

Divergência genética de aves de postura utilizando análises uni e multivariada

Leandro Barbosa¹
Adair José Regazzi²
Paulo Sávio Lopes³
José Lindenberg Rocha Sarmento⁴
Fernanda Cristina Breda⁵
Robledo de Almeida Torres³
Rodolpho de Almeida Torres Filho⁶

RESUMO

A divergência genética de cinco linhas de aves de postura foi avaliada por meio de análises de variância univariada (ANOVA) e multivariada (MANOVA), usando o teste da razão de verossimilhança (teste de Wilks) e o de Roy; e por meio de métodos de comparações múltiplas, utilizando o teste T^2 de Hotelling, o método de Roy e Bose e o intervalo de confiança simultâneo de Bonferroni. Foram avaliadas as seguintes características: peso corporal na 40^a, 48^a e 56^a semanas de idade; peso do ovo na 40^a, 44^a, 52^a e 60^a semanas de idade; e taxa de postura da 40^a a 60^a semana de idade. Na ANOVA, observaram-se diferenças entre as linhas de aves de postura para algumas características. Entretanto, a MANOVA evidenciou ausência de divergência genética entre as linhas de aves de postura avaliadas com base no teste de Wilks e Roy. Os testes de comparações múltiplas confirmaram a ausência da divergência genética entre as aves de postura avaliadas, sendo esses mais rigorosos no critério de rejeição, por levar em consideração um nível de significância conjunto, e no caso univariado ele é tomado isoladamente por análise.

Palavras-chave: Análise multivariada, estatística T^2 de Hotelling, intervalo de confiança simultâneo, método de Roy e Bose, teste de Wilks.

ABSTRACT

Genetic divergence of laying hens using uni and multivariate analyses

Genetic divergence among five lines of laying hens was evaluated by univariate (ANOVA) and multivariate analysis of variance (MANOVA), using the likelihood ratio criterion (Wilks test) and Roy test; multiple comparisons Hotelling's T^2 test, Roy and Bose's test and the Bonferroni's simultaneous confidence interval. The study included the following traits: body weight at 40, 48, and 56 weeks of age; egg weight at 40, 44, 52, and 60 weeks of age; and laying ratio from 40 to 60 weeks of age. The ANOVA analysis showed differences among lines for some traits. However, MANOVA showed no genetic divergence among the lines of laying hens based on the Wilks and Roy test. Lack of genetic divergence among laying hens was confirmed by multiple comparison tests, which are more rigorous for the rejection of the null hypothesis because it considers a multiple significance level, whereas in the univariate analysis the significance level is single.

Key words: Hotelling's T^2 statistical, multivariate analysis, Roy and Bose's test, simultaneous confidence intervals, Wilks test.

¹ UFS. Departamento de Engenharia Agrônômica, Av. Marechal Rondon, s/n, Bairro Jardim Rosa Elze. CEP 49100-000 São Cristóvão, SE. E-mail: leandro@ufs.br,

² Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Informática, Av. P. H. Rolfs, s/n. CEP 36570-000 Viçosa, MG.

³ Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Zootecnia, Av. P. H. Rolfs, s/n. CEP 36570-000 Viçosa, MG.

⁴ UFPI. BR 135, Km 03. CEP 64900-000 Bom Jesus, PI.

⁵ UFRR. BR-174, Km 12, Monte Cristo. CEP 69300-000 Boa Vista, RR.

⁶ GLOBOAVES/S.A., Rod. SC-480, CEP 89815-280 Chapecó, SC.

INTRODUÇÃO

Segundo Piassi *et al.* (1995), a principal orientação dos programas de melhoramento genético de aves de postura é aplicar um pacote de medidas que direcionem as características de maior influência sobre a relação receita/custo para a melhoria constante no lucro da atividade comercial de produção de ovos. O valor genético-econômico de um plantel de aves reprodutoras é função da taxa de postura, do tamanho do ovo, peso corporal e, ainda, de outras características correlacionadas. Alta taxa de postura, tamanho intermediário do ovo e pequeno tamanho corporal são variáveis que caracterizam as melhores linhas.

As correlações genéticas negativas entre algumas destas características impedem o rápido avanço do desempenho produtivo dos plantéis de aves de postura, mesmo daqueles submetidos a constante seleção. Este relacionamento tem sido objeto de estudo de vários pesquisadores, pois é grande a interdependência das características de importância econômica na produção de ovos. Essa interdependência pode influenciar os resultados das análises estatísticas quando são feitos apenas testes univariados. Portanto, quando realmente existirem correlações entre as características a serem analisadas é recomendável utilizar os procedimentos de análise multivariada que levam em consideração essas correlações (Piassi *et al.*, 1995).

Para muitos tipos de dados biológicos, a correlação entre as variáveis e as informações providas por análise univariada pode ser incompleta em se tratando de um conjunto de variáveis. As técnicas de análise multivariada avaliam simultaneamente um conjunto de características levando-se em consideração as correlações existentes, o que permite que inferências sobre o conjunto de características sejam feitas em nível de significância conhecido (Sakaguti *et al.*, 1996). Além disso, pode ser estimada a melhor combinação de variáveis que conduz a um valor F máximo (Demétrio, 1985).

Na maioria das pesquisas realizadas, são avaliadas características com o objetivo de estudar a influência de tratamentos sobre determinadas amostras ou populações. De maneira geral, realizam-se análises estatísticas por característica, tirando, posteriormente, conclusão conjunta comum a todas as características, sem levar em consideração um nível de significância conjunto. Dessa forma, as correlações entre as características não são aproveitadas (Sakaguti *et al.*, 1996).

Embora alguns detalhes de uma análise multivariada sejam diferentes daqueles de uma univariada, as duas são similares em muitos pontos. Em ambas, os fatores experimentais de interesse são relacionados com as variáveis dependentes por um modelo linear, e funções de soma de quadrados são computadas para teste de hipóteses para tais fatores. Em geral, se um experimento foi projetado com somente uma variável dependente, a extensão da análise para o caso multivariado pode ser feita de maneira quase direta (SAS, 1986).

No entanto, para Finney (1956), nem sempre um experimento planejado para ser analisado por métodos univariados o poderá ser por técnicas multivariadas, pois essas, também, têm limitações e certas pressuposições que precisam ser respeitadas. Ao se avaliarem diversas variáveis em um experimento, não quer dizer que a análise multivariada, se for aplicável, deva incluir todas, daí a importância de se conhecer, profundamente, o fenômeno que está sendo estudado.

Segundo Ferreira *et al.* (2003), a inferência sobre a diversidade genética com base em poucas variáveis tem-se mostrado inadequada, por não abranger a complexidade da interação de influências genéticas e ambientais. É evidente que são úteis a avaliação e a interpretação simultânea de um conjunto relativamente grande de caracteres, a fim de captar a maior quantidade possível de efeitos sofridos. Para se fazer análise multivariada quando se dispõe de grande número de variáveis há dificuldades, porque as matrizes usadas no cálculo são extensas, o que dificulta a análise, e também porque as altas correlações existentes entre as características podem formar matrizes de dispersão singulares ou malcondicionadas. Nesse caso, é necessário realizar um teste de diagnóstico de multicolinearidade ou dependência linear entre as variáveis.

Nas análises de variância multivariadas são apresentados o teste de Wilks (Razão de Verossimilhança), Roy, Hotelling-Lawley e o de Pillai como principais alternativas para o teste de hipótese de nulidade de efeitos de tratamentos (Sakaguti *et al.*, 1996).

Segundo Harris (1975), a maioria dos textos e programas de computador emprega o critério de Wilks para os testes de significância na MANOVA, em razão de sua precedência histórica, aliada às boas aproximações das distribuições de Λ de Wilks e F de Fisher-Snedecor, o que facilita a consulta de tabelas, além do fato de determinantes serem mais fáceis de computar do que autovalores, que são mais poderosos que o teste de maior autovalor em algumas circunstâncias, principalmente quando eles são aproximadamente iguais. Esse mesmo autor justifica a utilização do critério de Roy pelo seu valor heurístico e didático, além de levar direta e naturalmente a procedimentos de comparações múltiplas, fazer conexão entre análise discriminante e MANOVA, superar o poder do teste da razão de verossimilhança quando o maior autovalor exceder muito os outros e ser equivalente para amostras de tamanho grande e descrever prontamente a fonte de qualquer diferença estatisticamente significativa, por meio de funções discriminantes estatisticamente significativas.

Apesar de as técnicas multivariadas terem eficiência comprovada e proporcionarem enriquecimento das informações extraídas de dados experimentais, são necessários, para seu uso, a disponibilidade de recursos computacionais, motivo pelo qual têm seu uso, e repasse entre pesquisadores das diversas áreas da ciência no Brasil limitados. Entretanto, com a incrementação dos recursos da informática nos últimos anos, a técnica atraiu a atenção dos pesqui-

dores das diversas áreas, tornando o seu emprego potencialmente grande e, conseqüentemente, o seu conhecimento indispensável (Liberato *et al.*, 1999).

O objetivo do presente trabalho foi verificar a existência de divergência genética entre linhas de aves de postura com relação a várias características avaliadas simultaneamente.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste trabalho foram provenientes de cinco linhas de aves de postura (Legorne) desenvolvidas pela Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa-MG, no período de agosto de 1997 a agosto de 1999. Foram avaliadas 250 aves, 50 de cada linha de postura.

Com vistas a uma posterior comparação com a análise de variância multivariada, fizeram-se, preliminarmente, análises de variância univariada para cada característica, nas quais foi utilizado o teste de Tukey para comparações entre as médias.

A análise de variância multivariada foi usada para inferir se os vetores dos efeitos de linhas eram todos nulos, de acordo com proposições de Demétrio (1985). Para tanto, foram analisadas oito características de cada uma das cinco linhas de postura: peso corporal na 40ª (PC40), 48ª (PC48) e 56ª semanas de idade (PC56); peso do ovo na 40ª (PO40), 44ª (PO44), 52ª (PO52) e 60ª semanas (PO60); e taxa de postura da 40ª a 60ª semanas de idade (TP).

Preliminarmente, foi realizado um teste de diagnóstico do efeito de multicolinearidade ou dependência linear entre as características, que pode levar à formação de matrizes singulares ou mal condicionadas, sendo esse um problema na utilização do teste de Roy, que necessita da inversão de matrizes, conforme demonstrado a seguir.

O delineamento experimental foi inteiramente casualizado, com cinco tratamento (linhas de postura) e 50 repetições, sendo a análise de variância multivariada realizada de acordo com o seguinte modelo estatístico:

$$y_{ijk} = \mu_k + L_{ik} + e_{ijk}$$

$$i = 1, 2, \dots, g \ (g=5); \ j = 1, 2, \dots, r \ (r=50) \ e \ k = 1, 2, \dots, p \ (p=8),$$

$$\text{sendo } \sum_{i=1}^g L_{ik} = 0 \text{ para todo } k.$$

Em que:

y_{ijk} = valor observado da k -ésima variável, da i -ésima linha de postura na j -ésima repetição;

μ_k = média geral da k -ésima variável;

L_{ik} = efeito da i -ésima linha de postura na k -ésima variável; e

e_{ijk} = efeito do erro aleatório associado à observação y_{ijk} ,

em que os $e'_{ij} = \begin{bmatrix} e_{ij1} & e_{ij2} & \dots & e_{ijp} \end{bmatrix}$ têm distribuição mul-

tinormal p -dimensional com vetor nulo de médias e matriz de covariâncias Σ comum a todas as combinações i e j .

Na análise de variância multivariada (MANOVA) obtêm-se \mathbf{T} , \mathbf{H} e \mathbf{E} , que são matrizes de dimensões 8 por 8 de somas de quadrados e de produtos, sendo \mathbf{T} referente à soma de quadrados e de produtos totais; \mathbf{H} a soma de quadrados e de produtos de linhas de postura e \mathbf{E} a soma de quadrados e de produtos de resíduo.

Para testar a hipótese de que os vetores dos efeitos de tratamento (linhas de postura) eram nulos, ou seja,

$$H_0 : L_1 = L_2 = \dots = L_g = 0,$$

foram utilizados o teste de Wilks e o de Roy. O teste de Wilks (Razão de Verossimilhança), citado por Johnson & Wichern (1998), envolve principalmente o cálculo de determinantes de matrizes, que apresenta a seguinte estrutura estatística:

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

em que:

$|E|$ = determinante da matriz de somas de quadrados e de produtos residuais \mathbf{E} ; e

$|H + E|$ = determinante da matriz $\mathbf{H} + \mathbf{E}$, em que \mathbf{H} é a matriz de somas de quadrados e de produtos associados à hipótese em questão.

Como as Tabelas para o teste de Wilks disponíveis são limitadas a certos níveis dos parâmetros, procedeu-se à transformação dos valores de F para valores de F' , e utilizou-se o critério de rejeição das hipóteses de nulidade segundo a fórmula proposta por Harris (1975).

Para utilização do teste de Roy, calcularam-se os autovalores da matriz $\mathbf{E}^{-1}\mathbf{H}$, tendo o maior autovalor λ_{\max} , empregado na estatística θ_0 , apresentando a seguinte estrutura:

$$\theta_0 = \frac{\lambda_{\max}}{1 + \lambda_{\max}}$$

Rejeita-se H_0 ao nível de significância α se:

$$\theta_0 > \theta(\alpha; s; m'; n')$$

em que:

$\theta(\alpha; s; m'; n')$ = valor crítico de Roy, a nível α de probabilidade, que pode ser obtido de ábacos de Heck ou das tabelas de Pillai, com parâmetros:

$$s = \min(p, q)$$

$$m' = \frac{1}{2}(|p - q| - 1)$$

$$n' = \frac{1}{2}(n_e - p - 1) ; e$$

Uma alternativa aproximada para o teste de Roy é que o λ_{\max} relaciona-se com a distribuição \mathbf{F} , aproximadamente por:

$$\lambda_{\max} \cdot \frac{(n_e - w + q)}{w} \sim F(w, n_e - w + q)$$

em que na MANOVA:

$w = \text{máx}(p, q)$;

$p =$ número de variáveis de resposta;

$q =$ número de graus de liberdade associado a \mathbf{H} ; e

$n_e =$ número de graus de liberdade associado a \mathbf{E} , ou seja, é o número de graus de liberdade do resíduo.

Para avaliação dos métodos de comparações múltiplas, utilizaram-se as médias observadas das linhas de postura; assim, calcularam-se a diferença mínima significativa (DMS) entre as médias de cada característica; o teste T^2 de Hotelling; e o intervalo de confiança simultâneo de Bonferroni.

A diferença mínima significativa (DMS), que leva em consideração um nível de significância conjunto, obtido por Roy & Bose (1953) e Roy (1957), para um contraste envolvendo g médias de tratamentos, é dada por:

em que:

$$\theta_\alpha = \theta(\alpha; s; m'; n');$$

$SQR_k =$ soma de quadrado do resíduo para a variável k ($k = 1, 2, \dots, p$); e

$r_i =$ número de repetições do tratamento i (linha de postura i), sendo os demais parâmetros definidos anteriormente.

Na comparação de dois vetores de médias, utilizou-se o teste T^2 de Hotelling, conforme apresentado a seguir.

A estatística T^2 de Hotelling é dada por:

$$T^2 = \frac{r_i \cdot r_j}{r_i + r_j} \begin{pmatrix} \bar{X}_i - \bar{X}_j \\ \vdots \\ \bar{X}_i - \bar{X}_j \end{pmatrix}' S^{-1} \begin{pmatrix} \bar{X}_i - \bar{X}_j \\ \vdots \\ \bar{X}_i - \bar{X}_j \end{pmatrix}$$

em que:

$r_{ij} =$ número de repetições da linha de postura i ;

$\bar{X}_i =$ vetor de médias estimadas da linha de postura i ; e

$S^{-1} = n_e E^{-1}$, sendo os demais parâmetros definidos anteriormente.

Considerando que os dados do experimento apresentam distribuição normal multivariada, pode-se dizer que a distribuição T^2 tem a mesma forma da distribuição F .

A estatística T^2 relaciona-se com a distribuição F por:

$$F_0 = \frac{(n_e - p + 1)}{n_e \cdot p} \cdot T^2 \sim F(p; n_e - p + 1)$$

Assim, rejeita-se $H_0: \mu_i = \mu_j$, a nível de significância α , se $F_0 > F_{(\alpha, p, n_e - p + 1)}$

O cálculo do intervalo de confiança simultâneo de Bonferroni, citado por Johnson & Wichern (1998), é dado por:

$$\bar{X}_{ik} - \bar{X}_{jk} \pm t \frac{\alpha'}{2} \sqrt{\frac{E_{kk}}{n_e} \left(\frac{1}{r_i} + \frac{1}{r_j} \right)}$$

em que:

$\bar{X}_{ik} =$ médias estimadas da i -ésima linha de postura k -ésima variável;

$t \frac{\alpha'}{2} =$ quantil de ordem $\left(1 - \frac{\alpha'}{2}\right) \cdot 100\%$ de distribuição t de Student com n_e graus de liberdade do resíduo;

$$\alpha' = \frac{\alpha}{pq(q-1)/2}, \text{ para } \alpha = 5\% \text{ de probabilidade;}$$

$p =$ variáveis analisadas;

$g =$ número de tratamentos (linhas de postura); e

$E_{kk} = k$ -ésimo elemento da diagonal da matriz \mathbf{E} , sendo os demais parâmetros definidos anteriormente.

Tabela 1. Resumo da ANOVA das linhas avaliadas em oito características

Características	QM*	Média	Pr > F**	CV (%)***
TP (Nº de ovos/dia)	0,007	0,653	0,2047	10,801
PO40 (g)	41,883	56,982	0,1779	8,993
PO44 (g)	43,369	58,931	0,1147	8,133
PO52 (g)	47,294	60,859	0,0499	7,255
PO60 (g)	44,209	59,898	0,0924	7,792
PC40 (g)	86212,281	1547,966	0,0354	11,666
PC48 (g)	85070,968	1536,412	0,0338	11,613
PC56 (g)	93792,693	1555,791	0,0269	11,729

* QM = Quadrado médio para a linha de postura.

** Pr > F = Valor P pelo teste F.

*** CV (%) = Coeficiente de variação em percentagem.

TP – Taxa de postura da 40ª à 60ª semana, sendo PO40 = peso do ovo na 40ª semana, PO44 = peso do ovo na 44ª semana; PO52 = peso do ovo na 52ª semana; PO60 = peso do ovo na 60ª semana; PC = peso corporal na 40ª semana; PC48 = peso corporal na 48ª semana; PC56 = peso corporal na 56ª semana

Tabela 2. Resultado dos testes de Wilks e de Roy na análise de variância multivariada (MANOVA) em cinco linhas de postura

Testes	Estatísticas				
	A	F	GL num	GL den	Pr > F
Teste de Wilks	0,7836	1,30	32	610,09	0,1254
Teste de Roy	0,1052	2,21	8	168	0,0290

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As análises de variância univariada (ANOVA) para efeito de linhas de postura nas oito características avaliadas são apresentadas na Tabela 1. O valor P é o nível mínimo para o qual a hipótese de igualdade das médias das linhas de postura seria rejeitada.

Na ANOVA, observou-se que o efeito de linha de postura foi significativo ($P < 0,05$) para peso do ovo na 52ª semana de idade e peso corporal na 40ª, 48ª e 56ª semanas de idade.

Na Tabela 2, estão apresentados os resultados dos testes de Wilks e de Roy para a igualdade dos vetores de médias das cinco linhas de postura.

O teste de Roy relaciona-se com a distribuição **F**. Essa aproximação, oferecida pelo programa SAS, tende a fornecer resultados demasiadamente significativos, indicando superestimação do teste **F** (Regazzi, 2002). Entretanto, ao se obter o valor crítico de Roy (0,1510) a 5% de probabilidade, obtido por interpolação de valores da tabela de Roy, não se rejeitou H_0 . Assim, os efeitos de linhas de postura (tratamento) foram não significativo para os testes de Wilks e de Roy a 5% de probabilidade; ou seja, não há divergência genética entre as linhas de postura avaliadas.

Apesar da análise de variância univariada (ANOVA) ter apresentado diferenças significativas entre as linhas de aves de postura para algumas características, o mesmo não foi observado para a análise de variância multivariada (MANOVA) em que todas as características são avaliadas simultaneamente. A MANOVA leva em consideração um nível de significância conjunto.

Pela estatística T^2 de Hotelling, verificou-se que não houve divergência genética entre as linhas de aves de postura (Tabela 3). A estatística T^2 de Hotelling confirmou a ausência de contraste significativo entre os vetores de médias das linhas de postura, acusado pelo teste da razão da máxima verossimilhança (teste de Wilks) e teste de Roy da análise de variância multivariada (MANOVA).

Conforme apresentado na Tabela 4, a linha 2 mostrou melhor taxa de postura da 40ª à 60ª semanas de idade (TP), não diferindo das demais linhas de postura pelo teste de Tukey, o que corrobora com a ANOVA, em que a variável TP foi não significativa ($P > 0,05$) pelo teste F, apresentada na Tabela 1.

Para as características de peso dos ovos PO40 e PO44 não se observou diferença entre as médias pelo teste de Tukey. Entretanto, para PO52 e PO60 houve diferenças significativas entre as linhas de aves de postura, apesar da variável PO60 ter sido não-significativa ($P > 0,05$) na ANOVA pelo teste F.

Piassi *et al.* (1995), ao trabalhar com peso médio do ovo em seis linhas de postura provenientes da UFV e duas marcas comerciais, observaram que as médias dos seis grupos genéticos provenientes da UFV não diferiram significativamente ($P > 0,05$), concordando com os resultados obtidos por Martins (1982) e contrapondo-se ao encontrado por Torres *et al.* (1985).

Para as características de peso corporal das aves (PC40, PC48 e PC56), houve diferenças entre as médias pelo teste de Tukey, o que está de acordo com a ANOVA, que apresentou nível de significância inferior a 5% ($P < 0,05$) para essas características.

As comparações múltiplas usando modelos multivariados (método de Roy e Bose) não tiveram diferenças entre as médias, apesar da ANOVA ter detectado diferenças entre as linhas de aves de postura para algumas características.

O método de Roy e Bose não concordou com o teste de Tukey; pois ele foi mais exigente, tendo sido a diferença mínima significativa para o teste multivariado (método de Roy e Bose) em torno de três vezes maior que a diferença mínima significativa para o teste univariado (teste de Tukey), conforme apresentado na Tabela 4.

Tabela 3. Valores de T^2 de Hotelling acima da diagonal que se relacionam com a distribuição F abaixo da diagonal

Linhas	1	2	3	4	5
1	—	0,0591	0,0814	0,0617	0,0465
2	1,2563 ^{NS}	—	0,0495	0,0828	0,0742
3	1,7301 ^{NS}	1,0529 ^{NS}	—	0,0770	0,0605
4	1,3132 ^{NS}	1,7595 ^{NS}	1,6371 ^{NS}	—	0,0418
5	0,9874 ^{NS}	1,5769 ^{NS}	1,2859 ^{NS}	0,8890 ^{NS}	—

^{NS} Não significativo a 5% ($P > 0,05$)

Tabela 4. Médias das linhas de postura e resultados das comparações múltiplas, de acordo com modelos univariados e multivariados para as características avaliadas

Linhas de postura (nº de obs)	TP	PO40	PO44	PO52	PO60	PC40	PC48	PC56
1 (175)	0,6527 ^A _(a)	57,569 ^A _(a)	59,003 ^A _(a)	60,963 ^A _(ab)	60,909 ^A _(a)	1612,57 ^A _(a)	1593,14 ^A _(a)	1615,29 ^A _(a)
2 (175)	0,6697 ^A _(a)	57,823 ^A _(a)	59,420 ^A _(a)	60,163 ^A _(ab)	60,106 ^A _(ab)	1506,00 ^A _(ab)	1491,86 ^A _(ab)	1511,29 ^A _(ab)
3 (140)	0,6694 ^A _(a)	54,843 ^A _(a)	56,761 ^A _(a)	59,021 ^A _(b)	57,707 ^A _(b)	1483,57 ^A _(b)	1470,71 ^A _(b)	1483,04 ^A _(b)
4 (200)	0,6427 ^A _(a)	56,980 ^A _(a)	59,830 ^A _(a)	62,148 ^A _(a)	60,233 ^A _(ab)	1570,75 ^A _(ab)	1542,13 ^A _(ab)	1567,25 ^A _(ab)
5 (195)	0,6384 ^A _(a)	57,241 ^A _(a)	59,067 ^A _(a)	61,387 ^A _(ab)	60,033 ^A _(ab)	1550,51 ^A _(ab)	1566,79 ^A _(ab)	1582,82 ^A _(ab)
DMS ¹	0,047	3,385	3,166	2,916	3,083	119,28	117,85	120,54
DMS ²	0,148	10,738	10,043	9,251	9,779	378,39	373,85	382,37

¹Diferença mínima significativa pelo teste de Tukey.

²Diferença mínima significativa pelo método de Roy e Bose.

*Médias, nas colunas, com letras maiúsculas iguais sobrescritas não diferem ($P < 0,05$) pelo método de Roy e Bose.

**Médias, nas colunas, com letras minúsculas iguais subscritas entre parênteses não diferem ($P < 0,05$) pelo teste de Tukey.

TP = taxa de postura da 40ª a 60ª semana; PO40 = peso do ovo na 40ª semana; PO44 = peso do ovo na 44ª semana; PO52 = peso do ovo na 52ª semana; PO60 = peso do ovo na 60ª semana; PC = peso corporal na 40ª semana; PC48 = peso corporal na 48ª semana; e PC56 = peso corporal na 56ª semana.

Sakaguti *et al.* (1996), ao trabalhar com grupos genéticos de coelhos, observaram que o método de Roy e Bose (modelo multivariado) foi mais exigente que o teste de Tukey (modelo univariado), por ter apresentado menor número de contrastes significativos. Segundo Regazzi (2002), no caso do modelo multivariado, o critério de rejeição é mais rigoroso, por levar em conta um nível de significância conjunto, e no caso univariado ele é tomado isoladamente por análise, não se sabendo o nível conjunto de probabilidade para todas as análises, que será tanto maior quanto maior for o número de variáveis.

Piassi *et al.* (1995), ao trabalhar com seis linhas de postura de aves Legorne provenientes da UFV e duas marcas comerciais, observaram que para a característica taxa de postura não houve diferença significativa ($P > 0,05$), pelo método de Roy e Bose, entre os seis grupos genéticos provenientes da UFV nos períodos de 23 a 30 e

de 31 a 38 semanas de idade. Pelo método de Roy e Bose (Tabela 4) também não se observou diferença entre as médias para as seis linhas de postura avaliadas.

Diversos estudos de comparações entre raças ou linhas de aves de postura têm sido feitos, utilizando-se apenas análises univariadas. Martins (1982), Torrers *et al.* (1985) e Lopes *et al.* (1986) compararam linhas e cruzamentos de aves de postura utilizando análise univariada e encontraram diferenças significativas para várias características (peso corporal, peso do ovo, número de ovos, massa de ovo). Com base nesses resultados, os autores fizeram recomendações de uso de determinadas linhas e/ou cruzamentos. Se os autores tivessem trabalhado com análises multivariadas, talvez as recomendações tivessem sido outras, o que evidencia a importância do uso da MANOVA na escolha de linhas ou raças, visto que ela considera as correlações existentes entre as características.

Tabela 5. Intervalo de confiança simultâneo de Bonferroni das variáveis consideradas significativas pela ANOVA para os contrastes entre as linhas de aves de postura avaliadas

Características		PO52		PC40		PC48		PC56	
Contraste entre as Linhas		LI*	LS**	LI	LS	LI	LS	LI	LS
1	2	-2,858	4,458	-43,043	256,183	-46,539	249,099	-47,187	255,187
1	3	-1,938	5,821	-29,688	287,688	-34,356	279,216	-28,1078	292,608
1	4	-4,726	2,357	-103,042	186,682	-92,115	194,135	-98,346	194,426
1	5	-3,987	3,138	-83,666	207,781	-117,629	170,329	-114,789	179,729
2	3	-2,738	5,021	-136,258	181,118	-135,636	177,936	-132,108	188,608
2	4	-5,526	1,557	-209,612	80,1120	-193,395	92,855	-202,346	90,426
2	5	-4,787	2,385	-190,236	101,216	-218,909	69,049	-218,789	75,729
3	4	-6,896	0,644	-241,397	67,0373	-223,788	80,9484	-240,049	71,629
3	5	-6,156	1,424	-221,969	88,089	-249,251	57,0906	-256,440	56,880
4	5	-2,683	4,204	-140,084	141,604	-138,395	139,916	-141,565	143,086

* LI = limite inferior; ** LS = limite superior; TP = taxa de postura da 40ª a 60ª semana; PO40 = peso do ovo na 40ª semana; PO44 = peso do ovo na 44ª semana; PO52 = peso do ovo na 52ª semana; PO60 = peso do ovo na 60ª semana; PC = peso corporal na 40ª semana; PC48 = peso corporal na 48ª semana; e PC56 = peso corporal na 56ª semana.

Outro método de comparação múltipla que pode ser usado para avaliar divergência genética é o intervalo de confiança simultâneo de Bonferroni. Esse método também leva em consideração um único nível conjunto de significância.

Na Tabela 5, estão apresentados os intervalos de confiança simultâneos para as características consideradas significativas pelo teste **F** na ANOVA (PO52, PC40, PC48 e PC56) para todos os contrastes entre linhas de aves de postura avaliadas. Nenhum deles foi significativo, ou seja, nenhuma divergência genética entre as linhas de aves de postura foi encontrada pelo método do intervalo de confiança simultâneo de Bonferroni para as características PO52, PC40, PC48 e PC56.

O intervalo de confiança simultâneo de Bonferroni confirmou ausência de contrastes significativa entre as linhas de aves de postura para as características que foram significativas na ANOVA (teste F) para as linhas de aves de postura.

A semelhança entre as linhas da UFV avaliadas sugere que os animais já passaram por pré-seleções, resultando em linhas com características bastante semelhantes.

CONCLUSÃO

Técnicas de análise multivariada podem levar a resultados e inferências diferentes dos obtidos em análises univariadas. Qual delas a ser usada dependerá dos objetivos da análise e da necessidade de se explorarem as correlações entre as variáveis.

REFERÊNCIAS

- Demétrio CGB (1985) Análise multidimensional para dados de cana-de-açúcar. Tese de mestrado. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1985. 144p.
- Ferreira CA, Ferreira RLC, Santos DC, Santos MVF, Silva JAA, Lira MA & Molica SG (2003) Utilização de técnicas multivariadas na avaliação da divergência genética entre clones de palma forrageira (*opuntia ficus-indica mill.*). Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia, 32:1560-1568, 2003 (Supl. 1).
- Finney DJ (1956) Multivariate analysis and agricultural experiments. Biometrics, 12:64-71.
- Harris RJ (1975) A primer of multivariate statistics. N. York, Academic press. 332p.
- Johnson RA & Wichern DW (1998) Applied multivariate statistical analysis. 4. ed. Englewood Cliffs, Prentice Hall, 816p.
- Liberato JR, Vale FXR & Cruz CD (1999) Técnicas estatísticas de análise multivariada e a necessidade de o fitopatologista conhecê-las. Fitopatologia Brasileira, 24:5-8.
- Lopes PS, Silva MA, Fonseca JB, Soares PR & Graças AS (1986) Análise genética e econômica em características produtivas de aves de postura. Revista Brasileira de Zootecnia, 15:157-164.
- Martins EN (1982) Comportamento de três linhagens de poedeiras legorne em cruzamentos dialélicos. Tese de Mestrado. Viçosa, Universidade Federal de Viçosa, 1982. 120p.

- Piassi M, Silva MA, Regazzi AJ, Torres RA, Soares PR & Carneiro AM (1995) Avaliação de diferentes grupos genéticos de aves de postura, usando-se análise de variância multivariada. Revista Brasileira de Zootecnia, 24:453-460.
- Regazzi AJ (2002) Análise multivariada. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa. (INF-766) (notas de aula).
- Roy SN (1957) Some aspects of multivariate analysis. N. York, John Wiley. 486p.
- Roy SN & BOSE RC (1953) Simultaneous confidence interval estimation. The Annals of Mathematical Statistics, 24:513-536.
- Sakaguti ES, Silva MA, Regazzi AJ, Torres RA & Martins EN (1996) Avaliação dos testes da análise de variância multivariada em experimentos com dados desbalanceados. Revista Brasileira de Zootecnia, 25:437-448.
- SAS INSTITUTE (1986) SAS system for linear models. Cary, NC: SAS Institute. 210p.
- Torres RA, Torres JR, Silva MA & Soares PR (1985) Aspectos genéticos e fenotípicos de características de crescimento e produtivas de poedeiras leves. Revista Brasileira de Zootecnia, 14:383-394.