

## Curvas de probabilidade de postura de codornas

Robson Marcelo Rossi<sup>1\*</sup>, Elias Nunes Martins<sup>2</sup>, Terezinha Aparecida Guedes<sup>1</sup>, Clédina Regina Acorsi<sup>1</sup> e Sebastião Gazola<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Estatística, Universidade Estadual de Maringá, Av. Colombo, 5790, 87020-900, Maringá, Paraná, Brasil.

<sup>2</sup>Departamento de Zootecnia, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, Paraná, Brasil. \*Autor para correspondência. E-mail: rrossi@uem.br

**RESUMO.** Para se estabelecer um modelo para a produção diária de ovos de 308, 374 e 378 codornas de postura, respectivamente, das distintas linhagens L<sub>1</sub>, L<sub>2</sub> e L<sub>3</sub>, avaliou-se, em um período de 90 dias de produção inicial, a utilização de três modelos distintos, em uma abordagem Bayesiana. Observou-se que um modelo do tipo log-linear condicional não é adequado para ajustar os dados para nenhuma das três linhagens analisadas. Alternativamente, que os dados podem ser ajustados de forma mais adequada quando se utiliza um modelo de efeitos aleatórios com função de ligação logística, considerando-se que  $\theta_{ij}$  é a probabilidade de postura da ave *i* no dia *t<sub>j</sub>*, na forma  $\theta_{ij} = \exp(\alpha_i + \beta_j t_j) / [1 + \exp(\alpha_i + \beta_j t_j)]$ , em que os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  representam, respectivamente, o início da postura e a evolução da postura da ave. Considerando-se os efeitos de dois níveis de eclosão e de dieta no modelo, observou-se que as mesmas não apresentaram ser significantes. Por meio de contrastes Bayesianos, verificaram-se diferenças significativas entre linhagens em favor de L<sub>1</sub>, considerando-se os parâmetros das curvas de probabilidade de postura média. A superioridade da linhagem L<sub>1</sub> deve-se ao início precoce da postura e à maior persistência média de produção.

**Palavras-chave:** análise bayesiana, critério de informação da deviance, dados binários correlacionados, equações não-lineares, modelagem.

**ABSTRACT.** Laying probability curves in quails. In order to establish a model for the daily egg production of 308, 374 and 378 laying quails from strains L<sub>1</sub>, L<sub>2</sub> and L<sub>3</sub>, respectively, this study evaluated, during a 90-day period of initial production, the use of three distinct models in a Bayesian approach. It was observed that a model of the conditional log-linear type is not appropriate to adjust the data for any of the three analyzed strains. Alternatively, that data can be adjusted more adequately using a random effects model with a logistic linking function, considering that  $\theta_{ij}$  is the laying probability of the bird *i* in *t<sub>j</sub>* days, as  $\theta_{ij} = \exp(\alpha_i + \beta_j t_j) / [1 + \exp(\alpha_i + \beta_j t_j)]$ , in which the parameters  $\alpha$  and  $\beta$  represent, respectively, the beginning of the laying and the quail's laying evolution. Considering the effects of two levels of hatching and of diet, it was observed that they were not significant. Through Bayesian contrast, significant differences between strains in favor of L<sub>1</sub> were noticed, considering the parameters of laying average probability curves. The superiority of line L<sub>1</sub> is due to the precocious beginning of the laying and the higher average persistence in the production.

**Key words:** bayesian analysis, deviance information criterion, correlated binary data, non-linear equations, modeling.

### Introdução

Em estudos de melhoramento genético é comum o tipo de estrutura de dados longitudinais, além da estrutura de parentesco entre indivíduos. Sorensen e Gianola (2002) relatam que modelos hierárquicos ou em múltiplos estágios podem ser assumidos para essas situações tal que, no estágio inicial de análise, uma função matemática geralmente é usada para se descrever a trajetória esperada dos indivíduos e, em seguida, a variação entre indivíduos é incorporada a um modelo animal, considerando-se os parâmetros especificados no primeiro estágio.

Os métodos padrões de regressão são inadequados, pois as observações repetidas para a mesma unidade experimental tendem a ser correlacionadas (ACHCAR et al., 2003). Modelos propostos para se ajustar a regressão com variáveis binárias correlacionadas podem ser encontrados em Haseman e Kupper (1979). Prentice (1988) apresenta ampla revisão de várias estratégias para esse tipo de modelagem.

Achcar e Janeiro (2002) estudaram, sob o enfoque Bayesiano, estruturas de dados binários correlacionados, considerando os modelos de regressão

não-lineares e verificaram, por meio de simulações, que tal metodologia, além de flexível, seria apropriada e vantajosa tanto do ponto de vista computacional, quanto pelas estimativas precisas e apuradas.

A utilização de modelos parcimoniosos que explicam grande parte dos efeitos naturais é de grande importância na produção de ovos. Na coturnicultura, por exemplo, tem despertado interesses. No entanto, para que haja sucesso na criação dessas aves, é necessária a escolha do material genético adequado às condições de criação, permitindo que o animal expresse toda a sua capacidade de produção.

O desenvolvimento de material genético superior se dá por meio da seleção animal praticada nos programas de melhoramento genético, e o padrão da produção de ovos é recente em tais programas, nos quais, plantéis de reprodução formados a cada geração a partir da seleção dos animais geneticamente superiores são multiplicados para se formar a próxima geração. Segundo Martins (2002), os programas de melhoramento genético devem ser realizados de forma mais eficiente, utilizando-se metodologias modernas e adequadas para que a seleção resulte em vantagens além de contribuir para maior incremento na produção. A colaboração dessa eficiência é, em parte, pela escolha adequada da curva de postura, que representa a trajetória de produção da ave que, em geral, é não-linear.

Vários pesquisadores dedicaram-se ao estudo dessas curvas, por meio da construção de diferentes modelos matemáticos (McMILLAN et al., 1970; McNALLY, 1971; GAVORA et al., 1982; BOUKILA et al., 1987; YANG et al., 1989; CASON; WARE, 1990; FIALHO et al. 2001; SANTOS et al., 2003; PICCININ et al., 2003; 2004; SAPP et al., 2005; KRANIS et al., 2007; CONTI, 2007).

O período produtivo de ovos de codornas é de nove a 12 meses e, segundo Martins (2002), a seleção baseada na produção total de ovos é capaz de gerar maior ganho genético para essa característica, entretanto, dois problemas ocorrem: o aumento do intervalo de geração, já que informação que orienta a seleção somente é obtida ao final do ciclo de postura, além disso, animais selecionados a essa idade apresentam menores taxas de postura e fertilidade, implicando a necessidade de maior esforço para multiplicação do material selecionado. Conclui que tais problemas podem ser contornados por meio da seleção indireta, tomando-se como critério de seleção a produção acumulada durante a fase inicial da postura, que corresponde ao período dos três primeiros meses.

Neste trabalho, o objetivo foi avaliar, em três

linhagens de codornas distintas, a utilização de modelos probabilísticos para descrição das curvas de produção de ovos para o período inicial de postura, usando-se métodos Bayesianos.

## Material e métodos

O experimento foi realizado no Setor de Coturnicultura da Fazenda Experimental de Iguatemi, pertencente à Universidade Estadual de Maringá, Estado do Paraná, no período de agosto de 2006 a janeiro de 2007, com a utilização de 308, 374 e 378 codornas de postura (*Coturnix coturnix japonica*), respectivamente, das linhagens L<sub>1</sub>, L<sub>2</sub> e L<sub>3</sub> distintas, em desenvolvimento no local desde 2002. Até então, as aves foram selecionadas dentro de cada linhagem em estudo por meio da característica produção total de ovos.

Os acasalamentos foram controlados para se evitar cosanguinidade.

Foram efetuadas incubações com ovos coletados em dois períodos de oito dias, gerando-se dois grupos de eclosão distintos. Os ovos foram identificados por pai e mãe de tal forma que foi possível a identificação da genealogia do pintainho ao nascimento. As aves foram anilhadas e criadas em piso com cama, recebendo ração para crescimento, conforme recomendação do NRC (1994).

Aos 28 dias de idade foi realizada a sexagem e as fêmeas foram divididas em dois grupos cujos ovos eclodiram em datas distintas, de tal forma que cada matriz tivesse filhas nos dois grupos. Nessa idade, as aves foram alojadas em gaiolas individuais e cada grupo passou a ser alimentado com um dos tipos de ração: com nível preconizado de energia (Dieta 1: 2.900 kcal kg<sup>-1</sup> de energia metabolizável) com 163, 186 e 201 aves, respectivamente, das linhagens L<sub>1</sub>, L<sub>2</sub> e L<sub>3</sub> e de baixa energia (Dieta 2: 2.500 kcal kg<sup>-1</sup> de energia metabolizável), com 145, 188 e 177 aves, respectivamente, das linhagens L<sub>1</sub>, L<sub>2</sub> e L<sub>3</sub>.

Os dados foram coletados a partir da primeira postura observada no lote e seguiu-se até o 90º dia de observação.

Foi definido que  $Y_{ij}$ , o valor observado (0 = não houve postura e 1 = houve postura) da postura no dia  $j$ , do animal  $i$ , em que  $j = 1, 2, \dots, J (= 90)$  e  $i = 1, 2, \dots, n (= 308, 374 e 378, respectivamente, para as linhagens L_1, L_2 e L_3)$ .

Dada a produção diária de ovos, três modelos foram analisados: nos dois primeiros (M<sub>1</sub> e M<sub>2</sub>), respectivamente, um modelo condicional log-linear e um modelo de efeitos aleatórios normalmente distribuídos com função de ligação logística, foi considerado que não há presença de outras covariáveis independentes além do tempo; o terceiro (M<sub>3</sub>) com a mesma estrutura de M<sub>2</sub>, mas

assumindo-se a presença das covariáveis independentes: grupo de eclosão e dieta.

Modelo M<sub>1</sub> (sem covariáveis): modelo condicional log-linear sugerido por Bush e Mosteller (1955).

Foi considerado que a trajetória de um animal *i* e  $\theta_j$  a probabilidade de “não-postura” ( $y = 0$ ) no dia *j*, dada a história de posturas anteriores, isto é, até o dia *j*-1. Seja  $w_j = \sum_{j=1}^{j-1} y_j$  o total de “uns” (1's) anteriores

à posição *j*, assim o número de “zeros” (0's) será dado por *j* -  $w_j$ . Para *j* = 1, assume-se que  $\theta_1 = 1$  e para *j* > 1:

$$\theta_j = A^{w_j} B^{j-w_j} \quad (1)$$

em que:

$0 \leq A \leq 1$  é o parâmetro associado ao total de posturas, e  $0 \leq B \leq 1$  associado às “não-posturas”.

Tomando-se o logaritmo em (1), tem-se um modelo log-linear:

$$\log \theta_j = \alpha w_j + \beta(j - w_j) \quad (2)$$

em que:

$$\alpha = \log A \text{ e } \beta = \log B.$$

Como a probabilidade  $\theta_j$ , pode se alterar com o tempo, é plausível assumir que, em um determinado dia *j*,  $\theta_j$  dependa das posturas anteriores,  $y_{j-1}$ , assim, a distribuição conjunta de  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  pode ser escrita na forma condicional:  $f(y_1, y_2, \dots, y_n) = f(y_1) f(y_2 | y_1) f(y_3 | y_1, y_2) \dots f(y_n | y_1, \dots, y_{n-1})$ , em que: a função de probabilidade de  $y_{ij}$  condicionada aos resultados dos dias 1 a *j*-1 será:

$$f(y_{ij} | y_{i1}, \dots, y_{i,j-1}) = \theta_{ij}^{1-y_{ij}} (1 - \theta_{ij})^{y_{ij}} = \begin{cases} \theta_{ij} & \text{para } y_{ij} = 0 \\ 1 - \theta_{ij} & \text{para } y_{ij} = 1 \end{cases}$$

Assumindo independência entre os indivíduos, a função de verossimilhança será dada por:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J \theta_{ij}^{1-y_{ij}} (1 - \theta_{ij})^{y_{ij}}$$

na qual o seu logaritmo será dado por:

$$l(\theta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J [(1 - y_{ij}) \log \theta_{ij} + y_{ij} \log(1 - \theta_{ij})]$$

ou substituindo (2), tem-se:

$$l(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J [(1 - y_{ij}) [\alpha w_{ij} + \beta(j - w_{ij})] + y_{ij} \log(1 - \theta_{ij})] \quad (3)$$

$$l(\alpha, \beta) = \alpha \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J (1 - y_{ij}) w_{ij} + \beta \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J (1 - y_{ij})(j - w_{ij}) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} \log(1 - \theta_{ij})$$

Para a modelagem Bayesiana foram consideradas distribuições normais “a priori” não-informativas para os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , com média zero e variância  $10^{+6}$  (valor alto para caracterizar a não-informação, isto é, distribuição vaga):  $\alpha; \beta \sim N(0, 10^{+6})$ . Tal modelagem possibilitará comparar com estimativas frequentistas.

Modelo M<sub>2</sub> (sem covariáveis): modelo de efeitos aleatórios com função de ligação logística.

A probabilidade de postura do animal *i* no dia *j*, agora representada por  $\theta_{ij}$ , a função de probabilidade de  $Y_{ij}$  será dada por:

$$f(Y_{ij} = y_{ij}) = \theta_{ij}^{y_{ij}} (1 - \theta_{ij})^{1-y_{ij}} = \begin{cases} \theta_{ij} & \text{para } y_{ij} = 1 \\ 1 - \theta_{ij} & \text{para } y_{ij} = 0 \end{cases}$$

Assumindo independência entre os indivíduos, a função de verossimilhança será dada por:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J \theta_{ij}^{y_{ij}} (1 - \theta_{ij})^{1-y_{ij}},$$

na qual o seu logaritmo será dado por:

$$l(\theta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J [y_{ij} \log \theta_{ij} + (1 - y_{ij}) \log(1 - \theta_{ij})] \quad (4)$$

Ao considerar uma função de ligação logística, de modo geral e por simplicidade  $t_j = j$ , a probabilidade de postura, agora  $\theta_{ij}$ , será dada por:

$$\theta_{ij} = \frac{\exp\{\alpha_{ij} + \beta_{ij} j\}}{1 + \exp\{\alpha_{ij} + \beta_{ij} j\}} \quad (5)$$

tal que:

$$\text{logit}(\theta_{ij}) = \alpha_{ij} + \beta_{ij} j \quad (6)$$

em que:

$\alpha_{ij} = \alpha_i$  efeito aleatório do indivíduo *i* para qualquer dia;

$\beta_{ij} = \beta_i$ ; coeficientes de regressão do indivíduo *i* para qualquer dia.

Biologicamente, os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  representam, respectivamente, o início da postura e a evolução da postura (ou velocidade de alcance ao pico de postura) da ave.

O logaritmo da função de verossimilhança, agora em função dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , será dado por:

$$l(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} (\alpha_i + \beta_{i,j}) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J (1 - y_{ij}) \log(1 - \theta_{ij}) \quad (7)$$

Para a modelagem Bayesiana foram consideradas distribuições Normais *a priori* para  $\alpha$  e  $\beta$ , tal que:  $\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$  e  $\beta_{i,j} \sim N(0, \sigma_\beta^2)$ , assumindo-se uma estrutura hierárquica, em que os hiperparâmetros  $\sigma_\alpha^2$  e  $\sigma_\beta^2$  são obtidos por meio da precisão  $\tau$ , ( $\sigma = 1/\sqrt{\tau}$ ), obtida por uma distribuição de probabilidade Gama “a priori” não-informativa:  $\tau \sim \text{Gama}(10^{-3}, 10^{-3})$  (valores que caracterizam uma distribuição vaga, segundo a parametrização do *software* utilizado).

Modelo  $M_3$  (Com covariáveis): modelo de efeitos aleatórios com função de ligação logística. Generalizando o modelo  $M_2$  ao considerar uma função de ligação logística com  $p$  covariáveis, a probabilidade de postura dada em (5) agora será dada por:

$$\theta_{ij} = \frac{\exp\{\alpha_{ij} + \beta_{kij}'x_{kij}\}}{1 + \exp\{\alpha_{ij} + \beta_{kij}'x_{kij}\}}; k = 1, 2, \dots, p \quad (8)$$

tal que:

$$\logit(\theta_{ij}) = \alpha_{ij} + \beta_{kij}'x_{kij} \quad (9)$$

em que, com as mesmas características do modelo anterior,  $M_2$ ,  $a_{ij} = a_i$ : efeito aleatório do indivíduo  $i$ ;  $\beta_{kij} = \beta_{ki}$ : vetor de coeficientes de regressão do indivíduo  $i$  de dimensão  $p$ , em que  $k = 1, 2, 3$  e, portanto,  $\beta_1, \beta_2$  e  $\beta_3$  estarão associados, respectivamente, às covariáveis:

$x_{1ij} = x_{1i} = 1$  (Primeiro grupo de eclosão) e  $x_{2ij} = x_{2i} = 2$  (Segundo grupo de eclosão);

$x_{2ij} = x_{2i} = 1$  (Dieta 1: ração com nível energético preconizado - 2.900 kcal kg<sup>-1</sup> de EM);

$x_{2ij} = x_{2i} = 2$  (Dieta 2: ração com baixo nível energético - 2.500 kcal kg<sup>-1</sup> de EM) e  $x_{3ij} = t_j = j$ : dia da postura (em dias).

O logaritmo da função de verossimilhança, em função dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , será dado por:

$$l(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} (\alpha_i + \beta_{1i}x_{1i} + \beta_{2i}x_{2i} + \beta_{3i}t_j) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J (1 - y_{ij}) \log(1 - \theta_{ij}) \quad (10)$$

Distribuições “a priori” não-informativas foram assumidas para todos os parâmetros de  $M_3$  como

descritas no modelo  $M_2$ , visto que é uma extensão dele.

Os cálculos estatísticos foram realizados com o auxílio do pacote BRugs do programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2007).

Um procedimento, por meio de comparações múltiplas Bayesiana, foi realizado inicialmente para se analisar a produção acumulada total dentro e entre as linhagens do estudo. Foram assumidos para a produção total ( $pt$ ) de ovos em 90 dias, em cada grupo ( $g$ ), que seguem distribuição normal:  $pt_g \sim N(\mu_g, \sigma_g^2)$  com  $\mu_g$  = produção média total no grupo  $g$  e  $\sigma_g^2$  = variância no grupo  $g$ . Foram consideradas distribuições normais *a priori* não-informativas para cada  $\mu_g$  com média 0 e variância  $10^{-6}$ ,  $\mu_g \sim N(0, 10^{-6})$ . As variâncias  $\sigma_g^2$  foram estimadas por meio da precisão  $\tau$ , ( $\sigma = 1/\sqrt{\tau}$ ), obtida por distribuições gama “a priori” não-informativas com parâmetros escala  $10^{-3}$  e forma  $10^{-3}$ ,  $\tau \sim \text{Gama}(10^{-3}, 10^{-3})$ .

Diferenças significativas ( $p < 0,05$ ) entre grupos (contrastes Bayesianos das amostras “a posteriori” ordenadas) puderam ser detectadas, observando-se os intervalos de credibilidade dos contrastes (valor “zero” não-incluso) após terem sido geradas 60.000 amostras, descartadas as 10% primeiras e tomadas em intervalos de tamanho igual a cinco.

Com o interesse em se verificar se as covariáveis ( $x_1$ : grupo de eclosão e  $x_2$ : dieta) seriam significativas para o modelo, procedeu-se ao ajuste dos modelos  $M_{3x_1}$  (sem a covariável  $x_2$ ) e  $M_{3x_2}$  (sem a covariável  $x_1$ ) que incluem individualmente cada covariável e, na sequência, observou-se o seu respectivo critério de informação da “deviance” (DIC). Tal critério, proposto por Spiegelhalter et al. (2002), utiliza como medida de qualidade de ajuste a esperança “a posteriori” do logaritmo da distribuição condicional dos dados: A “deviance” obtida, usando-se métodos de Monte Carlo em Cadeia de Markov, é definida por:  $D(\theta) = -2n \log L(\theta) + C$ , em que  $\theta$  é o vetor de parâmetros desconhecidos do modelo,  $L(\theta)$  é a verossimilhança e  $C$  uma constante não necessariamente conhecida na comparação de dois modelos. Spiegelhalter et al. (2002) propuseram o  $DIC = D(\hat{\theta}) + 2p_D$ , em que  $D(\hat{\theta})$  é o desvio calculado na média “a posteriori”  $\hat{\theta} = E(\theta|y)$  e  $p_D$  é o número efetivo de parâmetros no modelo, dado por  $p_D = \bar{D} - D(\hat{\theta})$  em que  $\bar{D} = E[D(\theta)|y]$  é a média “a posteriori” do desvio que mede a qualidade do ajuste dos dados para cada modelo. Segundo os autores, é uma medida de complexidade do modelo. Modelos com menores valores de DIC podem ser considerados mais adequados, pois apresentam ajuste

ponderado pelo grau de complexidade. O DIC pode ser utilizado tanto para a comparação, quanto para seleção de (co)variáveis em modelos. Os autores sugerem utilizar-se o seguinte critério para o módulo da diferença entre os valores de DIC de dois modelos, A e B analisados:  $D = |DIC_A - DIC_B|$ , se  $D < 5$ : não-significativo; se  $5 \leq D \leq 10$ : significativo e se  $D > 10$ : altamente significativo.

Por meio do método de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC), foram geradas, respectivamente, para os modelos  $M_1$  e  $M_{2,3}$  ( $M_{2,3}$ :  $M_2$  e  $M_3$ ), dez mil e 100 mil amostras para os parâmetros e 10% de descartes iniciais. Para se eliminar a autocorrelação entre os valores gerados, quando necessário, os valores foram tomados em intervalos de dez e 20, respectivamente para  $M_1$  e  $M_{2,3}$ . Tais cuidados foram importantes para se garantir a convergência das cadeias dos parâmetros analisados, segundo os critérios de Geweke (1992) e Heidelberger e Welch (1983), por meio do pacote CODA (SPIEGELHALTER et al., 1994), implementado no programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2007).

A simetria das distribuições marginais condicionais dos parâmetros de interesse de cada animal foi observada para se optar pela média ou mediana “a posteriori”, então calculada a média geral da estatística, com o objetivo de apresentar uma única curva para cada linhagem estudada:  $\bar{\alpha}$  = média( $\alpha_i$ ),  $\bar{\beta}$  = média( $\beta_i$ ) e  $\bar{\beta}_k$  = média( $\beta_{ki}$ ). Dessa forma a curva média é dada por:

$$\text{logit}(\bar{\theta}_j) = \bar{\alpha} + \bar{\beta}_k' x_k \tag{11}$$

Por meio de contrastes entre as distribuições “a posteriori” (ordenadas) dos parâmetros das curvas médias nas linhagens analisadas, foi verificado ( $\gamma = 5\%$ ) se ocorreram diferenças significativas. Caso o valor zero “0” não esteja contido no Intervalo de Credibilidade (percentis de 2,5% e 97,5%) do contraste  $\Delta$ ,  $\text{ICr}[\Delta, (1-\gamma)\%]$ , conclui-se pela diferença entre os parâmetros analisados.

**Resultados e discussão**

Na Tabela 1, encontram-se os dados de produção média “a posteriori” de ovos nas três linhagens, referentes aos 90 dias de postura. Pode-se observar (letras nas linhas, à esquerda) que as médias nas produções, em geral, não diferiram ( $p \geq 0,05$ ) para as linhagens entre os dois grupos de eclosão, excetuando-se a linhagem  $L_2$ , em que o grupo de aves nascidas da primeira eclosão produziu mais que o outro grupo.

**Tabela 1.** Produção média “a posteriori” de ovos ave<sup>-1</sup> no período de observação (90 dias).

**Table 1.** Mean production of eggs bird<sup>-1</sup> a posteriori in the period of observation (90 days).

Linhagem Lines	Covariável Covariate				Geral General
	Grupo de Eclosão Hatching Group		Dieta Diet		
	Primeiro First	Segundo Second	Energia Preconizada Preconized Energy	Baixa Energia Low Energy	
$L_1$	<sup>a</sup> 73,58 <sup>c</sup>	<sup>a</sup> 74,07 <sup>c</sup>	<sup>a</sup> 74,26 <sup>c</sup>	<sup>a</sup> 73,26 <sup>c</sup>	73,80 <sup>c</sup>
$L_2$	<sup>a</sup> 68,53 <sup>d</sup>	<sup>b</sup> 64,68 <sup>d</sup>	<sup>a</sup> 70,19 <sup>d</sup>	<sup>b</sup> 63,82 <sup>d</sup>	66,98 <sup>d</sup>
$L_3$	<sup>a</sup> 69,75 <sup>d</sup>	<sup>a</sup> 68,50 <sup>c</sup>	<sup>a</sup> 71,18 <sup>d</sup>	<sup>b</sup> 66,93 <sup>d</sup>	69,18 <sup>c</sup>
General	<sup>a</sup> 70,42	<sup>a</sup> 68,83	<sup>a</sup> 71,75	<sup>b</sup> 67,59	69,75

Letras distintas à esquerda, na linha (<sup>a,b</sup>), e à direita, na coluna (<sup>c,d,e</sup>), indicam diferenças significativas ( $p < 0,05$ ) por meio de comparações Bayesianas. Letters different to the left, in the row (<sup>a,b</sup>) and to the right, in the column (<sup>c,d,e</sup>), indicate significant differences ( $p < 0,05$ ) through Bayesian comparisons.

Nas linhagens  $L_2$  e  $L_3$ , os grupos de animais submetidos à dieta com energia preconizada apresentaram desempenho superior, excetuando-se a linhagem  $L_1$ , na qual o nível energético pareceu não afetar a produção média das codornas. Entretanto, isso não foi evidenciado na linhagem  $L_1$ .

Observa-se nas comparações entre linhagens (letras nas colunas, à direita), que, em geral, as produções diferiram em favor da média “a posteriori” da produção de ovos na linhagem  $L_1$ , seguida pela linhagem  $L_3$  e, por último, pela linhagem  $L_2$ . Verificou-se que o grupo de eclosão e nível de dieta foram capazes de diferenciar os valores produtivos médios das linhagens em favor da linhagem  $L_1$ . As linhagens  $L_2$  e  $L_3$  não apresentaram diferenças significativas em suas produções médias no segundo grupo de eclosão e em geral.

Na Tabela 2, são apresentados os resumos “a posteriori” (médias, desvios-padrão, medianas e intervalos de credibilidade a 95%, dados pelos percentis  $p_{2,5\%}$  e  $p_{97,5\%}$ ) das estimativas dos parâmetros dos modelos analisados.

**Tabela 2.** Sumário a posteriori para os parâmetros dos modelos.

**Table 2.** Summary at posterior for the parameters of the models.

Linha- gem Lines	Mode- lo Model	Parâme- tros Parameters	Média Mean	Desvio-padrão Standard-deviation	Mediana Median	$P_{2,5\%}$ <sup>1</sup>	$P_{97,5\%}$
$L_1$	$M_1$	A	0,93867	0,0007409	0,93867	0,93722	0,94004
		B	0,99975	0,0002324	0,99983	0,99913	0,99998
	$M_{2,3}$	$\alpha$	-0,4511	0,04038	-0,4504	-0,5303	-0,3727
		$\beta_1$	-0,000168	0,002818	-0,000117	-0,00542	0,00488
	$M_3$	$\beta_2$	-0,000202	0,002818	-0,000136	-0,00655	0,00540
		$\beta/\beta_3$	0,0831	0,00223	0,08298	0,00789	0,08759
$L_2$	$M_1$	A	0,9427	0,0006423	0,9427	0,9415	0,9440
		B	0,9999	0,0000400	1,0000	0,9998	1,0000
	$M_{2,3}$	$\alpha$	-1,17	0,03981	-1,17	-1,25	-1,10
		$\beta_1$	-0,59100	0,117900	-0,59410	-0,81440	-0,35310
	$M_3$	$\beta_2$	-0,15900	0,126400	-0,15740	-0,41840	0,09027
		$\beta/\beta_3$	0,08487	0,001922	0,08480	0,08130	0,08869
$L_3$	$M_1$	A	0,9405	0,0006538	0,9405	0,9392	0,9417
		B	0,9999	0,0000983	0,9999	0,9996	1,0000
	$M_{2,3}$	$\alpha$	-0,8178	0,04245	-0,8164	-0,9004	-0,7353
		$\beta_1$	-0,5467	1,10910	-0,53950	-0,75870	-0,34610
	$M_3$	$\beta_2$	-0,2097	0,11020	-0,21260	-0,42650	0,01068
		$\beta/\beta_3$	0,0894	0,00217	0,0894	0,0852	0,0934

<sup>1</sup> $P_{2,5\%}$  e  $P_{97,5\%}$ : intervalo de credibilidade a 95%.  
<sup>1</sup> $p_{2,5\%}$  and  $p_{97,5\%}$ : credibility interval to 95%.

As distribuições “a posteriori” dos parâmetros estudados mostraram-se simétricas, dados os valores semelhantes das medianas e médias, em cada modelo descrito e para cada linhagem analisada. Optou-se, assim, pela média “a posteriori” para melhor se representar a distribuição, bem como a curva de probabilidade de postura de cada ave.

Na Tabela 3, é apresentado um resumo do DIC para os diferentes modelos estudados. Analisando-se os modelos  $M_1$  e  $M_2$ , que não assumem a presença de outras covariáveis independentes, observou-se que  $M_2$  apresenta melhor desempenho, já que possui um valor DIC significativamente menor (D igual a 3.536,2; 5.373,6 e 6.686,5, respectivamente, para as linhagens  $L_1$ ,  $L_2$  e  $L_3$ ), segundo Spiegelhalter et al. (2002).

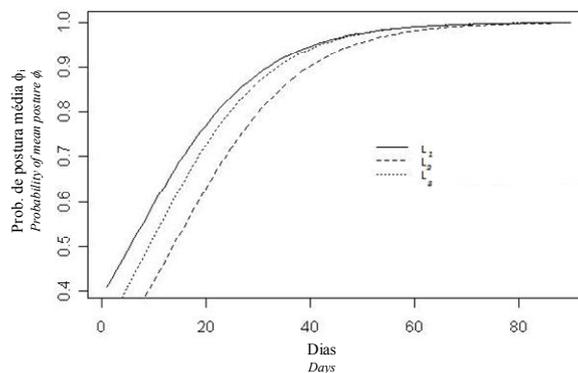
**Tabela 3.** Critério de Informação de Deviance (DIC).

**Table 3.** Deviance Information Criterion (DIC).

Modelos Models	Descrição Description	Linhagem Lines		
		$L_1$	$L_2$	$L_3$
$M_1$	$\log \theta_j = \alpha_i w_j + \beta_i (1-w_j)$	20.686,2	29.023,6	27.926,5
$M_2$	$\logit(\theta_j) = \alpha_i + \beta_j$	17.150,0	23.650,0	21.240,0
$M_3$	$\logit(\theta_j) = \alpha_i + \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \beta_3 j$	17.150,0	25.969,5	25.332,7
$M_{3c1}$	$\logit(\theta_j) = \alpha_i + \beta_1 x_{1j} + \beta_2 j$	17.148,0	25.969,6	25.332,8
$M_{3c2}$	$\logit(\theta_j) = \alpha_i + \beta_2 x_{2j} + \beta_3 j$	17.150,0	25.973,3	25.337,5

Entre aqueles modelos que assumem outras covariáveis independentes ( $M_{3c1}$  e  $M_{3c2}$ ), todos apresentaram valores muito próximos (D igual a 2; 3,7 e 4,7, respectivamente, para as linhagens  $L_1$ ,  $L_2$  e  $L_3$ ), e o modelo  $M_{3c1}$  apresentou menor índice DIC, mas significativamente superior (D igual a 2.319,6 e 4.092,8 respectivamente, para as linhagens  $L_2$  e  $L_3$ ) ao do modelo  $M_2$ . O modelo que melhor se ajustou aos dados, além de mais simples, portanto, foi o modelo  $M_2$ .

Na Figura 1, é apresentada a evolução da probabilidade de postura média nas linhagens analisadas, obtida pelo modelo  $M_2$  dado em (11), cujos valores para os parâmetros foram:  $\bar{\alpha} = -0,452$  e  $\bar{\beta} = 0,083$ , para a linhagem  $L_1$ ,  $\bar{\alpha} = -1,170$  e  $\bar{\beta} = 0,085$  para a linhagem  $L_2$  e  $\bar{\alpha} = -0,818$  e  $\bar{\beta} = 0,089$  para a linhagem  $L_3$ . A linhagem  $L_1$  apresentou superioridade em relação à probabilidade de postura média “a posteriori”, por iniciar mais cedo a postura e ter maior persistência média na produção (menor  $\beta$ ). Isso é confirmado com os resultados dos contrastes “a posteriori” entre os parâmetros das curvas médias de probabilidade de postura de  $M_2$ , apresentados na Tabela 4. Observaram-se diferenças ( $p < 0,05$ ) entre todas as linhagens, considerando-se os parâmetros que representam o início ( $\alpha$ ) e a evolução ( $\beta$ ) da postura, corroborando os resultados dos testes Bayesianos de comparações entre as médias apresentados na Tabela 1.



**Figura 1.** Probabilidade de postura para a produção diária média “a posteriori” de ovos, por meio do modelo  $M_2$ .

**Figure 1.** Laying probability for the average daily production of eggs, through the model  $M_2$ .

**Tabela 4.** Estimativas a posteriori das distribuições dos contrastes entre parâmetros das curvas médias de probabilidade de postura, por meio do modelo  $M_2$ .

**Table 4.** Estimates a posteriori of the distributions of the contrasts between parameters of the mean laying probability curves, through the model  $M_2$ .

Contrastes Contrasts	Média Mean	Desvio-padrão Standard-deviation	Mediana Median	P <sub>2,5%</sub>	P <sub>97,5%</sub>
$\Delta^1_\alpha$	0,71914*	0,00142	0,71910	0,71715	0,72112
$\Delta^2_\alpha$	0,83551*	0,00632	0,83533	0,82513	0,84692
$\Delta^3_\alpha$	0,11637*	0,00670	0,11583	0,10432	0,12927
$\Delta^1_\beta$	-0,00176*	0,00032	-0,00185	-0,00234	-0,00112
$\Delta^2_\beta$	-0,01368*	0,00010	-0,01370	-0,01381	-0,01347
$\Delta^3_\beta$	-0,01191*	0,00037	-0,01186	-0,01260	-0,01123

$\Delta^1$ : contraste entre linhagem  $L_1$  e  $L_2$ ;  $\Delta^2$ : contraste entre linhagem  $L_1$  e  $L_3$ ;  $\Delta^3$ : contraste entre linhagem  $L_2$  e  $L_3$ ; \*diferença significativa a 5%; p<sub>2,5%</sub> e p<sub>97,5%</sub>: intervalo de credibilidade a 95%.

$\Delta^1$ : contrast between  $L_1$  and  $L_2$  lines;  $\Delta^2$ : contrast between  $L_1$  and  $L_3$  lines;  $\Delta^3$ : contrast between  $L_2$  and  $L_3$  lines; \*significant differences to 5%; p<sub>2,5%</sub> and p<sub>97,5%</sub>: credibility interval to 95%.

No presente trabalho, a postura foi controlada até 90 dias do ciclo total de postura, visto que a seleção nas linhagens estudadas é praticada com base na produção parcial, com vistas a reduzir o intervalo de geração, promovendo, assim, maior ganho genético por unidade de tempo. Dessa forma, para inferências além desse período, o modelo ajustado deveria incluir um termo quadrático, visto que a postura entra em declínio no final do período produtivo (SANTOS et al., 2003).

## Conclusão

O modelo de efeitos aleatórios com função de ligação logística ( $M_2$ ) mostrou-se suficiente e adequado para o ajuste da curva de postura. As linhagens diferiram significativamente, considerando-se os parâmetros das curvas de postura média de produção de  $M_2$ . Os resultados indicaram superioridade na produção média para a linhagem  $L_1$  no período de observação.

## Referências

- ACHCAR, J. A.; JANEIRO, V. A bayesian analysis for correlated binary data in the presence of covariates. **Journal of Applied Statistics Science**, v. 11, n. 3, p. 195-211, 2002.
- ACHCAR, J. A.; JANEIRO, V.; MAZUCHELI, J. Regression models for correlated binary data if random effects assuming a mixture of normal distributions. **Computacional Statistics**, v. 18, n. 3, p. 39-55, 2003.
- BOUKILA, B.; DESMARAIS, M.; PARE, J. P.; BOLAMBA, D. Selection for increased egg production based on annual record in three strains of white leghorns. Comparison of different partial records to improve annual egg production. **Poultry Science**, v. 66, n. 7, p. 1077-1084, 1987.
- BUSH, R. R.; MOSTELLER, F. **Stochastic models for learning**. New York: John Wiley, 1955.
- CASON, J. A.; WARE, G. O. Analysis of flock egg production curves using generalized growth functions. **Poultry Science**, v. 69, n. 7, p. 1064-1069, 1990.
- CONTI, A. C. M. **Análise genética da probabilidade diária de postura em três linhagens de codornas**. 2007. 44f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia)-Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2007.
- FIALHO, F. B.; LEDUR, M. C.; AVILA, V. S. **Método para comparar curva de produção de ovos usando um modelo matemático**. Concórdia: Embrapa Suínos e Aves, 2001. p. 1-4. (Relatório Técnico, 293).
- GAVORA, J. S.; LILJEDAHL, L. E.; McMILLAN, L.; AHLEN, K. Comparison of three mathematical models of egg production. **British Poultry Science**, v. 23, n. 1, p. 339-348, 1982.
- GEWEKE, J. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments (with discussion). In: BERNARDO, J. M.; BERGER, J. O.; DAWID, A. P.; SMITH, A. F. M. (Ed.). **Bayesian Statistics**, 4. Oxford: Oxford University Press, 1992. p. 169-193.
- HASEMAN, J. K.; KUPPER, L. J. Analysis of Dichotomus Response Data from Certain Toxicological Experiments. **Biometrics**, v. 3, n. 35, p. 281-293, 1979.
- HEIDELBERGER, P.; WELCH, P. Simulation run length control in the presence of an initial transient. **Operations Research**, v. 31, n. 6, p. 1109-1144, 1983.
- KRANIS, A.; SU, G.; SORENSEN, D. A.; WOOLLIAMS, J. A. The application of random regression models in the genetic analysis of monthly egg production in turkeys and a comparison with alternative longitudinal models. **Poultry Science**, v. 86, n. 3, p. 470-475, 2007.
- MARTINS, E. N. Novos conceitos aplicados à produção de codornas. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON QUAIL PRODUCTION, 1., 2002, Lavras. **Anais...** Lavras: NECTA-DZO, Universidade Federal de Lavras, 2002. p. 109-112.
- McMILLAN, I.; FITZ-EARLE, M.; BUTLER, L.; ROBSON, D. S. Quantitative genetics of fertility II. Lifetime egg production of *Drosophila melanogaster* – Experimental. **Genetics**, v. 65, n. 2, p. 355-369, 1970.
- McNALLY, D. H. Mathematical model for poultry egg production. **Biometrics**, v. 27, n. 3, p. 735-738, 1971.
- NRC-National Research Council. **Nutrient requirements of poultry**. 9<sup>th</sup> ed. revised. Washington, D.C.: National Academy Press, 1994.
- PICCININ, A.; GOLÇALVEZ, H. C.; RAMOS, A. A. Descrição da curva de postura de codornas durante o ciclo produtivo. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 40., 2003, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2003.
- PICCININ, A.; MALHADO, C. H. M.; MORI, C.; GIMENEZ, J. N.; ANDRIGHETTO, C.; RAMOS, A. A.; GONÇALVES, H. C.; GARCIA, E. A. Análise da curva de postura de três linhagens de codorna utilizando a técnica não paramétrica Kernel. In: SIMPÓSIO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 5., 2004, Pirassununga. **Proceeding...** Pirassununga: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2004.
- PRENTICE, R. L. Correlated binary regression with covariate specific to each binary observation. **Biometrics**, v. 44, n. 4, p. 1033-1048, 1988.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2007. (Manual do usuário).
- SANTOS, A. I.; MARTINS, E. N.; RESENDE, R. O.; GEORG, P. C.; PAIVA, E.; SAKAGUTI, E. S. MARTINS, E. N. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para produção de ovos em codornas japonesas. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 40., 2003, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2003.
- SAPP, R. L.; REKAYA, R.; MISZTAL, I.; WING, T. Longitudinal multiple-trait versus cumulative single-trait analysis of male and female fertility and hatchability in chickens. Research note. **Poultry Science**, v. 84, n. 7, p. 1010-1014, 2005.
- SOERENSEN, D.; GIANOLA, D. **Statistics for biology and health**. New York: Springer-Verlag, 2002.
- SPIEGELHALTER, D. J.; BEST, N. G.; CARLIN, B. P.; VAN DER LINDE, A. BUGS – Bayesian measures of model complexity and fit. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 64, n. 4, p. 583-639, 2002. (Series B).
- SPIEGELHALTER, D. J.; THOMAS, A.; BEST, N.; GILKS, W. R. **BUGS: Bayesian inference using gibbs sampling**. Cambridge: MRC Biostatistics Unit, 1994.
- YANG, N.; WU, C.; McMILLAN, I. New mathematical model of poultry egg production. **Poultry Science**, v. 68, n. 4, p. 476-481, 1989.

Received on January 14, 2009.

Accepted on August 31, 2009.

License information: This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.