coeficiente de Determinação (R^2), calculado pela fórmula:

$$R^2 = \left(\frac{\text{SQM}}{\text{SQTC}} \right) \text{ ou } R^2 = 1 - \left(\frac{\text{SQR}}{\text{SQTC}} \right)$$

em que SQM é a soma de quadrados do modelo; SQTC a soma de quadrados totais corrigido e SQR a soma de quadrados do resíduo.

Valores positivos e negativos de EP indicam, respectivamente, subestimativas e superestimativas dos valores preditos em relação às médias observadas. Os menores valores do DMA indicam melhor qualidade no ajuste. O R^2 indica a proporção da variação explicada pelo modelo em relação a variação total. Logo, quanto maior esse valor, melhor a qualidade do ajuste.

Parâmetros genéticos e fenotípicos de características relacionadas à produção de ovos

A herdabilidade é uma propriedade da população. Segundo Ledur et al. (1993), as estimativas de herdabilidade e correlação genética entre as características de produção de ovos são as principais ferramentas para se fazer a seleção mais eficiente dos animais e alcançar altos ganhos genéticos na população.

Define-se herdabilidade no sentido restrito (h^2) como a razão entre a variância genética aditiva e a variância fenotípica. Altos valores de herdabilidade indicam que grande parte da variação fenotípica dos indivíduos é decorrente do efeito aditivo dos genes. Ao contrário, baixos valores da herdabilidade indicam que a maior parte da variação de uma característica é influenciada pelas condições ambientais, de manejo e efeito não aditivo dos genes (FALCONER; MACKAY, 1996).

O peso do ovo, número de ovos, taxa de postura, idade à maturidade sexual e o peso corporal são características relacionadas à produção de ovos e devem ser levadas em conta nos programas de melhoramento genético devido à grande importância econômica que possuem.

Produção de ovos e Taxa de Postura

A produção de ovos é a característica de maior importância econômica a ser considerada em um programa de melhoramento de aves de postura. Várias características estão diretamente relacionadas a esta, tais como o peso corporal da ave, a idade à maturidade sexual e o tamanho do ovo.

A produção de ovos pode ser medida utilizando o período total ou períodos parciais de postura. A seleção das aves realizada com base nas produções parciais iniciais pode reduzir pela metade o intervalo de gerações por unidade de tempo (SILVA et al., 1984). Poggenpoel et al. (1996) observaram ganhos genéticos em um período de dez anos para os registros parciais do número de ovos por ave alojada de 44%.

Munari et al. (1994) obtiveram médias e desvios-padrão de $77,4 \pm 11,5\%$ para TP70 (taxa de postura total), $87,3 \pm 12\%$ para TP30-40 e $72 \pm 15\%$ para TP40-70. O uso de TP30-40 como critério de seleção permitiu ganhos genéticos significativos na produção total (TP70) e residual (TP40-70). A avaliação do período total de postura possibilitaria que melhores resultados fossem alcançados, mas isso causaria aumento no intervalo entre gerações e conseqüentemente aumento nos custos e manejo de produção.

A herdabilidade da taxa de postura geralmente aumenta em torno de 1 a 5% com o incremento da idade. Isto pode ser atribuído à expressão de um elevado número de genes que passam a atuar em idades tardias do ciclo de postura. Isso exige prudência no uso de um registro parcial da produção muito curto como critério básico para seleção (FAIRFULL; GOWE, 1990).

Por outro lado, Mishra et al. (1992) relataram maiores valores de estimativas da herdabilidade no período inicial até o pico de postura (até 40 semanas de idade), quando comparados com os resultados obtidos nos períodos residuais (a partir de 44 semanas de idade). Segundo Wolc e Szwaczkowski (2009), isso seria esperado, pois nas primeiras semanas a herdabilidade é maior devido ao efeito de genes ligados à idade à maturidade sexual.

Ledur et al. (1993) relataram taxas de postura entre 23 a 40 semanas de idade variando de $82,32 \pm 0,38\%$ a $83,30 \pm 0,34\%$ para duas linhagens de aves de postura. Utilizando o método dos mínimos quadrados, esses mesmos autores encontraram estimativas de herdabilidade pela correlação intraclasse entre meio-irmãs maternas de $0,06 \pm 0,08$ e $0,41 \pm 0,10$ e entre irmãs completas de $0,16 \pm 0,04$ e $0,28 \pm 0,05$, respectivamente para as duas linhagens.

As estimativas de herdabilidade para a produção de ovos acumulada até as 39 semanas de idade foram de $0,20 \pm 0,06$, $0,31 \pm 0,06$ e $0,33 \pm 0,05$, medidas em três linhagens de aves (FRANCESCH et al., 1997). Sabri et al., (1999) descreveram estimativas de herdabilidade para número de ovos de $0,27 \pm 0,17$ entre 26 a 30 semanas, $0,20 \pm 0,19$ entre 50 a 54 semanas e $0,30 \pm 0,07$ entre 26 a 54 semanas.

Peso Corporal

O peso corporal da ave é o principal fator que influencia o tamanho e o peso do ovo na maturidade sexual, sendo que aves mais pesadas tem a tendência de colocar ovos mais pesados (LEESON; SUMMERS, 1987). O peso corporal medido antes da idade à maturidade sexual é influenciado pelo efeito genético materno, de dominância dos genes e de manejo (KINNEY, 1969). Porém, na idade adulta o efeito aditivo dos genes tem maior importância na variação dessa característica na população (KINNEY, 1969; MOU, 1991).

Idade à maturidade sexual

A idade na qual as fêmeas botam o primeiro ovos é denominada idade à maturidade sexual. O início da idade à maturidade sexual e o final dos períodos de postura possuem baixa produção de ovos. Munari et al. (1992) obtiveram médias e desvios-padrão de $148,7 \pm 9,1$ dias para a idade à maturidade sexual em fêmeas White Leghorn. O decréscimo da idade à maturidade sexual contribuíram para melhorar a característica número de ovos, em função do aumento de dias funcionais para a postura (AYYAGARI et al., 1980).

Munari et al. (1992) relataram estimativas de herdabilidade para idade à maturidade sexual de $0,54 \pm 0,10$, $0,61 \pm 0,08$ e $0,57 \pm 0,05$ para os componentes de variância de reprodutor, reprodutora e os dois, respectivamente

Peso do ovo

Ledur et al. (1993) relataram médias de peso do ovo, em gramas, entre $55,99 \pm 0,22$ a $56,42 \pm 0,20$ para duas linhagens de aves de postura. Utilizando o método dos mínimos quadrados, esses autores encontraram estimativas de herdabilidade pela

correlação intraclasse, entre meio-irmãs maternas de $0,51 \pm 0,09$ e $0,40 \pm 0,10$ e entre irmãs completas de $0,40 \pm 0,05$ e $0,43 \pm 0,06$. Segundo Francesch et al. (1997), as médias de peso do ovo às 39 semanas de idade foram de $55,43 \pm 5,00$, $56,79 \pm 4,67$ e $56,91 \pm 4,63$ gramas medidas em três linhagens de aves, sendo que as estimativas de herdabilidade para a mesma característica foram de $0,48 \pm 0,05$, $0,50 \pm 0,05$ e $0,59 \pm 0,06$.

Ledur et al. (1998) avaliaram duas linhagens de aves de postura, denominadas “CC” e “DD”. As médias do peso dos ovos às 36 semanas foram de $57,94 \pm 0,88$ para a linhagem “CC” e $55,89 \pm 0,90$ para a “DD”. As estimativas de herdabilidade para a mesma característica, utilizando o método dos quadrados mínimos, foram $0,51 \pm 0,1$ pela correlação intraclasse entre meio-irmãs paternas, $0,44 \pm 0,05$ pela correlação intraclasse entre irmãs completas e $0,37 \pm 0,08$ pela correlação intraclasse entre meio-irmãs maternas, na linha CC. Para a linhagem “DD”, as estimativas de h^2 foram de $0,54 \pm 0,10$ pela correlação intraclasse entre meio-irmãs paternas, $0,43 \pm 0,05$ pela correlação intraclasse entre irmãs completas e $0,32 \pm 0,08$ pela correlação intraclasse entre meio-irmãs maternas. Segundo os autores, a superioridade das estimativas baseadas no componente de meio-irmãs paternas em relação ao de meio-irmãs maternas e irmãs completas indica a provável existência de efeito ligado ao sexo para a característica peso do ovo.

Sabri et al. (1999) relataram média de $54,3 \pm 0,1$ gramas para peso do ovo entre 26 a 54 semanas. A herdabilidade para essa característica foi de $0,46 \pm 0,17$ entre 26 a 30 semanas, $0,50 \pm 0,19$ entre 50 a 54 semanas e $0,49 \pm 0,07$ entre 26 a 54 semanas.

Os efeitos maternos explicam cerca de 8 a 15% da variação do peso do ovo e existem altas proporções de dominância em relação aos efeitos genéticos aditivos (SATO; NORDSKOG, 1977). O efeito ligado ao sexo, de aproximadamente 20 a 50% foi encontrado referente ao peso do ovo entre 21 a 40 semanas de idade (POGGENPOEL; DUCKITT, 1988).

Relação altura-largura do ovo

As características de qualidade da casca do ovo englobam espessura da casca, peso da casca, gravidade específica do ovo, resistência à quebra, textura, cor, entre outras.

A relação altura-largura do ovo é uma característica importante na avaliação da qualidade dos ovos. Esta relação está intimamente relacionada com a acomodação uniforme do ovo na embalagem, pois ovos muito compridos são de difícil acomodação nas embalagens padronizadas. Segundo Richards e Swanson (1965), a desuniformidade dos ovos é responsável por 15 a 35 % das perdas durante o transporte e armazenamento dos mesmos.

As estimativas de herdabilidade para essa característica às 36 semanas, utilizando o método dos quadrados mínimos, foram $0,22 \pm 0,06$ para o componente de meio-irmãs paternas, $0,26 \pm 0,04$ para o componente de irmãs completas e $0,30 \pm 0,08$ para o componente de meio-irmãs maternas, na linha CC (LEDUR et al., 1998).

Correlações genéticas entre as características associadas à produção de ovos

O uso de uma determinada característica como critério de seleção pode contribuir para melhorar outras, geneticamente. Esse procedimento é chamado de seleção indireta e, em geral, é utilizado quando a característica de interesse tem um valor econômico a ser considerado, ou quando a característica é de difícil mensuração, mas está correlacionada com outra que facilmente pode ser medida ou quando esta possui herdabilidade baixa e está correlacionada com outra com herdabilidade mais alta (VAN VLECK et al., 1987). A magnitude e o sinal da correlação genética são importantes para analisar como a seleção para uma característica provocará mudanças nas demais.

Ledur et al. (1993) verificaram correlação genética negativa entre peso médio do ovo e taxa de postura da 23ª a 40ª semana de idade de $-0,28 \pm 0,16$ e $-0,59 \pm 0,19$ em duas linhagens selecionadas para produção de ovos. Isso demonstra o antagonismo

genético existente entre essas duas características. Vários autores também encontraram correlação genética moderada e negativa entre essas duas características (WEYDE; LILJEDAHL, 1984; GOWE; FAIRFULL, 1984). Weyde e Liljedahl (1984) relataram que existe uma relação genética inversa entre peso do ovo e número de ovos, evidenciada pela correlação genética negativa entre as mesmas e pela diminuição no número de ovos quando se utilizou peso do ovo como critério de seleção e vice-versa.

As correlações genéticas entre peso corporal às 30 semanas de idade e peso do ovo às 34 semanas variaram de 0,04 a 0,32. Entre peso corporal às 30 semanas e idade à maturidade sexual, as correlações genéticas variaram de -0,19 a 0,44 e entre peso do ovo às 34 semanas e idade à maturidade sexual variaram de -0,21 a 0,24 (DANBARO et al., 1995). A correlação genética entre a produção acumulada de ovos até as 39 semanas e o peso do ovo às 39 semanas, medidas em três linhagens de aves, foram de -0,19, -0,21 e -0,22 (FRANCESCH et al., 1997). Schmidt e Figueiredo (2004) relataram correlações genéticas de 0,20 entre peso corporal às 40 semanas e idade à maturidade sexual; 0,13 entre peso corporal às 40 semanas e relação altura x largura do ovo; 0,58 entre peso corporal às 40 e às 75 semanas.

Khalil et al. (2004) relataram estimativa de correlação genética entre IMS e produção de ovos anual de -0,36, indicando que aves com postura mais precoce colocam mais ovos ao final do ciclo de postura.

Referências

AYYAGARI, V.; MOHAPATRA, S.C.; VENKATRAMAIAH, A.; THIAGASUNDARAM, T.; CHOUDHURI, D.; JOHRI, D.C.; RENGANATHAN, P. Selection for egg production on part records. Part 1: evaluation of short term response to selection. **Theoretical Applied Genetics**, v. 57, p.277-283, 1980.

BOHREN, B. B. Genetic gains in annual egg production from selection on early part-records. **World's Poultry Science Journal**, v. 26, p. 647-657, 1970.

BRODY, S. **Bioenergetics and growth**. New York: Reinhold Publishing Corporation, 1945. 1023p.

BRODY, S.; RAGSDALE, A. C.; TURNER, C. W. The rate of growth of the dairy cow: growth and senescence as measured by the rise and fall of milk secretion with age. **Journal of General Physiology**, v.5, p. 441-444, 1923.

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

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

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

CONGLETON, W. R.; CHAMBERLAIN, J. T.; MUIR, F. V.; HAWES, R. O. Limitations of using incomplete gamma function to generate egg production curves. **Poultry Science**, v.60, p.689-691, 1981.

CRAING, J.V.; BISWAS, D.K.; SAADEH, H.K. Genetic variation and correlated responses in chickens selected for part year rate of egg production. **Poultry Science**, v.48, p.1288, 1969.

DANBARO, G.; OYAMA, K.; MUKAI, F.; TSUJI, S.; TATEISHI, T.; MAE, M. Heritabilities and genetic correlations from a selection experiment in broiler breeders using restricted maximum likelihood. **Japanese Poultry Science**, v.32, p. 257-266, 1995.

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

FALCONER, D. S.; MACKAY, T. F. C. **Introduction to quantitative genetics**. 4 ed. New York: Longman Scientific & Technical, 1996. 464 p.

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

FRANCESCH, A.; ESTANY, J.; ALFONSO, L.; IGLESIAS, M. Genetic parameters for egg number, egg weight and eggshell color in three catalan poultry breeds. **Poultry Science**, v.76, p. 1627-1631, 1997.

FREITAS, A. R. Curvas de crescimento na produção animal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, p.786-795, 2005.

GARWOOD, V.A.; LOWE, P.C. Comparison of individual, sire family, and index selection for short term rate of egg production in chickens. **Poultry Science**, v.58, p.751-753, 1979.

GARWOOD, V.A.; LOWE, P.C.; BOHREN, B.B. An experimental test of the efficiency of family selection in chickens. **Theoretical Applied Genetics**, v.56, p.5-9, 1980.

GAVORA, J. S.; LILJEDAHN, L. E.; MCMILLAN, I.; AHLEN, K. Comparison of three mathematical models of egg production. **British Poultry Science**, v.23, p.339-348, 1982.

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

GOWE, R.S.; FAIRFULL, R.W. Effect of selection for part-record number of eggs from housing vs selection for hen-day rate of production age at first egg. **Annales Agriculture Fenniae**, v.23, p.196-203, 1984.

GOWE, R.S.; FAIRFULL, R.W. The direct response to longterm selection for multiple traits in egg stocks and changes in genetic parameters with selection. *British Poultry Science*. IN: **Poultry Genetics and Breeding**, p.125, 1985.

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

IBGE. Brasil. Produção animal no 1º trimestre de 2009. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: <
http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/producaoagropecuaria/abate-leite-couro-ovos_200901comentarios.pdf >. Acesso em: 27 ago. 2009.

KINNEY, T.B. **A summary of reported estimates of heritabilities and of genetic and phenotypic correlations for traits of chickens**. Washington: Agricultural Research Service/USA Department of Agriculture, 1969. 49p.

KHALIL, M. K.; AL-HOMIDAN, A. H.; HERMES, I. H. Crossbreeding components in age at first egg and egg production for crossing Saudi chickens with White Leghorn. **Livestock Research for Rural Development**, v.16, 2004. Disponível em: <<http://www.lrrd.org/lrrd16/1/khal161.htm>>. Acesso em: 01 fev. 2010.

KINNEY, T.B.; BOHREN, B.B.; CRAIG, J.V.; LOWE, P.C. Response to individual, family or index selection for short term rate of egg production in chickens. **Poultry Science**, v.49, p.1052-1064, 1970.

LEDUR, M. C.; FIGUEIREDO, E. A. P.; SCHMIDT, G. S.; PIENIZ, L. C.; AVILA, V. S. Parâmetros genéticos e fenotípicos para características de qualidade do ovo em poedeiras de ovos brancos. **Ars Veterinária**, v.14, n.3, p.294-301, 1998.

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. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.28, n.9, p. 1031-1037, 1993.

LEESON, S.; SUMMERS, J. D. Effect of immature body weight on laying performance. **Poultry Science**, v.66, p.1924–1928, 1987.

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

MCMILLAN, I.; FITZ-EARLE, M.; BUTLER, L.; ROBSON D. S. Quantitative genetics of fertility I and II. **Genetics**, v.65, p. 349-369, 1970.

MCMILLAN, I.; GOWE, R. S.; GAVORA, J. S.; FAIRFULL, R. W. Prediction of annual production from part record egg production in chickens by three mathematical models. **Poultry Science**, v. 65, p. 817–822, 1986.

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

MISHRA, R. K.; SOLANKI, J. V.; RANK, D. N. KHANNA, K.; SHUKLA, R. K. Part record egg production and it's association with annual egg production traits. In: WORLD'S POULTRY CONGRESS, 1992, Amsterdam. **Proceedings...** Amsterdam: v.1, p.740, 1992.

MOU, L. J. Effects of different environments and selection for persistency in laying hens. III. Genetic and phenotypic parameters of egg production traits. **Animal Breeding Abstracts**, v.59, n.10, p.941, 1991.

MUNARI, D. P.; SCHMIDT, G. S.; GIANNONI, M. L. Eficiência relativa de seleção de registros parciais da taxa de postura em uma linhagem de aves Leghorn. In: CONFERÊNCIA APINCO CIÊNCIA E ECNOLOGIA AVÍCOLAS, 1994, Campinas, SP. **Anais...** Campinas:FACTA, 1994. P.157-158.

MUNARI, D. P.; SCHMIDT, G. S.; GIANNONI, M. L. Genetic and phenotypic variability on performance of White Leghorn Strain. 1. Heritabilities. **Ars Veterinária**, v.8; p. 49-57, 1992.

NELDER, J. A. The fitting of a generalization of the logistic curve. **Biometrics**, v. 17, p. 89-110, 1961.

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

OBERSTONE, J. **Management Science: Concepts, Insights, and Applications**. New York: West Group, 1990. 700p.

POGGENPOEL, D.G.; DUCKITT, J. S. Genetic basis of the increase in egg weight with pullet age in a White Leghorn flock. **British Poultry Science**, v.29, n.4, p.863-867, 1988.

POGGENPOEL, D.G.; ERASMUS, J.E. Long-term selection for increased egg production. **British Poultry Science**, v.19, p.111-123, 1978.

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

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

RICHARDS, J. F. SWANSON, M. H. The relationship of egg shape to shell strength. **Poultry Science**, v.44, n.6, p.1555-1558, 1965.

ROUSH, W. B.; DOZIER, W. A.; BRANTON, S. L. Comparison of Gompertz and neural network models of broiler growth. **Poultry Science**, v. 85, p. 794-797, 2006.

SAADEH, H.K.; CRAIG, J.V.; SMITH, L.T.; WEARDEN, S. Effectiveness of alternative breeding systems for increasing rate of egg production in chickens. **Poultry Science**, v.47, p.1057-1072, 1968.

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

SATO, M.; NORDSKOG, A.W. On estimating components of genetic variance in diallel matings. **British Poultry Science**, v.18, p.699-704, 1977.

SCHMIDT, G. S.; FIGUEIREDO, E.A.P. Efeito da seleção no primeiro ciclo de postura para produção de ovos sobre o desempenho no segundo ciclo. **Ciência Rural**, v.34, n.1, p.225-229, 2004.

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

TIMMERMANS, M. P. F. C. A. The statistical and genetical significance of the application of mathematical models to explain egg production curves in poultry. **Archive Gefluegelkd**, v.27, p.37-45, 1973.

VON BERTALANFFY, L.V. Quantitative laws in metabolism and growth. **The Quarterly Review of Biology**, v.32, p.217-230, 1957.

VAN VLECK, L. D.; POLLAK, E. J. OLTENACU, E. A. B. **Genetics for the animal sciences**. New York: W. H. Freeman and Company, 1987. 391p.

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

WAGNER, J. G. **Biopharmaceutics and relevant pharmacokinetics**. Drug Intell Publications, p.302-317, 1971.

WEYDE, C.; LILJEDAHL, L. E. Specialized compared with index selection for two genetically antagonistic traits in laying hens. **Annales Agriculturae Fenniae**, v.23, n.4, p.204-210, 1984.

WOLC, A.; SZWACZKOWSKI, T. Estimation of genetic parameters for monthly egg production in laying hens based on random regression models. **Journal of Applied Genetics**, v.50, n.1, p.41-46, 2009.

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

CAPÍTULO 2 – MODELOS NÃO LINEARES PARA AJUSTAR PRODUÇÃO DE OVOS DE UMA LINHAGEM SELECIONADA PARA POSTURA E UMA CONTROLE

Resumo: O objetivo do presente trabalho foi utilizar modelos não lineares para ajustar curvas de produção de ovos aos dados de uma população de aves selecionada para postura e uma controle e verificar as mudanças ocorridas entre estas curvas preditas em função do processo de seleção, por meio do ganho genético e pelas diferenças entre as estimativas dos parâmetros dos modelos. Foram utilizados os registros semanais da produção de ovos da 17^a até a 70^a semana de idade, totalizando 54 semanas de postura, de 1693 aves de uma população selecionada para alta taxa de postura e 282 aves de uma população controle, para ajustar a modelos não lineares. Essas populações foram desenvolvidas e mantidas pela Embrapa Suínos e Aves, em Concórdia, SC. Foram utilizados dez modelos para ajustar os dados de postura: Brody, Von Bertalanffy, Von Bertalanffy II, Richards, Logístico I, Wood, Compartmental, McNally, Logístico II e Compartmental modificado. O procedimento Non Linear Regression - NLIN do programa SAS foi utilizado para o ajuste de modelos não lineares, pelo método iterativo de Gauss–Newton. A qualidade do ajuste dos modelos foi verificada pelos valores do coeficiente de determinação (R^2), pelo erro predito (EP) e pelo desvio médio absoluto (DMA). Concluiu-se que o modelo Logístico I foi o que melhor ajustou os dados, tanto na população selecionada quanto na controle, pois apresentou valores assintóticos próximos da produção de ovos no pico de postura, altos R^2 e baixos EP e DMA. Existiram diferenças significativas entre as estimativas dos parâmetros das curvas de produção de ovos ajustadas para a população selecionada e para a controle. Os parâmetros relativos à produção no pico de postura e a persistência

de postura foram maiores na população selecionada do que na controle, o que pode ser atribuído ao ganho genético resultante do processo de seleção durante sete gerações.

Palavras-chave: aves, ganho genético, curvas de produção de ovos, White Leghorn

Introdução

A principal característica considerada nos programas de melhoramento genético de linhagens de aves de postura é a produção de ovos (MCMILLAN et al., 1990). Esta é influenciada por vários pares de genes e por fatores ambientais. A redução da idade à maturidade sexual, aumento na taxa semanal de produção e maior persistência de postura podem aumentar o número total de ovos produzidos (FOSTER, 1981; NORDSKOG, 1981).

A produção de ovos de uma população de aves pode ser ajustada por modelos não lineares. Estes são importantes ferramentas para predizer a forma da curva de produção de ovos (GOWE; FAIRFULL 1985; POGGENPOEL et al., 1996). Existem vários modelos não lineares descritos na literatura que podem ser utilizados para ajustar a produção de ovos. Muitos desses foram descritos originalmente para outras finalidades, como o modelo proposto por Wood (1967) que descreve curvas de lactação de vacas, os modelos de Brody (1945), Von Bertalanffy (1957), Richards (1959) e Nelder (1961) utilizados originalmente para predizer o crescimento de bovinos e o modelo de McMillan et al. (1970) que descreveu curvas de postura de ovos de *Drosophila melanogaster*.

Posteriormente, esses modelos foram utilizados para ajustar dados de produção de ovos de aves como pode ser observado nos trabalhos de Gavora et al. (1971), Congleton et al. (1981), Gavora et al. (1982), McMillan et al. (1986), Cason e Britton (1988) e Cason e Ware (1990). O objetivo do presente trabalho foi utilizar modelos não lineares para ajustar curvas de produção de ovos aos dados de uma população de aves

selecionada e de uma controle e avaliar as diferenças entre elas, caso ocorram, em função do processo de seleção, por meio do ganho genético e pelas diferenças entre as estimativas dos parâmetros dos modelos.

Material e Métodos

Descrição dos dados

Os dados utilizados são referentes à linhagem de aves de postura da raça White Leghorn, definida como “CC”, desenvolvida e mantida sob seleção pela Embrapa Suínos e Aves, em Concórdia - SC, e sua respectiva controle, definida como CCc. A linhagem CC é uma linha fêmea selecionada por sete gerações visando melhorar a produção de ovos, o peso do ovo, a viabilidade das aves, a maturidade sexual, a fertilidade, a eclodibilidade e a qualidade do ovo.

Foram utilizados dois conjuntos de dados para ajustar os modelos não lineares, sendo um referente à população de aves selecionada (CC), com 1693 fêmeas de postura, oriundas de três incubações, e o outro à população controle (CCc), com 282 aves em uma incubação. O registro da produção de ovos foi feito da 17^a até 70^a semana de idade, totalizando 54 semanas de postura.

Os ovos foram colhidos durante cinco dias por semana, levando em conta que, de acordo com WHEAT e LUSH (1961), esta medida possui correlação de 0,99 com a produção de sete dias na semana. A produção semanal de ovos foi medida em porcentagem (taxa de postura), sendo cinco o número máximo de ovos que uma ave poderia colocar na semana.

Modelos não lineares

Os modelos não lineares utilizados para ajustar os dados observados, tanto da população selecionada quanto da controle, foram:

1. Modelo de Brody (BRODY, 1945): $y_t = a(1 - be^{-ct})e^{-xt}$
2. Modelo de Von Bertalanffy (VON BERTALANFFY, 1957): $y_t = a(1 - be^{-ct})^3 e^{-xt}$
3. Modelo de Von Bertalanffy II ou Von Bertalanffy adaptada para a produção de ovos (CASON; WARE, 1990): $y_t = a \left[(1-d) - be^{-ct} \right]^{(1-d)} e^{-xt}$
4. Modelo de Richards (RICHARDS, 1959): $y_t = a(1 - be^{-ct})^d e^{-xt}$
5. Modelo de Nelder ou Logístico I (NELDER, 1961): $y_t = a(1 + be^{-ct})^{-1} e^{-xt}$
6. Modelo de Wood ou função gamma incompleta (WOOD, 1967): $y_t = at^b e^{-ct}$
7. Modelo Compartmental (MCMILLAN et al., 1970): $y_t = a[1 - e^{-b(-ct)}]e^{-xt}$
8. Modelo de McNally (McNALLY, 1971): $y_t = at^b e^{[-ct + dt^{(0,5)}]}$
9. Modelo Logístico II (CASON; BRITTON, 1988): $y_t = a[1 + e^{(c+dt)}]^{-1} e^{-xt}$
10. Modelo Compartmental Modificado (YANG et al., 1989): $y_t = \frac{ae^{-xt}}{1 + e^{-c(t-d)}}$

Os trabalhos que utilizaram pela primeira vez os modelos 1, 2, 4 e 5 tiveram a finalidade de ajustar o peso corporal de animais. Por isso, neste estudo, foi adicionado a esses modelos o termo e^{-xt} (Brody et al., 1923; Cason; Ware, 1990) que descreve o decréscimo da produção de ovos após o pico de postura, em que “e” é o algarismo

neperiano, “**x**” é o parâmetro associado ao decréscimo da produção e “**t**” é o período da produção em semanas de postura.

Em todos os modelos apresentados, “**y**” é a produção de ovos em “**t**” semanas de produção, “**a**” é o valor assintótico que ajusta a produção de ovos no pico de postura, “**b**” é o valor associado à parte de crescimento da curva, “**c**” não possui interpretação biológica; “**x**” é o valor associado à parte de decréscimo da curva e, apenas para os modelos 4, 7 e 10, o parâmetro “**d**” é a idade à maturidade sexual (idade do início da postura). Para os demais modelos, “**d**” não possui interpretação biológica.

Para ajustar os modelos não lineares foi utilizado o método iterativo de Gauss–Newton, descrito por Hartley (1961). A estimação dos parâmetros de cada modelo foi realizada por meio da técnica de modelos não lineares utilizando o procedimento NLIN (SAS 9.1, SAS Institute, Cary, NC, USA) e o método de Gauss Newton modificado.

Erro de predição

Um exame quantitativo em relação ao ajuste da predição dos modelos é feito utilizando índices que medem o desvio entre os dados observados e os preditos, muito utilizados para avaliar modelos de previsão (OBERSTONE, 1990). A acurácia do modelo foi determinada pelo:

1) Erro Predito (EP), expresso em porcentagem, calculado como:

$$EP = \frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \times 100$$

em que y_t é a média dos valores observados da característica em uma determinada idade; \hat{y}_t é o valor predito para a característica na mesma idade;

2) Desvio Médio Absoluto (DMA), calculado como:

$$DMA = \frac{\sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t|}{n}$$

em que n é o total de semanas do ciclo de postura;

3) Coeficiente de Determinação (R^2), calculado pela fórmula:

$$R^2 = \left(\frac{SQM}{SQTC} \right) \text{ ou } R^2 = 1 - \left(\frac{SQR}{SQTC} \right)$$

em que SQM é a soma de quadrados do modelo; SQTC a soma de quadrados totais corrigido e SQR a soma de quadrados do resíduo.

Valores positivos e negativos de EP indicam, respectivamente, subestimativas e superestimativas dos valores preditos em relação às médias observadas. Os menores valores do DMA indicaram melhor qualidade no ajuste. O R^2 indicou a proporção da variação explicada pelo modelo em relação a variação total. Logo, quanto maior esse valor, melhor a qualidade do ajuste. Além do EP, DMA, R^2 , utilizou-se também a interpretação biológica dos parâmetros como critério de escolha dos modelos mais adequados para ajustar a curva de produção de ovos.

Comparação do ajuste dos modelos entre a população selecionada e a controle

Inicialmente, verificou-se a influência do efeito de incubação sobre a taxa de postura utilizando o procedimento GLM do SAS (SAS 9.1, SAS Institute, Cary, NC, USA). A influência do efeito de seleção sobre a curva de produção de ovos foi verificada pela técnica de modelos não-lineares (SAS 9.1, SAS Institute, Cary, NC, USA), considerando que cada um dos 10 modelos utilizados, foram modelados de duas formas diferentes. A primeira forma de modelagem foi denominada de modelo Completo, que considerou diferentes conjuntos de estimativas de parâmetros função do efeito de seleção, para definir a resposta ajustada para cada um dos 10 modelos. A segunda forma de modelagem foi denominada de modelo Reduzido, considerando que não existiram diferenças entre os ajustes das curvas para a população selecionada e para a controle, e conseqüentemente que existiu um único conjunto de estimativas dos parâmetros para cada um dos 10 modelos utilizados.

O modelo Completo define a hipótese alternativa (H_A), ou seja, que existe diferença na resposta ajustada de cada um dos 10 modelos, levando-se em conta o efeito de seleção dos animais. O modelo Reduzido define, como hipótese de nulidade (H_0), que não há diferença na resposta ajustada de cada um dos 10 modelos, admitindo-se que não existe diferenças significativas entre os parâmetros estimados para a população selecionada e a controle. O valor observado do teste F , utilizado para testar as diferentes hipóteses é dado por:

$$F_{\text{obs}} = \frac{(SQR_{\text{Reduzido}} - SQR_{\text{Completo}}) / (GLR_{\text{Reduzido}} - GLR_{\text{Completo}})}{QME_{\text{Completo}}}$$

A probabilidade do valor observado de F é dado por:

$$\text{Prob}>F = 1 - \text{Prob}_F (GLR_{\text{reduzido}} - GLR_{\text{Completo}}, GLR_{\text{Completo}})$$

em que: SQR_{Reduzido} é a soma de quadrados dos resíduos do modelo Reduzido; SQR_{Completo} é a soma de quadrados dos resíduos do modelo Completo; QME_{Completo} é o quadrado médio do erro do modelo Completo; GLR_{Reduzido} são os graus de liberdade do resíduo do modelo Reduzido e GLR_{Completo} são os graus de liberdade do resíduo do modelo Completo.

Para calcular a probabilidade do valor observado de F , foi utilizada a função PROBF (SAS 9.1, SAS Institute, Cary, NC, USA), que retorna a probabilidade de uma distribuição F , com os graus de liberdade do numerador igual a $GLR_{\text{Reduzido}} - GLR_{\text{Completo}}$ e os graus de liberdade do denominador igual a GLR_{Completo} .

Ganho Genético

O processo de seleção das aves para melhorar a produção total de ovos pode ter resultado em ganho genético para essa característica. A diferença entre a produção

semanal de ovos observada na população selecionada e na controle pode ser expressa pelo ganho genético, em porcentagem, calculado por:

$$\Delta G = MS - MC$$

em que ΔG é o ganho genético para a produção semanal de ovos, MS a média observada da produção semanal de ovos da população selecionada e MC a média observada da produção semanal de ovos da população controle.

Resultado e Discussão

As estimativas dos parâmetros (\hat{a} , \hat{b} , \hat{c} , \hat{d} , \hat{x}) dos modelos e os respectivos R^2 e DMA da população selecionada podem ser verificados na Tabela 1.

Tabela 1. Estimativas dos parâmetros dos modelos (\hat{a} , \hat{b} , \hat{c} , \hat{d} , \hat{x}), coeficiente de determinação (R^2) e desvio médio absoluto (DMA) dos modelos utilizados para ajustar dados de produção semanal de ovos da população selecionada.

Modelo	\hat{a}	\hat{b}	\hat{c}	\hat{d}	\hat{x}	R^2	DMA
1. Brody	1,019	1,416	0,277	--	0,0084	96,19	0,0222
2. Von Bertalanffy	0,964	1,698	0,554	--	0,0071	98,44	0,0173
3. Von Bertalanffy II*	0,978	2,025	0,491	0,218	0,0071	98,48	0,0172
4. Richards	0,970	2,060	0,491	1,782	0,0071	98,48	0,0172
5. Logístico I	0,945	44,510	0,968	--	0,0064	97,84	0,0210
6. Wood	0,235	0,651	0,031	--	--	82,21	0,0491
7. Compartmental	1,019	0,277	--	1,257	0,0084	96,19	0,0222
8. McNally	0,559	2,634	-0,090	-2,070	--	93,90	0,0333
9. Logístico II	0,945	--	3,795	-0,968	0,0064	97,84	0,0210
10. Compartmental Modificado	0,945	--	0,968	3,919	0,0064	97,84	0,0210

" \hat{a} " = valor assintótico da produção de ovos; " \hat{b} " = valor associado à curvatura entre o início e o pico de produção; " \hat{c} " não possui interpretação biológica; " \hat{d} " = idade à maturidade sexual (semanas de produção a partir do início da postura) nos modelos de Richards, Compartmental e Compartmental modificado (os demais modelos com esse parâmetro não possuem interpretação biológica); " \hat{x} " = valor associado à curvatura após pico de produção.

De acordo com os valores de R^2 , os modelos de Brody, Wood e McNally tiveram menor qualidade de ajuste em relação aos demais. No modelo de Brody, o valor do parâmetro “a” (valor assintótico da produção de ovos, associado ao pico de produção) ultrapassou a unidade, indicando superestimativa da produção de ovos no pico de postura. Nos modelos de Wood e McNally, a estimativa do parâmetro “a” ficou muito abaixo da produção observada no pico de postura, que foi de 86%.

O modelo de Wood não é apropriado para ajustar dados que apresentam mudança abrupta da curvatura. Este também possui problemas para ajustar o início da produção de ovos e não existe ponto de inflexão da curva nos períodos iniciais de postura. Isso resulta em um valor de R^2 menor do que os demais modelos (CONGLETON et al., 1981; YANG et al., 1989). Os modelos que se ajustaram melhor aos dados observados da população selecionada, levando em consideração os valores do R^2 e DMA, foram Von Bertalanffy, Von Bertalanffy II, Richards, Logístico I, Logístico II e Compartmental modificado.

Observa-se na Tabela 2 os valores das estimativas dos parâmetros (\hat{a} , \hat{b} , \hat{c} , \hat{d} , \hat{x}) dos modelos, R^2 e DMA das curvas ajustadas para a população controle. Para esta população, não houve convergência dos parâmetros para o modelo Von Bertalanffy II. Do mesmo modo que na população selecionada, o modelo de Wood foi o que teve menor qualidade de ajuste na população controle, com estimativa do parâmetro “a” menor que a produção de ovos observada no pico de postura, que foi de 78%, menor R^2 e maior DMA, quando comparado aos demais modelos.

Pelos valores do teste F ($P < 0,0001$), observou-se que existiu diferença significativa entre as estimativas dos parâmetros das curvas ajustadas no Modelo Reduzido e no Completo, indicando que o efeito da seleção mudou o formato das curvas de produção de ovos entre as duas populações (Tabela 3). Conseqüentemente, existiu diferença significativa entre as estimativas dos parâmetros das curvas ajustadas para a população selecionada e para a controle.

Tabela 2. Estimativas dos parâmetros dos modelos (\hat{a} , \hat{b} , \hat{c} , \hat{d} , \hat{x}), coeficiente de determinação (R^2) e desvio médio absoluto (DMA) dos modelos utilizados para ajustar dados de produção semanal de ovos da população controle.

Modelo	\hat{a}	\hat{b}	\hat{c}	\hat{d}	\hat{x}	R^2	DMA
1. Brody	0,875	1,501	0,367	--	0,0084	95,05	0,0219
2. Von Bertalanffy	0,849	1,527	0,641	--	0,0076	96,59	0,0183
3. Von Bertalanffy II*	--	--	--	--	--	--	--
4. Richards	0,857	2,243	0,485	0,960	0,0078	87,34	0,0181
5. Logístico I	0,834	34,738	1,105	--	0,0071	95,66	0,0210
6. Wood	0,274	0,532	0,028	--	--	74,64	0,0508
7. Compartmental	0,875	0,367	--	1,105	0,0084	95,05	0,0219
8. McNally	0,713	2,381	-0,091	-1,994	--	91,22	0,0303
9. Logístico II	0,834	--	3,548	-1,105	0,0071	95,66	0,0210
10. Compartmental Modificado	0,834	--	1,105	3,208	0,0071	95,66	0,0210

" \hat{a} " = valor assintótico da produção de ovos; " \hat{b} " = valor associado à curvatura entre o início e o pico de produção; " \hat{c} " não possui interpretação biológica; " \hat{d} " = idade à maturidade sexual (semanas de produção a partir do início da postura) nos modelos de Richards, Compartmental e Compartmental modificado (os demais modelos com esse parâmetro não possuem interpretação biológica); " \hat{x} " = valor associado à curvatura após pico de produção. *Para esse modelo não foi possível obter a convergência dos parâmetros.

Tabela 3. Soma de quadrados do resíduo (SQR), graus de liberdade do resíduo (GLR), quadrado médio do resíduo (QMR), dos modelos Completo e Reduzido e valores observados de F (F_{obs}).

Modelo	$QMR_{Reduzido}$	$QMR_{Completo}$	$GLR_{Reduzido}$	$GLR_{Completo}$	$QMR_{Completo}$	F_{obs}
1. Brody	3283,8	3269,7	53321	53317	0,0613	57,50**
2. Von Bertalanffy	3254,5	3239,9	53321	53317	0,0608	60,03**
3. Von Bertalanffy II	--	--	--	--	--	--
4. Richards	3269,2	3253,7	52332	52327	0,0611	50,74**
5. Logístico I	3273,2	3260,6	53321	53317	0,0612	51,47**
6. Wood	3519,7	3508,2	53322	53319	0,0658	58,26**
7. Compartmental	3283,8	3269,7	53321	53317	0,0613	57,50**
8. McNally	3339,1	3326,6	53321	53317	0,0624	50,08**
9. Logístico II	3273,2	3260,6	53321	53317	0,0612	51,47**
10. Compartmental Modificado	3273,2	3260,6	53321	53317	0,0612	51,47**

** Diferenças altamente significativas entre os parâmetros das curvas ajustadas para a população selecionada e para a controle ($P < 0,0001$).

Os modelos que se ajustaram melhor aos dados da população controle, levando em conta os valores de R^2 e DMA foram Von Bertalanffy, Logístico I, Logístico II e

Compartmental Modificado. O parâmetro “d” nos modelos de Richards, Compartmental e Compartmental Modificado representou a idade à primeira postura ou IMS, em semanas. Observa-se que dentre esses três modelos, apenas os dois primeiros tiveram ajuste adequado para este parâmetro, indicando que a idade à maturidade sexual ocorre aproximadamente na primeira semana (17ª semana de idade) do ciclo de postura de 54 semanas.

Observa-se nas Figuras 1a, 1b, 1c e 1d os modelos ajustados para os dados observados e preditos da linhagem selecionada (SO e SP), os observados e preditos da controle (CO e CP) e os erros preditos da linhagem selecionada e controle (EP-Sel e EP-Cont, respectivamente). Todos os modelos apresentaram falta de ajuste até a quarta semana de postura, ou superestimando a produção de ovos (modelos 1, 5, 6, 7, 8, 9 e 10) ou subestimando-a (modelos 2, 3 e 4). Os modelos 5, 9 e 10 foram os que apresentaram os menores erros até a quarta semana de produção.

Dessa forma, os modelos em que os dados ajustaram-se melhor, simultaneamente na população selecionada e na controle, foram o Logístico I, Logístico II e o Compartmental Modificado, pois tiveram os maiores R^2 , valor assintótico “a” mais próximos do valor real da taxa de postura no pico (Tabelas 1 e 2), baixo DMA, baixos erros preditos em todas as semanas de postura e apresentaram os menores erros preditos até a quarta semana de postura, em relação aos demais (Figuras 1b e 1c).

Porém, o modelo Compartmental Modificado superestimou o parâmetro “d”, pois foi estimado que todas as aves começaram a produzir ovos a partir da 21ª semana de idade (3,919 semanas depois da 17ª semana de idade) na população selecionada e a partir da 20ª semana de idade (3,208 semanas depois da 17ª semana de idade) na população controle. As idades à maturidade sexual observada na população selecionada e na controle ocorreram às 18 e 17 semanas de idade, respectivamente. Entre o modelo Logístico I e Logístico II, optou-se pela escolha do primeiro, pois o Logístico II tem o parâmetro “d” que não possui interpretação biológica.

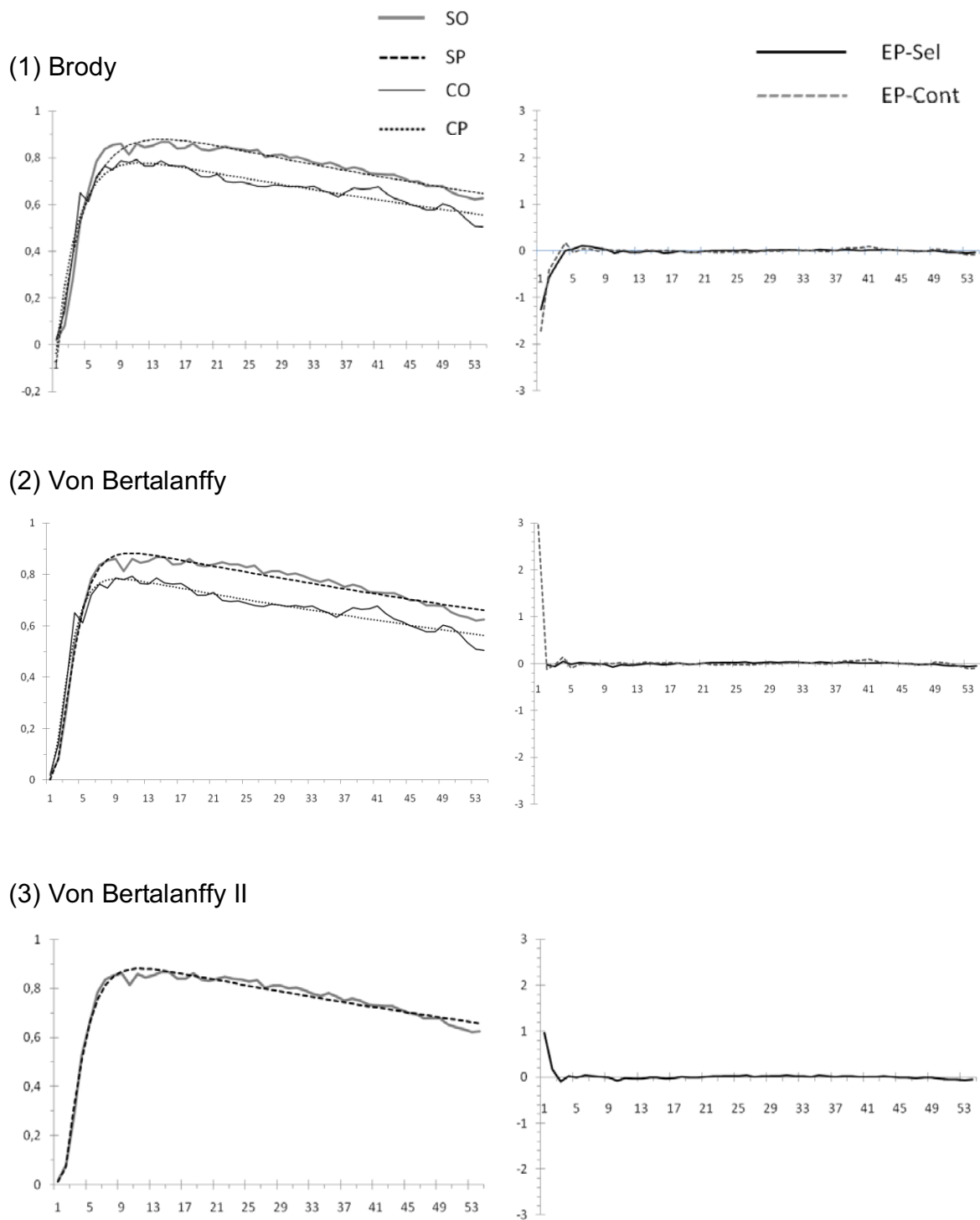
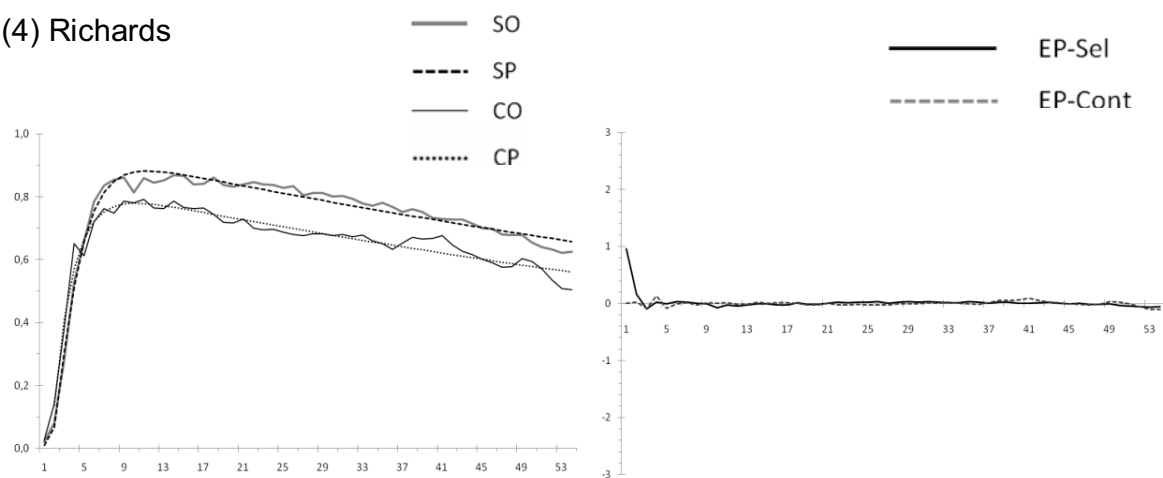
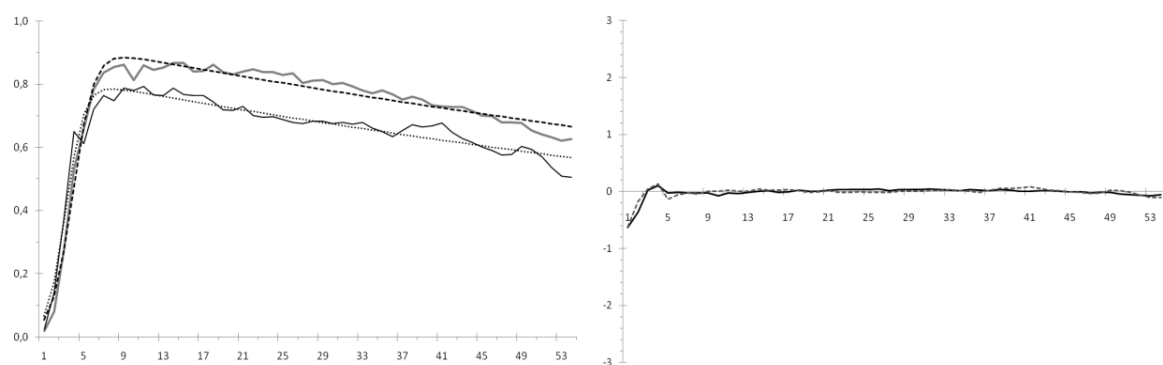


Figura 1a. Taxas de postura (esquerda) e erros-preditos (direita) para os modelos de Brody (1), Von Bertalanffy (2) e Von Bertalanffy II (3). SO=selecionada observada; SP=selecionada predita; CO=controle observado; CP=controle predito; EP-Sel= erro-predito da selecionada; EP-Cont= erro-predito da controle.

(4) Richards



(5) Logístico I



(6) Wood ou função gamma incompleta

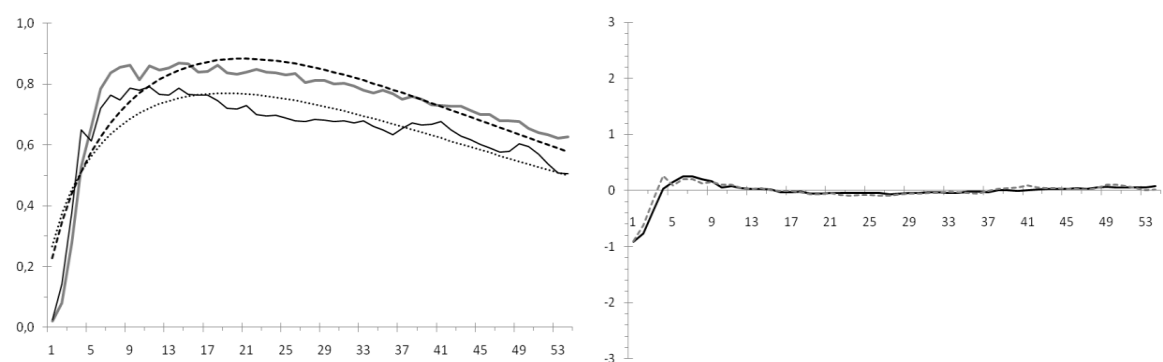
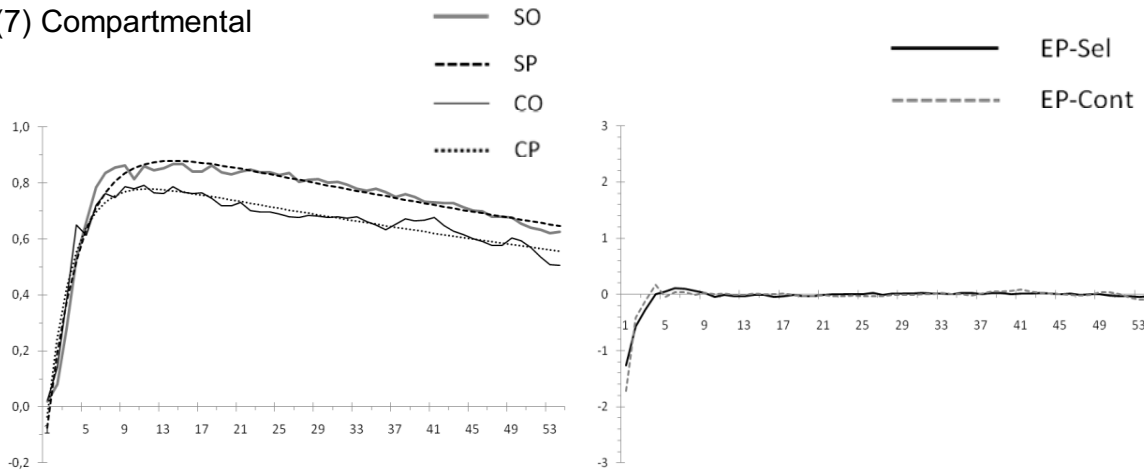
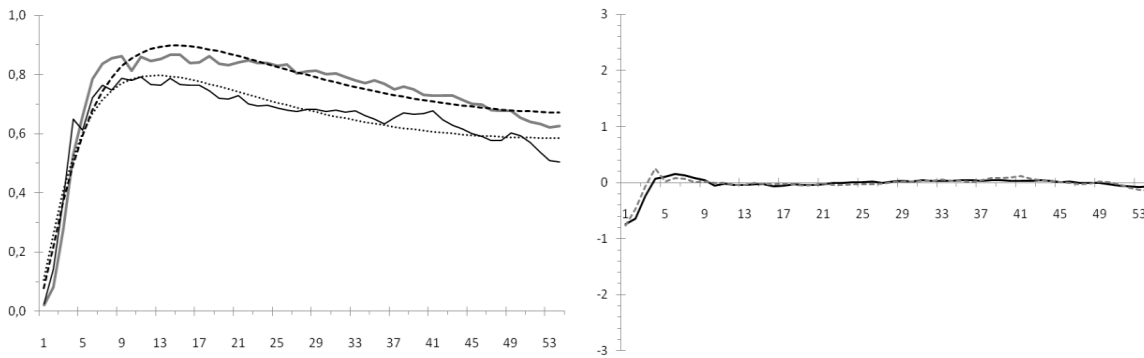


Figura 1b. Taxas de postura (esquerda) e erros-preditos (direita) para os modelos de Richards (4), Logístico I (5) e Wood (6). SO=selecionada observada; SP=selecionada predita; CO=controle observado; CP=controle predito; EP-Sel= erro-predito da selecionada; EP-Cont= erro-predito da controle.

(7) Compartmental



(8) McNally



(9) Logístico II

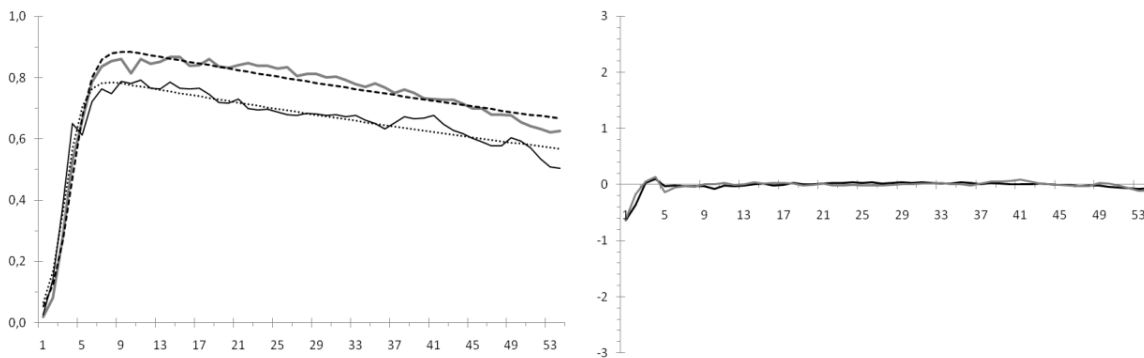


Figura 1c. Taxas de postura (esquerda) e erros-preditos (direita) para os modelos Compartmental (7), McNally (8) e Logístico II (9). SO=selecionada observada; SP=selecionada predita; CO=controle observada; CP=controle predito; EP-Sel= erro-predito da selecionada; EP-Cont= erro-predito da controle.

(10) Compartimental Modificado

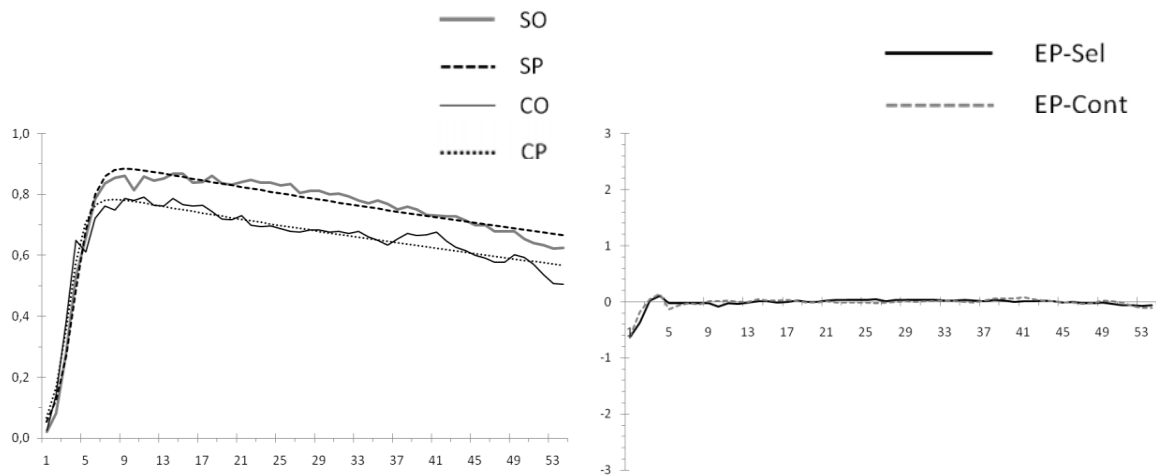


Figura 1d. Taxas de postura (esquerda) e erros-preditos (direita) para o modelo Compartimental modificado (10). SO=selecionada observada; SP=selecionada predita; CO=controle observado; CP=controle predito; EP-Sel= erro-predito da selecionada; EP-Cont= erro-predito da controle.

Os valores do parâmetro “a” (estimativa da taxa de postura no pico) foram maiores na população selecionada (Tabela 1) do que na controle (Tabela 2), sugerindo que a maior produção de ovos no pico da população selecionada em relação à controle pode ser atribuído à seleção das aves, resultando em ganho genético para a característica. Os valores de “x” indicam o decréscimo da produção. Quanto menor os valores de “x”, maior a persistência da produção e quanto maior os valores de “x”, menor a persistência de postura. Observa-se que os valores de “x” foram menores nos modelos 2, 4, 5, 9 e 10 da população selecionada do que na população controle, indicando que a seleção atuou na persistência de postura das aves. A diferença na persistência entre as duas populações pode ser explicada pela seleção, que favoreceu essa característica na população selecionada.

As diferenças entre as estimativas dos parâmetros das curvas ajustadas para a população selecionada e para a controle foi atribuída à seleção, principalmente para melhorar a produção de ovos. A diferença entre a produção de ovos da população selecionada e da controle pode ser explicada pelo ganho genético para a produção semanal de ovos, expressa em porcentagem, que pode ser observado na Figura 2.

Quando a média semanal de produção de ovos da população selecionada foi maior do que a controle, ocorreu ganho genético. Isso foi verificado após a quarta semana de produção, indicando que a seleção não foi eficiente para a produção de ovos nas primeiras semanas do ciclo de postura e nem para a idade à maturidade sexual.

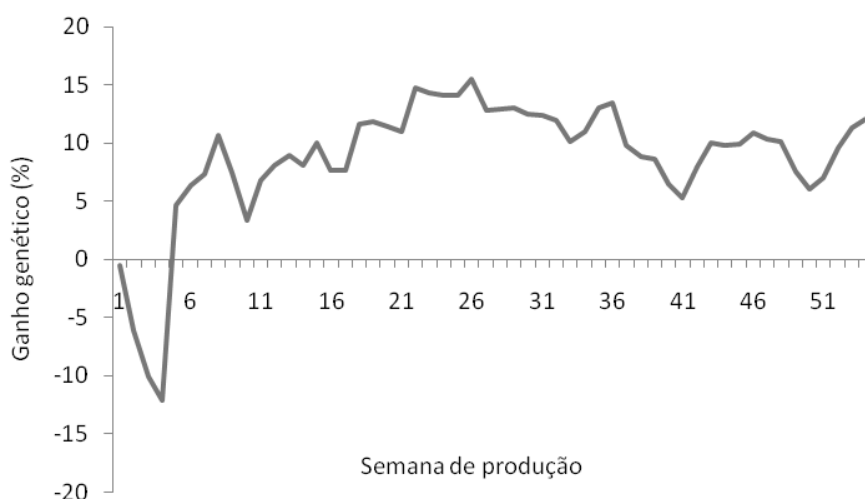


Figura 2: Ganho genético para a taxa de postura (%) da população selecionada em relação à população controle.

Conclusão

O modelo Logístico I pode ser empregado para prever a curva de postura semanal para a população de aves selecionada e para a controle, levando-se em conta a interpretação biológica das estimativas dos parâmetros do modelo e dos critérios estatísticos.

Houve diferença significativa entre as estimativas dos parâmetros das curvas de produção de ovos ajustadas para a população selecionada e para a controle. Logo, as diferenças observadas entre os parâmetros das curvas ajustadas para a população selecionada e para a controle, podem ser atribuídas ao processo de seleção para melhorar a produção de ovos, que também favoreceu a produção de ovos no pico de postura e a persistência da produção de ovos.

Referências

BRODY, S. **Bioenergetics and growth**. New York: Reinhold Publishing Corporation, 1945. 1023p.

BRODY, S.; RAGSDALE, A. C.; TURNER, C. W. The rate of growth of the dairy cow: growth and senescence as measured by the rise and fall of milk secretion with age. **Journal of General Physiology**, v.5, p. 441-444, 1923.

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

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

CONGLETON, W. R.; CHAMBERLAIN, J. T.; MUIR, F. V.; HAWES, R. O. Limitations of using incomplete gamma function to generate egg production curves. **Poultry Science**, v.60, p.689-691, 1981.

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

GAVORA, J. S.; LILJEDAHL, L. E.; MCMILLAN, I.; AHLEN, K. Comparison of three mathematical models of egg production. **British Poultry Science**, v.23, p.339-348, 1982.

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

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.

HARTLEY, H. O. The modified Gauss-Newton method for the fitting of nonlinear regression functions by least squares. **Technometrics**, Washington v. 3, p. 269-280, 1961.

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

MCMILLAN, I.; FITZ-EARLE, M.; BUTLER, L.; ROBSON D. S. Quantitative genetics of fertility I and II. **Genetics**, v.65, p. 349-369, 1970.

MCMILLAN, I.; GOWE, R. S.; GAVORA, J. S.; FAIRFULL, R. W. Prediction of annual production from part record egg production in chickens by three mathematical models. **Poultry Science**, v. 65, p. 817–822, 1986.

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

NELDER, J. A. The fitting of a generalization of the logistic curve. **Biometrics**, v. 17, p. 89-110, 1961.

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

OBERSTONE, J. **Management Science: Concepts, Insights, and Applications**. New York: West Group, 1990. 700p.

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

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

VON BERTALANFFY, L.V. Quantitative laws in metabolism and growth. **The Quarterly Review of Biology**, v.32, p.217-230, 1957.

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

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

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

CAPÍTULO 3 – ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS DE CARACTERÍSTICAS DE PRODUÇÃO DE OVOS EM UMA POPULAÇÃO DE AVES SELECIONADA PARA POSTURA

Resumo: O objetivo do presente trabalho foi estimar parâmetros genéticos para características relacionadas à postura de ovos, avaliar a associação genética entre estas e determinar as melhores características que podem ser utilizadas para melhorar a produção de ovos. Foram utilizados os registros de 17 a 70 semanas de idade, totalizando 54 semanas de postura avaliadas em 1289 aves de uma linhagem de poedeiras leves. O arquivo de dados continha registros da relação altura-largura e peso dos ovos às 32, 37 e 40 semanas de idade (REL32, REL37, REL40, PO32, PO37 e PO40, respectivamente), peso corporal às 54 e 62 semanas (PC54 e PC62), idade à maturidade sexual (IMS), taxa de postura nos períodos parciais de 17 a 30 e 17 a 40 semanas (P1730 e P1740), taxa de postura nos períodos residuais de 30 a 70 e 40 a 70 semanas (P3070 e P4070) e taxa de postura total (Ptotal). Foram estimadas as herdabilidades (h^2) e correlações genéticas entre essas características, pelo método da máxima verossimilhança restrita. Duas análises multivariadas foram feitas, sendo uma de agrupamento não hierárquico pelo método *k-means* para descrever padrões de postura das aves e outra de componentes principais com os valores genéticos das características (VG). As características que apresentaram maiores estimativas de h^2 foram PC54 ($0,68 \pm 0,07$) e IMS ($0,53 \pm 0,07$). Ptotal teve baixa estimativa de h^2 ($0,14 \pm 0,05$). Observou-se que existiu o componente de correlação genética parte-todo entre os períodos parciais e residuais com o Ptotal e o componente de correlação genética parte-parte entre os períodos parciais com os residuais. Pela análise de componentes principais foi observado que pode-se encontrar aves com alta IMS (igual ou acima de

143 dias) com alta P_{total} (maior ou igual a 80%). Isso se deveu à alta produção de ovos nos períodos residuais que contribuíram para P_{total} ser alta. Concluiu-se que caso queira-se fazer a seleção dos indivíduos para melhorar P_{total} , deve-se selecionar com base na IMS para melhorar a postura nos períodos iniciais e, conseqüentemente, no período total.

Palavras-chave: aves, componentes principais, herdabilidade, produção de ovos

Introdução

Para atender as exigências de mercado, os ovos devem ter características que facilitem o armazenamento, transporte e aspecto que agrada ao consumidor. A taxa de postura, peso do ovo, idade à maturidade sexual e o peso corporal são características de importância econômica que são relacionadas à produção de ovos e devem ser consideradas nos programas de melhoramento genético. As características de qualidade do ovo também possuem importância econômica, como tamanho e a relação altura-largura dos ovos, que estão associadas com a acomodação uniforme dos ovos na embalagem e com o risco de quebra do produto durante o armazenamento e transporte.

Nos programas de melhoramento de aves, as análises multivariadas e as estimativas de parâmetros genéticos das características de maior relevância econômica são ferramentas utilizadas na tomada de decisão para a seleção de animais que contribuam geneticamente no aumento do desempenho de uma característica. As estimativas de parâmetros genéticos permitem analisar a associação genética entre as características, quais devem ser melhoradas e qual o melhor método de seleção a ser realizado (LEDUR et al., 1993).

As análises multivariadas são um conjunto de métodos estatísticos que torna possível a análise simultânea de medidas múltiplas para cada indivíduo ou fenômeno

observado. A análise de componentes principais, uma das técnicas multivariadas mais utilizadas, tem como um de seus principais objetivos tentar descrever um conjunto de variáveis originais por meio da criação de um número menor de dimensões de variabilidade comum, existente em um conjunto de dados. Para isso, pressupõe-se que as variáveis tenham alta correlação para agrupá-las em componentes principais. A existência de cada componente principal explica a correlação em determinado grupo de variáveis (HAIR et al., 2009).

O objetivo do presente trabalho foi estimar parâmetros genéticos para as características relacionadas à postura de ovos, avaliar a associação genética entre estas por meio da análise de componentes principais e identificar qual(is) característica(s) podem auxiliar o processo de seleção para melhorar a postura das aves.

Material e Métodos

Os dados utilizados foram referentes à linhagem de aves de postura da raça White Leghorn, designada como “CC”, desenvolvida e mantida sob seleção pela Embrapa Suínos e Aves, em Concórdia, SC. Esta é uma linha fêmea selecionada durante sete gerações, visando, principalmente, à melhoria da produção de ovos.

As aves foram oriundas de três incubações e a colheita dos dados da postura de ovos foi realizada durante cinco dias por semana, pois esta medida possui correlação de 0,99 com a produção de sete dias na semana (WHEAT; LUSH, 1961). As características estudadas foram taxa de postura total (P_{total}) da 17^a a 70^a semana de idade (totalizando 54 semanas de produção), taxa de postura inicial da 17^a a 30^a semana (P_{1730}) e de 17^a a 40^a semana (P_{1740}) e taxa de postura residual da 30^a a 70^a (P_{3070}) e da 40^a a 70^a semana de idade (P_{4070}).

A idade à maturidade sexual (IMS) mediu o número de dias em que ave fez a primeira postura. Os pesos corporais medidos nas 54^a e 62^a semana de idade (PC_{54} e PC_{62}) e os pesos dos ovos as 32^a, 37^a e 40^a semana de idade (PO_{32} , PO_{37} , PO_{40})

foram medidos em gramas. A relação altura-largura dos ovos foram medidas nas mesmas semanas (REL32, REL37 e REL40).

A análise exploratória de agrupamento não hierárquico pelo método *k-means* é uma técnica multivariada utilizada quando é possível ter uma classificação prévia dos grupos. Seu principal objetivo é agrupar indivíduos, minimizando a variância dentro dos grupos e maximizando-a entre os grupos (HAIR et al., 2009). Essa análise foi feita utilizando-se a taxa de postura semanal de cada uma das 54 semanas de postura de 1569 aves. As aves foram divididas previamente em cinco grupos (G1 a G5) classificados pela Ptotal: G1 com $P_{total} < 20\%$; G2: $20\% \leq P_{total} < 40\%$; G3: $40\% \leq P_{total} < 60\%$; G4: $60\% \leq P_{total} < 80\%$ e G5: $P_{total} \geq 80\%$. Esta análise foi processada no software STATISTICA (STATISTICA 7.0, StatSoft, Inc., Oklahoma, USA).

Para estimar os parâmetros genéticos, as aves com Ptotal menor que 25% foram excluídas do arquivo de dados para eliminar as aves que morreram ou aquelas que pudessem apresentar infecções subclínicas que afetassem a taxa de postura (FAIRFULL; GOWE, 1990). As aves que possuíam registros perdidos para as demais características também foram eliminadas do arquivo de dados, mantendo-se 1289 animais. A preparação desses dados e as estatísticas descritivas foram feitas no programa SAS (SAS 9.1, SAS Institute, Cary, NC, USA). Existiu diferença significativa ($p < 0,01$) entre as três incubações dos ovos sobre todas as características estudadas, verificada pelo PROC GLM do SAS. O arquivo de pedigree conteve 12.132 animais de sete gerações.

Os componentes de variância e covariância foram estimados pelo método da máxima verossimilhança restrita, em modelo animal bi características, utilizando o programa computacional MTDFREML (Multiple Trait Derivative-Free Restricted Maximum Likelihood), descrito por Boldman et al. (1995). A variância dos valores do simplex ($-2\log L$ de verossimilhança) inferior a 10^{-9} foi utilizado como critério de convergência. O modelo animal incluiu o efeito fixo de incubação e os efeitos aleatórios genético aditivo e residual. O modelo matricial utilizado nas análises bi características foram:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}$$

em que:

y_1 = vetor de observações da variável 1;

y_2 = vetor de observações da variável 2;

b_1 = vetor de efeitos fixos para variável 1;

b_2 = vetor de efeitos fixos para a variável 2;

μ_1 = vetor de efeito aleatório genético aditivo para a variável 1;

μ_2 = vetor de efeito aleatório genético aditivo para a variável 2;

$X_1(X_2)$ = matriz de incidência associando os elementos de $b_1(b_2)$ a $y_1(y_2)$;

$Z_1(Z_2)$ = matriz de incidência associando os elementos de $\mu_1(\mu_2)$ a $y_1(y_2)$.

Para o modelo bi características em geral, $E(y_i) = X_i \hat{b}_i$ para $i=1, 2$ e a matriz de variâncias e covariâncias dos elementos aleatórios no modelo é dada por:

$$Var \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ e_1 \\ e_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_{a1}^2 & A\sigma_{a1a2} & 0 & 0 \\ A\sigma_{a1a2} & A\sigma_{a2}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I\sigma_{e1}^2 & I\sigma_{e1e2} \\ 0 & 0 & I\sigma_{e1e2} & I\sigma_{e2}^2 \end{bmatrix}$$

Em que:

A = matriz de parentesco;

$\sigma_{a1}^2, \sigma_{a2}^2$ = variância genética aditiva para as características 1 e 2, respectivamente;

σ_{a1a2} = covariância genética aditiva entre as características 1 e 2;

$\sigma_{e1}^2, \sigma_{e2}^2$ = variância residual para as características 1 e 2, respectivamente.

σ_{e1e2} = covariância residual entre as características 1 e 2.

Os valores genéticos padronizados dos animais para todas as características (VGP1730, VGP1740, VGP3070, VGP4070, VGPtotal, VGPC54, VGPC62, VGPO32, VGPO37, VGPO40, VGREL32, VGREL37 e VGREL40) foram utilizados em uma análise de componentes principais. A padronização dos valores genéticos das características é dada por $z = (x - \bar{x}) / s$ em que z é o valor padronizado de x , \bar{x} a média de uma das características e s o respectivo desvio-padrão. O valor genético da taxa de postura total (VGPtotal) foi utilizado como variável suplementar ou explicativa, ou seja, pode-se relacionar a tendência da direção e sentido da VGPtotal com a tendência da direção e sentido das demais variáveis. O objetivo da análise de componentes principais foi condensar as informações contidas nas 13 variáveis estudadas em um número menor de variáveis latentes ortogonais denominadas componentes principais, com perda mínima de informação (HAIR et al., 2009). Os componentes principais são combinações lineares das variáveis originais, construídos com os autovalores da matriz de covariância. Os autovalores representam o comprimento e o total da variância contida nos componentes principais. Associados a cada autovalor existe um vetor de módulo unitário chamado autovetor. Os autovetores representam a intensidade, direção e sentido da contribuição da variância de cada variável dentro dos componentes principais. Estes também são fatores de ponderação que definem a contribuição das variáveis originais em cada componente principal. A escolha dos componentes principais que explicam a maior parte da variação do conjunto de dados é determinada por aqueles com autovalores superiores à unidade, segundo o critério de Kaiser (KAISER, 1958). Esta análise foi processada no software STATISTICA (STATISTICA 7.0, StatSoft, Inc., Oklahoma, USA).

Resultado e Discussão

O perfil de postura das aves pode ser visualizado na Figura 1, obtida a partir da análise de agrupamento pelo método *k-means*. Observou-se 150 animais no agrupamento ou cluster um, 545 no cluster dois, 617 no cluster três, 53 no cluster

quatro e 204 no cluster cinco. Nos clusters dois e três foram observados animais classificados em G4 e G5 (produção de ovos acima de 60%). Nos clusters um e cinco foram encontrados animais classificados em G3 e G4 (produção de ovos entre 40 a 80%). Os indivíduos agrupados no cluster quatro foram classificados em G1 e G2 (produção de ovos até 40%). Logo, 1162 animais possuíram Ptotal alta (cluster dois e três). Todas as técnicas multivariadas, inclusive a análise de agrupamento, utilizam métodos lineares na separação dos animais em grupos. Alguns animais do grupo G4 foram classificados nos cluster um, outros no cluster dois, no cluster três e no cluster cinco devido aos métodos lineares utilizados na separação dos grupos pela análise de agrupamento. Conseqüentemente, existe a possibilidade daqueles animais que estão nos limites inferior e superior dos agrupamentos serem classificados em um ou em outro cluster.

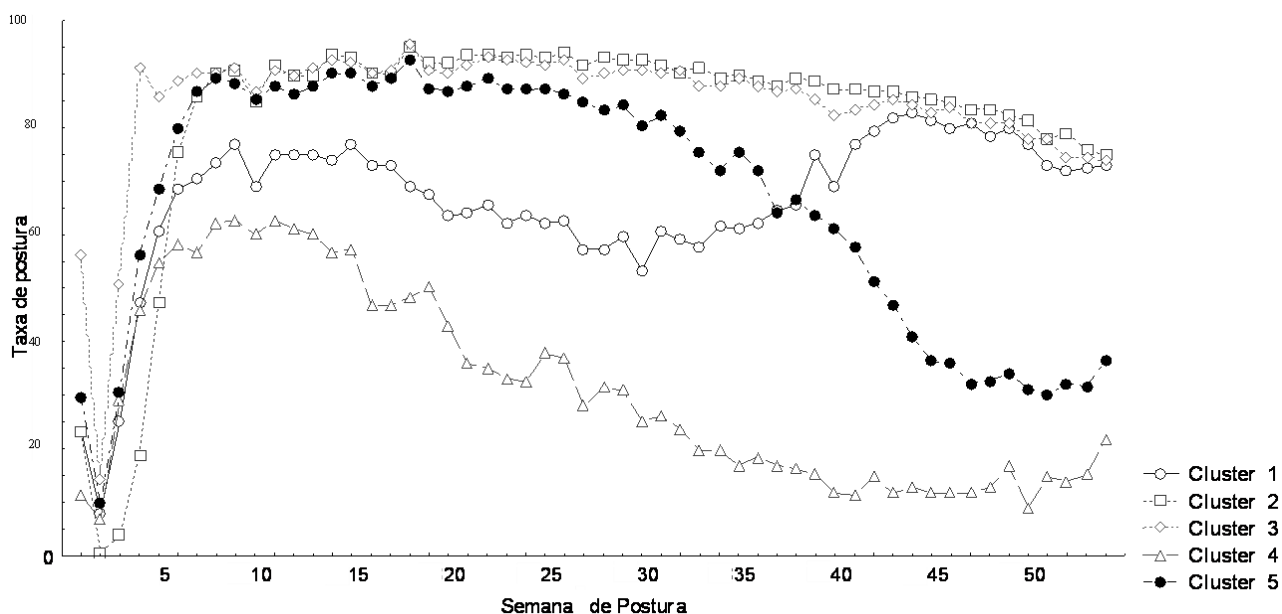


Figura 1. Perfil da postura da linhagem de poedeiras leves CC, durante 54 semanas de produção, segundo a classificação dos indivíduos pela análise de agrupamento não hierárquica pelo método *k-means*.

As médias, desvio padrão, coeficiente de variação, valores mínimo e máximo das características são apresentados na Tabela 1. As médias encontradas neste trabalho

para P1730 e P1740 foram semelhantes às relatadas por Francesch et al. (1997), que variaram entre $65,08 \pm 18,27$ a $72,03 \pm 17,79\%$ para a taxa de postura até 39 semanas de idade em três linhagens de aves.

Tabela 1. Número de indivíduos utilizados na medição de cada característica (N), média, desvio-padrão, coeficiente de variação (cv), valores mínimo e máximo das características.

Característica (unidade)	Média	Desvio-padrão	cv (%)	mínimo	máximo
PC54 (g)	1792,23	212,80	11,87	1160,00	2550,00
PC62 (g)	1861,43	244,98	13,16	1160,00	2660,00
PO32 (g)	55,86	4,28	7,66	42,00	73,00
PO37 (g)	58,17	4,43	7,62	41,00	76,00
PO40 (g)	59,03	4,38	7,42	42,00	75,00
REL32	1,30	0,05	4,39	110,00	150,00
REL37	1,35	0,06	4,28	120,00	155,00
REL40	1,37	0,06	4,05	120,00	155,00
IMS (dias)	138,32	8,75	6,32	118,00	172,00
P1730 (%)	67,16	12,10	18,01	1,43	97,14
P1740 (%)	75,89	10,80	14,24	2,50	96,67
P3070 (%)	80,03	15,15	18,93	10,24	99,02
P4070 (%)	77,34	18,16	23,48	0,00	100,00
Ptotal (%)	76,50	12,27	16,04	25,93	94,81

PC54 e PC62: peso corporal das aves nas 54 e 62 semanas; **PO32, PO37 e PO40:** peso do ovo às 32, 37 e 40 semanas; **REL32, REL37 e REL40:** relação altura-largura às 32, 37 e 40 semanas; **IMS:** idade à maturidade sexual; **P1730, P1740, P3070, P4070 e Ptotal:** taxa de postura das 17 às 30, 17 as 40, 30 as 70, 40 as 70 e das 17 a 70 semanas de postura, respectivamente.

As médias de PO37 e PO40 foram ligeiramente maiores do que as relatados por Francesch et al. (1997), que obtiveram médias variando de $55,43 \pm 5,00$ a $56,91 \pm 4,63$ g para peso de ovo às 39 semanas. As medidas de relação altura-largura do ovo deste trabalho foram semelhantes às relatadas por Ledur et al. (1998), às 36 semanas de idade. As estimativas das variâncias genéticas aditivas e ambientais podem ser verificadas na Tabela 2 e as estimativas de herdabilidade (h^2) e correlações genéticas entre as características na Tabela 3.

Tabela 2. Variância genética aditiva (σ_a^2) e variância ambiental (σ_e^2) das características.

	P1730	P1740	P3070	P4070	Ptotal	IMS	PO32	PO37	PO40	PC54	PC62	REL32	REL37	REL40
σ_a^2	38,69	22,32	22,08	28,08	19,03	41,04	6,00	6,14	6,67	29857,63	32931,73	5,22	3,71	4,56
σ_e^2	94,81	67,15	181,69	284,54	111,29	35,66	10,11	13,58	13,13	14463,88	19274,83	27,41	24,82	25,72

PC54 e PC62: peso corporal das aves as 54 e 62 semanas; **PO32, PO37 e PO40:** peso do ovo às 32, 37 e 40 semanas; **REL32, REL37 e REL40:** relação altura-largura às 32, 37 e 40 semanas; **IMS:** idade à maturidade sexual; **P1730, P1740, P3070, P4070 e Ptotal:** taxa de postura das 17 às 30, 17 as 40, 30 as 70, 40 as 70 e das 17 a 70 semanas de postura, respectivamente.

Tabela 3. Herdabilidades (diagonal), correlações genéticas (acima da diagonal) e ambientais (abaixo da diagonal) entre as características.

	REL32	REL37	REL40	PC54	PC62	PO32	PO37	PO40	IMS	P1730	P1740	P3070	P4070	Ptotal
REL32	0,16±0,05	0,83±0,14	0,74±0,15	0,37±0,16	0,24±0,16	0,71±0,11	0,75±0,12	0,77±0,11	-0,21±0,17	0,21±0,18	0,17±0,19	-0,15±0,23	-0,19±0,27	-0,01±0,23
REL37	0,15±0,04	0,13±0,05	0,95±0,03	0,30±0,05	0,15±0,17	0,70±0,14	0,75±0,11	0,77±0,12	0,00±0,18	-0,25±0,19	-0,26±0,20	-0,29±0,24	-0,30±0,26	-0,34±0,22
REL40	0,12±0,04	0,25±0,04	0,15±0,05	0,14±0,17	0,00±0,16	0,70±0,12	0,74±0,11	0,66±0,12	-0,15±0,17	0,21±0,19	0,03±0,21	-0,47±0,20	-0,46±0,21	-0,37±0,21
PC54	0,10±0,07	0,15±0,07	0,13±0,07	0,68±0,07	0,98±0,01	0,57±0,09	0,49±0,11	0,42±0,11	0,05±0,11	0,05±0,13	-0,02±0,15	-0,22±0,16	-0,24±0,16	-0,18±0,15
PC62	0,14±0,07	0,16±0,06	0,18±0,07	0,73±0,04	0,65±0,06	0,47±0,10	0,42±0,11	0,36±0,11	0,08±0,10	-0,07±0,13	-0,08±0,15	-0,15±0,15	-0,17±0,16	-0,15±0,14
PO32	0,46±0,04	0,21±0,04	0,17±0,05	-0,01±0,09	0,08±0,08	0,37±0,06	0,99±0,02	0,97±0,03	0,08±0,13	0,13±0,15	0,13±0,16	0,02±0,21	0,00±0,23	0,05±0,19
PO37	0,14±0,05	0,56±0,03	0,20±0,04	0,15±0,08	0,17±0,07	0,38±0,04	0,31±0,06	0,94±0,02	0,12±0,14	-0,15±0,16	-0,19±0,16	-0,24±0,20	-0,25±0,21	-0,28±0,18
PO40	0,18±0,05	0,24±0,04	0,53±0,03	0,17±0,08	0,22±0,07	0,38±0,04	0,39±0,04	0,33±0,06	0,10±0,14	-0,15±0,15	-0,20±0,16	-0,26±0,19	-0,25±0,19	-0,28±0,18
IMS	0,06±0,06	0,01±0,06	0,07±0,06	0,03±0,10	0,00±0,09	0,06±0,07	0,05±0,07	-0,02±0,07	0,53±0,07	-0,85±0,05	-0,56±0,12	0,06±0,19	0,04±0,20	-0,25±0,17
P1730	-0,15±0,05	-0,08±0,04	-0,14±0,04	-0,13±0,07	-0,06±0,07	-0,24±0,06	-0,13±0,05	-0,13±0,05	-0,51±0,04	0,29±0,06	0,94±0,03	0,37±0,20	0,31±0,21	0,67±0,13
P1740	-0,13±0,05	-0,10±0,04	-0,18±0,04	-0,06±0,06	-0,05±0,06	-0,19±0,05	-0,11±0,05	-0,16±0,05	-0,34±0,05	0,81±0,01	0,20±0,06	0,60±0,16	0,54±0,19	0,82±0,09
P3070	-0,04±0,04	-0,01±0,04	0,00±0,04	0,06±0,06	0,02±0,06	-0,02±0,04	0,01±0,04	-0,07±0,04	0,05±0,05	0,15±0,04	0,39±0,03	0,10±0,04	0,99±0,01	0,94±0,07
P4070	-0,03±0,04	0,01±0,04	0,04±0,04	0,06±0,06	0,03±0,06	-0,01±0,04	0,02±0,04	-0,05±0,04	0,06±0,05	0,06±0,04	0,21±0,04	0,97±0,01	0,09±0,04	0,92±0,04
Ptotal	-0,08±0,04	-0,02±0,04	-0,03±0,04	0,02±0,06	0,01±0,06	-0,07±0,05	-0,01±0,04	-0,09±0,04	-0,07±0,05	0,36±0,04	0,54±0,03	0,98±0,01	0,93±0,01	0,14±0,05

PC54 e PC62: peso corporal das aves as 54 e 62 semanas; **PO32, PO37 e PO40:** peso do ovo às 32, 37 e 40 semanas; **REL32, REL37 e REL40:** relação altura-largura às 32, 37 e 40 semanas; **IMS:** idade à maturidade sexual; **P1730, P1740, P3070, P4070 e Ptotal:** taxa de postura das 17 às 30, 17 as 40, 30 as 70, 40 as 70 e das 17 a 70 semanas de postura, respectivamente.

A estimativa de h^2 foi de $0,46 \pm 0,17$ para peso do ovo entre 26 a 30 semanas de idade, $0,50 \pm 0,19$ entre 50 a 54 semanas de idade (SABRI et al, 1999) e $0,44 \pm 0,05$ às 36 semanas de idade (LEDUR et al., 1998). As estimativas de h^2 para peso do ovo às 39 semanas de idade variaram de $0,48 \pm 0,05$ a $0,59 \pm 0,06$ em três raças de aves de postura (FRANCESCH et al., 1997). As estimativas da literatura foram maiores do que as encontradas neste trabalho.

As estimativas de h^2 das três relações altura-largura deste trabalho foram menores do que as encontradas por Ledur et al. (1998), que encontraram estimativas de $0,44 \pm 0,05$ as 36 semanas de idade. Observou-se que as relações de altura-largura do ovo exibiram altas associações genéticas positivas entre os pesos de ovo (Tabela 3). Munari et al. (1992) verificaram estimativas de herdabilidade para IMS de $0,57 \pm 0,05$.

As estimativas das correlações genéticas entre produção de ovos, peso corporal e peso dos ovos encontradas neste trabalho foram semelhantes às citadas na literatura. Ledur et al. (1993) verificaram que a correlação entre produção de ovos e peso corporal foi negativa. As correlações genéticas entre produção e peso dos ovos às 39 semanas de idade variaram de $-0,19$ a $-0,22$ em três raças de aves de postura (FRANCESCH et al., 1997).

A correlação genética ($-0,20 \pm 0,16$) encontrada entre P1740 e PO40 foi semelhante às relatadas por Fairfull e Gowe (1990), em uma linhagem controle de aves White Leghorn. O resultado também foi similar aos relatados por Besbes et al. (1992), Wei e van der Werf (1993), Hagger (1994), Mielenz et al. (1994), Jeyarubau e Gibson (1996) e Francesch et al (1997).

As correlações genéticas entre peso do ovo as 37 semanas e IMS, medidas em cinco linhagens de aves de postura, variaram de $-0,21$ a $0,24$ (DANBARO et al., 1995). Schmidt e Figueiredo (2004) obtiveram correlações genéticas, no primeiro ciclo de postura em linhagem de aves White Leghorn, de $0,20$ entre idade à maturidade sexual e peso corporal às 40 semanas de idade, $0,22$ entre peso médio do ovo e idade à maturidade sexual, $0,31$ entre peso médio do ovo e peso corporal às 40 semanas de idade, $0,27$ entre peso médio do ovo e relação altura-largura, $0,13$ entre relação altura-largura e peso corporal às 40 semanas de idade. Schmidt e Figueiredo (2004) também

relataram correlação genética próxima de zero entre idade à maturidade sexual e relação altura-largura do ovo. Esses resultados foram diferentes do presente estudo em relação à magnitude das correlações, mas foram semelhantes no que diz respeito ao sentido da correlação.

Para melhorar o desempenho da característica peso dos ovos ou a uniformidade dos mesmos, a escolha do PO40 seria o mais indicado por três motivos: sua medição é mais fácil do que a relação altura-largura dos ovos; possui estimativa de h^2 maior que REL40 e ambas têm alta correlação genética. Porém, essa decisão poderia resultar em uma pequena diminuição do desempenho da P_{total} pelo fato de PO40 e REL40 terem correlações genéticas negativas com a produção total de ovos.

As estimativas de h^2 para P1730 e P1740 foram semelhantes às relatadas por Sabri et al. (1999) e Francesch et al. (1997), de $0,27 \pm 0,17$ e $0,20 \pm 0,06$ a $0,33 \pm 0,05$, respectivamente. Munari et al. (1992) obtiveram estimativas de h^2 para taxa de postura de $0,33 \pm 0,04$ de 18 à 40 semanas de idade, $0,31 \pm 0,04$ de 18 à 50 semanas, $0,40 \pm 0,04$ de 18 à 70 semanas, $0,26 \pm 0,04$ de 40 à 50 semanas, $0,38 \pm 0,04$ de 50 à 70 semanas e $0,40 \pm 0,04$ de 40 à 70 semanas. Hagger e Abplanalp (1978) e Sabri et al. (1991) sugeriram que o potencial genético da produção de ovos e características relacionadas têm maior expressão no pico de produção que ocorre entre a 11^a 15^a semana de postura. Nesse período os efeitos ambientais são minimizados quando comparados aos períodos posteriores do ciclo de postura.

Utilizar os períodos parciais de postura (P1730 ou P1740) como critério de seleção para melhorar a taxa de postura das aves em programas de melhoramento seria vantajoso, pois entre as características de postura foram as que tiveram maiores estimativas de herdabilidade ($0,29 \pm 0,06$ e $0,20 \pm 0,06$, respectivamente), alta correlação genética positiva com a produção total de ovos, considerável correlação genética negativa com IMS e pouca associação genética com as demais características. Se P1730 ou P1740 fossem indicadas como critério de seleção para melhorar a taxa de postura, as aves teriam ganhos genéticos para essa característica, diminuição na idade à primeira postura dos ovos e diminuição no intervalo de geração devido à seleção precoce das aves para realizar os cruzamentos.

Porém, deve-se analisar com cuidado as estimativas de parâmetros genéticos de dados longitudinais quando as características de uma parte do período são correlacionados com outra parte (denominado componente de correlação parte-parte) ou com o período total em que é avaliada (denominada componente de correlação parte-todo). Por isso, não se pode afirmar que P1730 e P1740 possam ser utilizados como critério de seleção para aumentar a taxa de postura de ovos, apesar de todas as vantagens mencionadas acima.

Segundo Fairfull e Gowe (1990), as correlações genéticas da postura de ovos entre uma parte do período de postura com o ciclo total possui um componente de correlação parte-todo. Isso significa que os registros da produção de ovos nos períodos parciais e residuais são partes integrantes do período total, podendo gerar correlações genéticas positivas, mesmo que esses períodos não tenham essa associação atribuída à aditividade dos genes.

Dessa forma, espera-se que quanto maior for o período parcial ou o residual de postura, correlacionados com o período total, maior será o componente de correlação parte-todo e, conseqüentemente, maior será a associação entre estes. Isso pode ser explicado tomando como exemplo as características estudadas: quando foi feita a correlação entre a produção de ovos de P1730 com P_{total} , obteve-se correlação genética de $0,67 \pm 0,13$. Quando P1740, que é um período parcial maior que o anterior, foi correlacionado com P_{total} , obteve-se estimativa da correlação genética de $0,82 \pm 0,09$, maior que a anterior. Essa associação pode não ser totalmente genética e sim uma superestimativa do seguinte fato: quanto maior o período parcial correlacionado com o período total, maior o número de ovos que a ave colocou em relação ao total e conseqüentemente maior será a correlação entre o período parcial e o total.

Ainda segundo Fairfull e Gowe (1990), quando os períodos parciais de postura são correlacionados com os períodos residuais, parte da correlação genética pode ser inflacionada por um componente de correlação denominado parte-parte. Quando a produção de ovos de um período (supondo um período de 20 a 30 semanas de idade) é correlacionado com outro período (supondo de 30 a 40 semanas de idade) teria uma

determinada correlação genética. Agora se o primeiro período (de 20 a 30 semanas) fosse correlacionado com um período mais distante (de 50 a 60 semanas de idade por exemplo) a correlação genética seria menor do que a primeira, indicando que períodos próximos podem possuir padrões de postura parecidos, enquanto períodos distantes podem apresentar padrões de postura diferentes. Isso foi observado no presente trabalho: a correlação genética foi de $0,37 \pm 0,20$ quando P1730 foi correlacionado com P3070. Quando P1730 foi correlacionado com P4070 (período mais distante que o anterior), a correlação genética caiu para $0,31 \pm 0,21$, indicando os padrões de postura são mais diferentes quando mais os períodos correlacionados forem se distanciando. Essa discussão da correlação parte-parte e parte-todo pode ser feita entre todas as características de postura (P1730, P1740, P3070, P4070 e Ptotal).

Considerando os componentes de correlação parte-parte e parte-todo como possíveis causadores de superestimativas nas correlações genéticas entre as características de produção de ovos, é mais seguro indicar IMS como critério de seleção para melhorar a taxa de postura de ovos por ter estimativa de h^2 de $0,53 \pm 0,07$ e correlação genética de $-0,25 \pm 0,17$ com Ptotal. Uma forma complementar de analisar a tabela de (co)variância é por meio de uma análise de componentes principais

As relações entre os valores genéticos das variáveis estudadas podem ser observadas pela análise de componentes principais (Figuras 2, 3 e 4). Observou-se que, das 13 dimensões originais (13 características, pois VGPtotal não foi incluída na análise), 80,04% da variação total das características foi mantida em quatro variáveis latentes ortogonais, denominadas componentes principais. Segundo o critério de Kaiser (KAISER, 1958), deve-se estudar apenas a variação contida nos autovetores (componentes principais) que possuem autovalores acima da unidade, pois estes contêm informação relevante sobre as variáveis em questão (Figura 5).

As principais relações entre os valores genéticos das variáveis foram explicadas na Figura 2 por dois motivos: (1) os feixes de variáveis de um dos componentes principais possuem baixa associação com as do outro componente principal devido à tendência de possuírem ortogonalidade, facilitando a interpretação da interdependência das variáveis dentro de cada componente principal, pois quando não existe

ortogonalidade, uma determinada característica não é boa para discriminar um grupo de indivíduos dentro de um componente principal; e (2) o comprimento dos vetores das variáveis dentro de CP1xCP2 e CP1xCP3 indicam que o feixe de variáveis possui poder discriminante dentro do componente principal. Logo, esses dois gráficos foram suficientes para explicar o fenômeno de postura de ovos e sua interdependência com as demais variáveis, apesar do quarto componente principal ter atendido o critério de Kaiser.

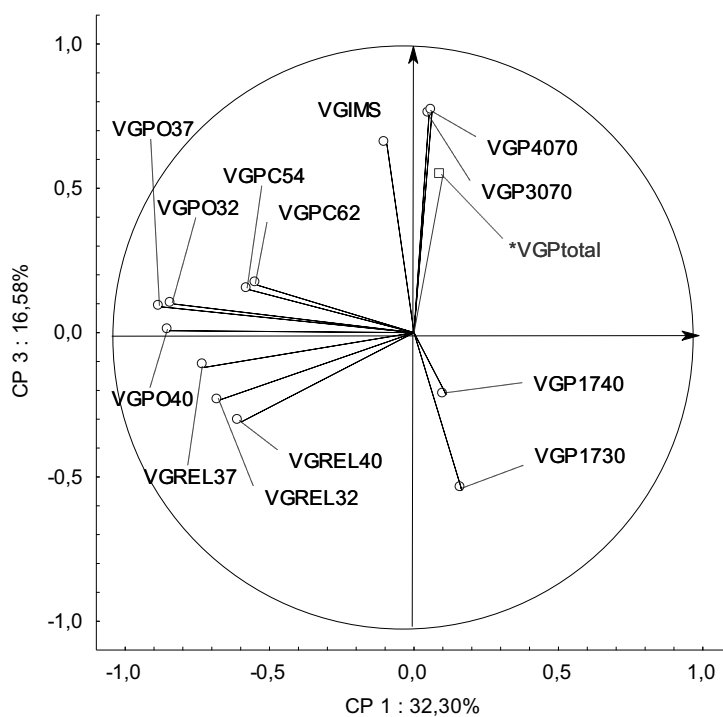
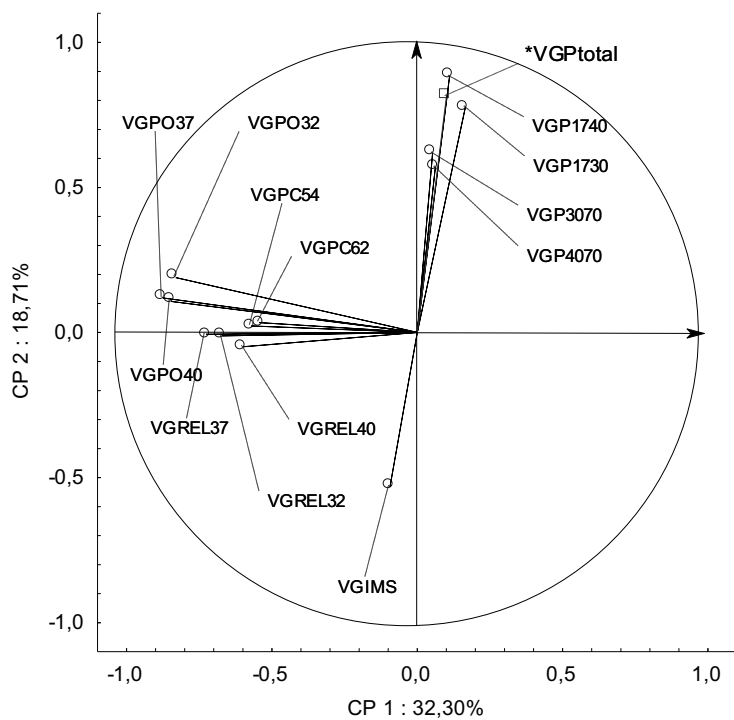


Figura 2. Componentes principais um com dois (a) e um com três (b).

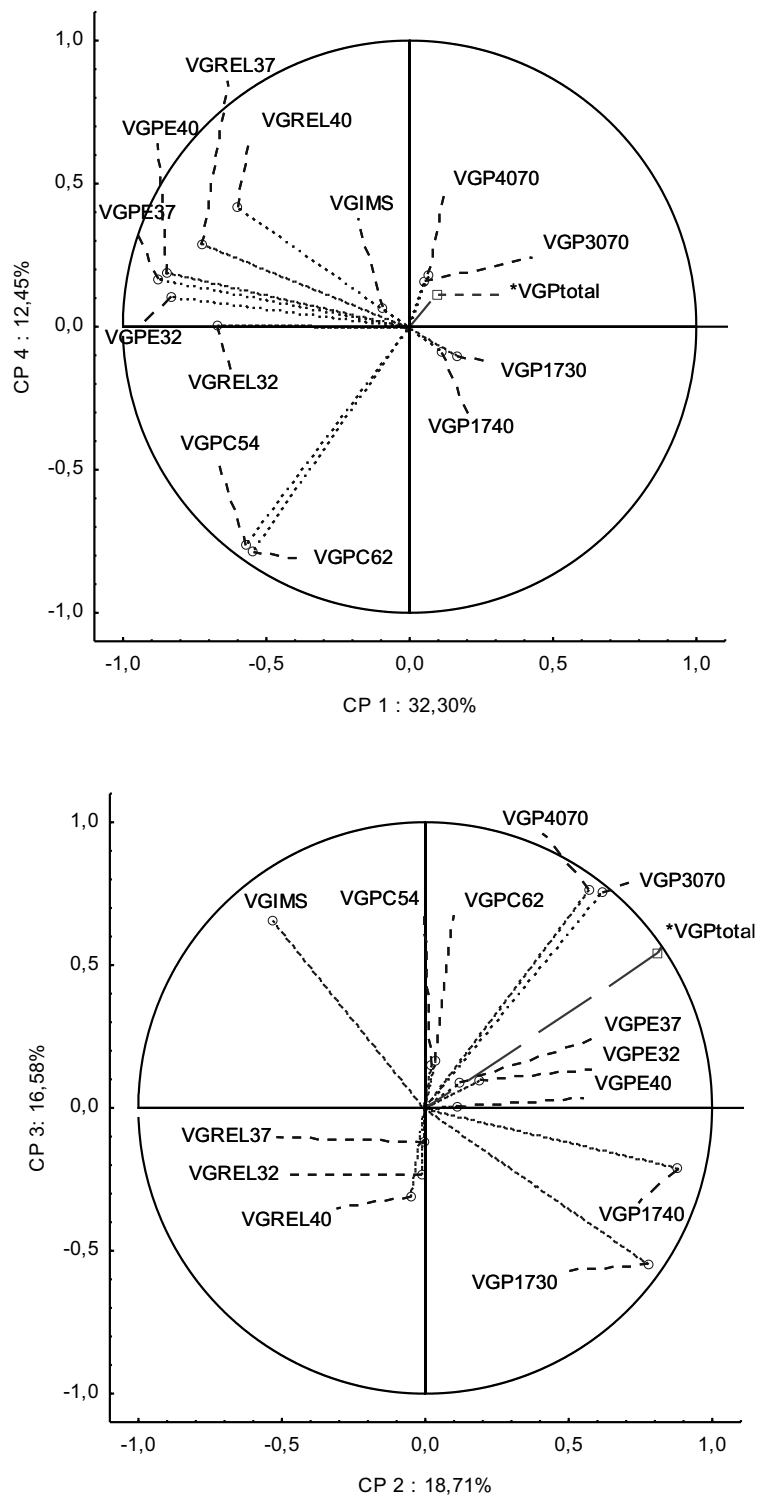


Figura 3. Componentes principais um com quatro (a) e dois com três (b).

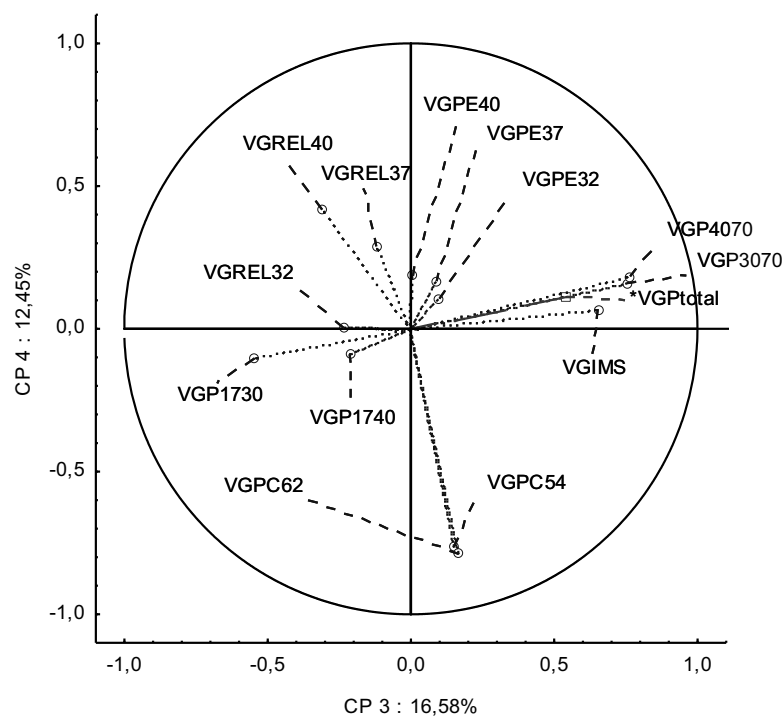
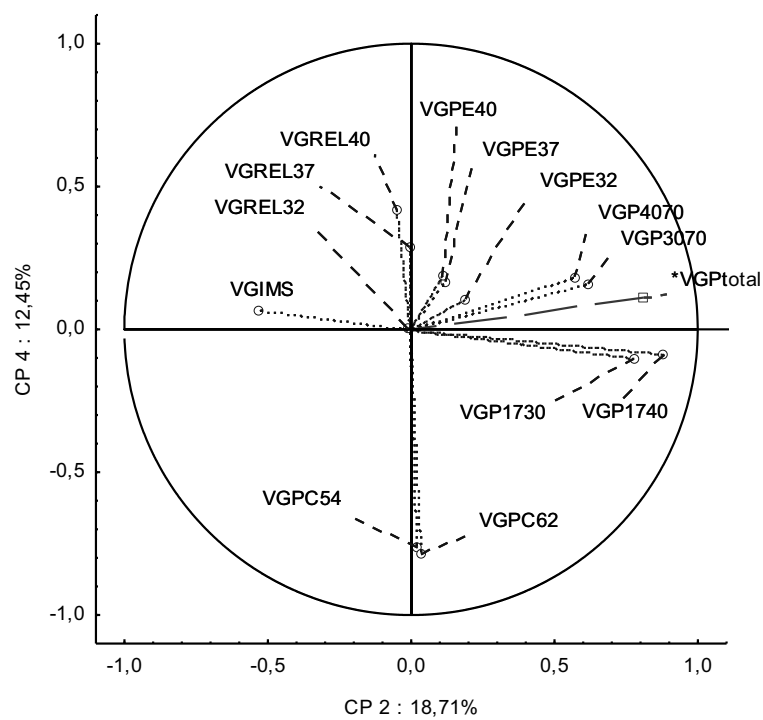


Figura 4. Componentes principais dois com quatro (a) e três com quatro (b).

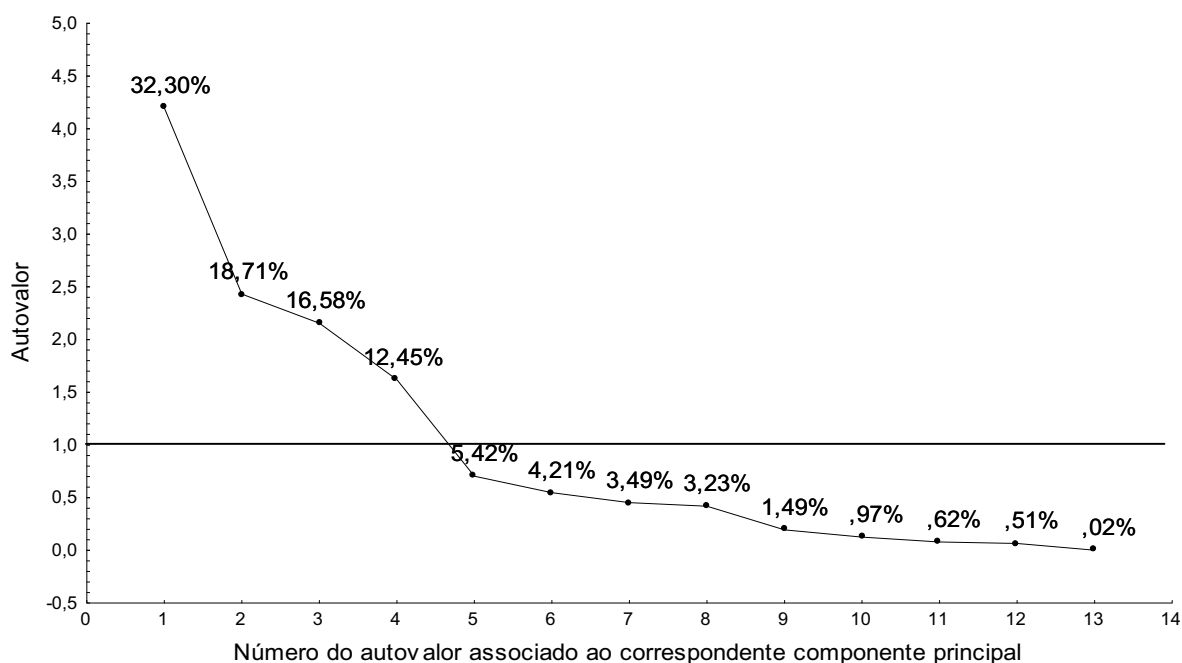


Figura 5. Autovalores (eixo Y) e porcentagem da variação original armazenada em cada um dos 13 componentes principais.

Os vetores das variáveis que tem maior comprimento dentro de um componente principal possuem maior poder discriminante, ou seja, são as variáveis que podem ser utilizadas para separar os animais que possuem características antagônicas dentro de um componente principal. O poder discriminante (tamanho do vetor) das variáveis de um componente principal é designado pelo coeficiente de correlação linear entre a variável e seu respectivo componente principal (Tabela 4).

Tabela 4. Correlação das variáveis em cada componente principal. Os números em negrito são os que possuem maior correlação dentro de cada componente principal.

Características	CP1	CP2	CP3	CP4
VGP1730	0,165590	0,775935	-0,545674	-0,103327
VGP1740	0,111083	0,881722	-0,214059	-0,090485
VGP3070	0,052361	0,616935	0,753987	0,159981
VGP4070	0,062139	0,569015	0,765052	0,183932
VGIMS	-0,093728	-0,530896	0,652192	0,069234
VGPC54	-0,572462	0,022585	0,149226	-0,764106
VGPC62	-0,544499	0,034287	0,165281	-0,788017
VGPE32	-0,831903	0,189623	0,099162	0,105695
VGPE37	-0,876181	0,119376	0,089621	0,167113
VGPE40	-0,848558	0,107684	0,006818	0,185058
VGREL32	-0,672417	-0,011351	-0,233125	0,001696
VGREL37	-0,727564	-0,005950	-0,120861	0,288772
VGREL40	-0,599137	-0,049242	-0,310079	0,417316
*VGPtrtotal	0,099730	0,811224	0,543933	0,111558

VGPC54 e VGPC62: valor genético do peso corporal das aves as 54 e 62 semanas; **VGPO32, VGPO37 e VGPO40:** valor genético do peso do ovo às 32, 37 e 40 semanas; **VGREL32, VGREL37 e VGREL40:** valor genético da relação altura-largura às 32, 37 e 40 semanas; **VGIMS:** valor genético da idade à maturidade sexual; **VGP1730, VGP1740, VGP3070, VGP4070:** valor genético da taxa de postura das 17 às 30, 17 as 40, 30 as 70 e 40 as 70 semanas de postura, respectivamente; ***VGPtrtotal** (valor genético da taxa de postura total) foi utilizada como variável suplementar na análise de componentes principais.

O componente principal um (CP1) explicou 32,30% da variação total dos dados. Observou-se na Figura 2 e na Tabela 4 que VGPO37 teve maior poder discriminante no CP1, pois é a variável que conteve maior comprimento e maior correlação dentro do CP1. Além disso, o feixe de variáveis no CP1 tiveram mesmo sentido e os vetores ficaram bem próximos do eixo CP1, sugerindo que aves com maiores valores genéticos para VGPO37 também apresentaram valores genéticos positivos para as demais, no mesmo eixo e vice-versa. A ortogonalidade entre as variáveis do eixo CP1 com as do eixo CP2 indicou que as variáveis do eixo CP1 apresentaram baixa associação genética com as variáveis próximas do CP2. Esta baixa associação genética entre as variáveis do CP1 com as do CP2 também pode ser verificada pelas estimativas de correlações genéticas descritas na Tabela 3.

O componente principal dois (CP2) explicou 18,71% da informação original das variáveis e VGP1740 foi a que teve maior poder discriminante (Figura 2 e Tabela 4).

Existiu tendência dos maiores valores genéticos para os períodos iniciais e residuais possuírem os menores valores genéticos para IMS, quando VGPtotal tendeu a ser alto.

Na Figura 2, observou-se uma informação complementar no eixo CP3, que não foi explicada nos outros dois componentes principais. Existiu uma tendência dos indivíduos que possuíram maiores valores genéticos para IMS (postura tardia do primeiro ovo) terem maiores valores genéticos para P3070 e P4070 e baixos valores genéticos para P1730 e P1740, quando VGPtotal tendeu a ser alto. A partir desse resultado, foi feita a média da IMS e das taxas de posturas parciais e residuais apenas das aves que apresentaram Ptotal maior ou igual a 80% e alta IMS (igual ou acima de 143 dias), a fim de verificar como seriam as médias dos valores genéticos das mesmas características nas condições citadas, totalizando 214 aves no conjunto de dados (Tabela 5).

Tabela 5. Média dos valores genéticos (VG) e dos valores fenotípicos (VF) das aves que tiveram taxa de produção total de ovos (Ptotal) igual ou acima de 80% e idade à maturidade sexual (IMS) entre 143 e 172 dias.

Característica medida pelo VG	Média do VG	Característica medida pelo VF	Média do VF
VGIM	4,84	IMS	149
VGP1730	-1,92	P1730	59,09
VGP1740	-0,43	P1740	72,75
VGP3070	0,51	P3070	84,72
VGP4070	0,40	P4070	82,41

VGIMS: valor genético da idade à maturidade sexual; **VGP1730, VGP1740, VGP3070, VGP4070:** valor genético da taxa de postura das 17 às 30, 17 as 40, 30 as 70 e 40 as 70 semanas de postura, respectivamente;

A média dos valores genéticos da idade à maturidade sexual (VGIMS) foi alta (4,84), as dos períodos iniciais foram menores que zero e as dos períodos residuais foram maiores que zero, indicando que, geneticamente, essas aves tem menor potencial de postura nos períodos iniciais e alto desempenho nos períodos finais. Essas aves tiveram alta taxa de postura nos períodos residuais que supriu o déficit de produção nos períodos parciais, fazendo com que mesmo assim tivessem alta taxa de postura total. Logo, a alta eficiência de postura dessas aves foi explicada pela alta produção no período residual.

Associado à cada autovalor extraído da matriz de (co)variância existe um autovetor que indica a intensidade, direção e sentido da contribuição de uma determinada variável dentro da variação total de um componente principal (Tabela 6). Como os autovalores foram extraídos da matriz de (co)variância dos valores genéticos, a somatória de cada autovetor multiplicado pelo respectivo valor genético da característica fornece um índice genético dos animais dentro de cada componente principal.

Tabela 6. Autovetores em cada componente principal (CP) para os valores genéticos de cada característica.

Característica	CP1	CP2	CP3	CP4
VGP1730	0,080803	0,497576	-0,371686	-0,081212
VGP1740	0,054206	0,565413	-0,145806	-0,071118
VGP3070	0,025551	0,395615	0,513578	0,125739
VGP4070	0,030322	0,364886	0,521115	0,144564
VGIMS	-0,045737	-0,340442	0,444240	0,054416
VGPC54	-0,279346	0,014483	0,101645	-0,600561
VGPC62	-0,265701	0,021987	0,112581	-0,619354
VGPE32	-0,405946	0,121598	0,067544	0,083073
VGPE37	-0,427553	0,076551	0,061045	0,131345
VGPE40	-0,414073	0,069054	0,004644	0,145450
VGREL32	-0,328121	-0,007279	-0,158793	0,001333
VGREL37	-0,355032	-0,003816	-0,082324	0,226964
VGREL40	-0,292362	-0,031577	-0,211210	0,327996

VGPC54 e VGPC62: valor genético do peso corporal das aves as 54 e 62 semanas; **VGPO32, VGPO37 e VGPO40:** valor genético do peso do ovo às 32, 37 e 40 semanas; **VGREL32, VGREL37 e VGREL40:** valor genético da relação altura-largura às 32, 37 e 40 semanas; **VGIMS:** valor genético da idade à maturidade sexual; **VGP1730, VGP1740, VGP3070, VGP4070:** valor genético da taxa de postura das 17 às 30, 17 as 40, 30 as 70 e 40 as 70 semanas de postura, respectivamente.

No CP1, os animais com índices negativos possuem valores genéticos para os pesos dos ovos, relação altura-largura dos ovos e pesos corporais nas idades estudadas, uma vez que o sinal negativo indica o sentido dos vetores das variáveis no CP1. Se o sinal do índice fosse positivo, as características citadas teriam valores genéticos negativos, pois o sinal positivo indica um sentido contrário das variáveis em CP1. As características de produção de ovos (períodos totais e residuais) e a IMS tem pouca correlação com CP1 (Tabela 4) e por isso não tem grande influência na

composição e interpretação do índice genético de CP1. A mesma discussão é válida na montagem dos índices genéticos para os demais componentes principais.

Conclusão

Os períodos parciais (P1730 e P1740) não são bons indicadores para melhorar a taxa de postura total, pois essas características apresentaram superestimativas das correlação genética com P_{total} , devido ao componente de correlação parte-todo. O P_{total} pode ser melhorado selecionando os indivíduos com base na IMS, aumentando a produção de ovos nos períodos parciais e, conseqüentemente, no período total.

Referências

BESBES, B.; DUCROCQ, V.; FOULLEY, J. L.; PROTAIS, M.; TAVERNIER, A.; TIXIER-BOICHARD, M.; BEAUMONT, C. Estimation of genetic parameters of egg production traits of laying hens by restricted maximum likelihood applied to a multiple-trait reduced animal model. **Genetics Selection and Evolution**, v.24, p.539-552, 1992.

BOLDMAN, K.G., KRIESE, L.A., VAN VLECK, L.D. **A manual for use of MTDFREML**; a set of programs to obtain estimates of variance and (co)variance (DRAFT). Lincoln: Department of Agriculture/Agriculture Research Service, p.120, 1995.

DANBARO, G.; OYAMA, K.; MUKAI, F.; TSUJI, S.; TATEISHI, T.; MAE, M. Heritabilities and genetic correlations from a selection experiment in broiler breeders using restricted maximum likelihood. **Japanese Poultry Science**, v.32, p. 257-266, 1995.

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

FRANCESCH, A.; ESTANY, J.; ALFONSO, L.; IGLESIAS, M. Genetic parameters for egg number, egg weight and eggshell color in three catalan poultry breeds. **Poultry Science**, v.76, p. 1627-1631, 1997.

HAGGER, C. Genetic correlations between body weight of cocks and production traits in laying hens, and their possible use in breeding schemes. **Poultry Science**, v.73, p.381-387, 1994.

HAGGER, C.; ABPLANALP, H. Food consumption records for the genetic improvement of income over food cost in laying flocks of White Leghorn. **British Poultry Science**, v. 19, p. 651-667, 1978.

HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E.; **Multivariate data analysis**. 7th ed., New Jersey: Prentice Hall, 2009. 816p.

JEYARUBAU, M. G.; GIBSON, J. P. Estimation of additive genetic variance in commercial layer poultry and simulated populations under selection. **Theoretical and Applied Genetics**, v.92, p.483–491, 1996.

KAISER, H. F. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. **Psychometrika**, v.23, p. 187-200, 1958.

LEDUR, M. C.; FIGUEIREDO, E. A. P.; SCHIMIDT, G. S.; PIENIZ, L. C.; AVILA, V. S. Genetic and phenotypic parameters for egg quality traits in white egg layers. **Ars Veterinária**, v.14, n.3, p.294-301, 1998.

LEDUR, M. C.; SCHIMIDT, G. S.; FIGUEIREDO, E. A. P.; AVILA, V. S.; BALEN, L. Genetic and phenotypic parameters for productive traits in White egg layer stocks. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.28; n.9, p.1031-1037, 1993.

MIELENZ, M.; GROENEVELD, E.; MULLER, J.; SPILKE, J. Simultaneous estimation of variances and covariances using REML and Henderson 3 in a selected population of white leghorns. **British Poultry Science**, v.35, p.669–676, 1994.

MUNARI, D. P.; SCHMIDT, G. S.; GIANNONI, M. L. Genetic and phenotypic variability on performance of White Leghorn Strain. 1. Heritabilities. **Ars Veterinária**, v.8; p. 49-57, 1992.

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

SABRI, H, M.; WILCOX, C. J.; WILSON, H. R.; HARMS, R.H. Measurements of genetic variation in residual metabolizable energy intake of laying hens. **Poultry Science**, v.70, p.229-233, 1991.

SCHMIDT, G. S.; FIGUEIREDO, E. A. P. Improvement in second cycle egg production traits as a response of first cycle selection in leghorn layers. **Ciência Rural**, v.34, n.1, p.225-229, 2004.

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

WHEAT, J.D.; LUSH, J.L. Accuracy of partial trapnest records. 1. Repeatability of daily egg records. **Poultry Science**, v.40, n2, p.399-406, 1961.