

Avaliação do Desempenho Zootécnico de Genótipos de Frangos de Corte Utilizando-se a Análise de Medidas Repetidas¹

Millor Fernandes do Rosário², Marco Aurélio Neves da Silva³, Vicente José Maria Savino⁴, Antonio Augusto Domingos Coelho⁴, Michel Choairy de Moraes⁵

RESUMO - Objetivou-se avaliar genótipos de frangos de corte por meio do desempenho zootécnico utilizando-se medidas repetidas. Os tratamentos consistiram de quatro genótipos (A, B, C e D) e dois sexos avaliados em seis idades (7, 14, 21, 28, 35 e 42 dias). As variáveis analisadas foram: consumo médio de alimento (CONS), peso vivo médio (PV) e conversão alimentar (CA). O delineamento experimental foi em blocos incompletos desbalanceados, em esquema fatorial 4x2 nas parcelas experimentais, com seis medidas realizadas no decorrer do experimento. A análise estatística foi realizada por meio do procedimento MIXED do SAS[®], sendo testadas cinco estruturas de variância e covariância do erro. As médias foram estimadas por quadrados mínimos e comparadas pelo teste Tukey-Kramer. Foram estimadas funções de resposta quadrática para CONS e CA e Gompertz para PV e seus respectivos coeficientes de determinação, pelo procedimento NLIN do SAS[®]. Detectaram-se efeitos de algumas interações triplas ou duplas para todas as variáveis. Verificaram-se diferenças significativas entre genótipos dentro de cada idade e sexo para CONS e PV e para CA entre genótipos e sexos, dentro de cada idade, apenas aos 42 e a partir dos 21 dias, respectivamente. Constatou-se que o genótipo D, apesar de apresentar maiores médias de CONS e PV, não mostrou menor CA, que foi verificada nos genótipos C e B. As funções de resposta estimadas explicaram adequadamente cada variável em função da idade, constatando-se que o CONS e PV dos machos do genótipo D foram maiores a partir dos 14 dias e dos 28 aos 42 dias, distinguindo este tratamento dos demais. A melhor CA foi verificada nos machos e no genótipo C. É possível avaliar o desempenho zootécnico de frangos de corte por medidas repetidas, sendo que os genótipos B e C apresentaram melhor desempenho zootécnico.

Palavras-chave: melhoramento genético, modelo misto, procedimento MIXED, procedimento NLIN

Performance Evaluation of Broiler Genotypes by Repeated Measures

ABSTRACT - The objective of this study was to evaluate the performance of broiler genotypes using repeated measurements. Four genotypes (A, B, C, and D) and two sexes were evaluated at six ages (7, 14, 21, 28, 35, and 42 days) for average feed intake (AFI), average body weight (ABW) and feed:gain ratio (F/G) using an unbalanced incomplete blocks 4x2 factorial design. Five error co(variance) structures were tested using the MIXED procedure of SAS[®] for statistical analyses. Averages were estimated by least squares and compared by the Tukey-Kramer test. Quadratic profile analyses for AFI and F/G and Gompertz growth model for ABW and respective coefficients of determination were estimated by NLIN procedure of SAS[®]. Significant effects of some triple or double interactions were observed for all response variables. Genotypes significantly differed in each age and sex for AFI and ABW after 21 days of age and differences for F/G between genotypes and sexes, in each age, were verified only at 42 days of age. Larger averages for AFI and ABW was observed for genotype D and smaller F/G was verified in genotypes C and B. Estimated profile analyses explained adequately each response variable in function of age. AFI and ABW for males of genotype D were larger after 14 days and from 28 to 42 days their performance differed from the other genotypes. The best F/G was observed in males of the genotype C. Overall, genotypes C and B presented the best performance. The repeated measurements approach was appropriate to evaluate differences in the performance of broiler genotypes.

Key Words: genetic breeding, mixed model, MIXED procedure, NLIN procedure

Introdução

Em muitos experimentos na área zootécnica, as unidades experimentais são animais sujeitos às medidas repetidas não-aleatorizadas no tempo.

O estudo básico de medidas repetidas consiste de delineamentos experimentais completamente aleatorizados em que os tratamentos são alocados às unidades experimentais e os dados são coletados mais de uma vez em cada unidade experimental. Dessa

¹ Parte da dissertação apresentada pelo primeiro autor para obtenção do título de Mestre.

² Engenheiro Agrônomo, M.Sc. em Agronomia, Bolsista FAPESP (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – Universidade de São Paulo (ESALQ/USP) – Departamento de Genética – Av: Pádua Dias, 11 – Caixa Postal 83 – CEP: 13418-900 – Piracicaba/SP. E-mail: mfrosari@esalq.usp.br

³ Engenheiro Agrônomo, M.Sc. em Agronomia, Bolsista CAPES (Doutorado) – Departamento de Genética - ESALQ/USP.

⁴ Docente - Departamento de Genética - ESALQ/USP.

⁵ Engenheiro Agrônomo, Bolsista CNPq (Doutorado) – Departamento de Genética - ESALQ/USP.

forma, têm-se pelo menos dois fatores a serem estudados (tratamentos e tempo), em que tratamento é o fator entre indivíduos e tempo, o fator intra-indivíduos (Costa, 2003).

Entre as razões para a realização de experimentos dessa natureza, destacam-se a suspeita de que os efeitos dos tratamentos em uma seqüência de tempo se alteram, incorporando informações sobre a variação individual na análise, e o fato de que proporcionam condições adequadas para o controle de fatores acessórios que possam influenciar a resposta e melhoram, em geral, a precisão das estimativas de contrastes associados às diferenças entre as médias dos valores da resposta em diferentes ocasiões (Gill, 1986; Lima, 1996).

Há semelhanças entre os experimentos com medidas repetidas e aqueles em parcelas subdivididas, nos quais os fatores tratamento e tempo correspondem, respectivamente, à parcela e à subparcela. A diferença entre eles é que, nos experimentos em parcelas subdivididas, os níveis da subparcela são aleatoriamente atribuídos às unidades de subparcela dentro das unidades de parcelas. Conseqüentemente, as respostas de diferentes subparcelas, na mesma parcela, são igualmente correlacionadas. Em experimentos com medidas repetidas, as respostas de tempos mais próximos são, em geral, mais fortemente correlacionadas que as de tempos mais distantes (Littell et al., 1996; Xavier, 2000).

Os experimentos com medidas repetidas, quando analisados sob o enfoque de parcela subdividida, violam duas pressuposições básicas requeridas pela análise de variância: a falta de casualização entre os tratamentos e as épocas de avaliação (tempo) e a dependência de erros, pelo fato de as medidas serem tomadas sobre as mesmas unidades experimentais ao longo do tempo, ocasionando a correlação entre os dados (Rezende et al., 1999; Rosário, 2003).

Uma conseqüência imediata de se ignorar a correlação entre os dados mensurados em tempos adjacentes é que a significância aparente da diferença entre as médias dos tratamentos é grosseiramente exagerada e a sensibilidade dos testes para interação é seriamente reduzida. Quando a correlação de erros é ignorada, as inferências podem ou não ser distorcidas, conforme o grau de homogeneidade das variâncias e covariâncias dos dados nas diferentes épocas (Gill, 1986; Riboldi et al., 1996).

A correlação entre as mensurações no indivíduo ao longo do tempo pode ser modelada por meio de uma estrutura de variância e covariância de erros, de modo que, para outros tipos de dados, é usual assumir que os erros sejam independentes. Modelar uma estrutura de variância e covariância apropriada é essencial para que as inferências sobre as médias sejam válidas (Costa, 2003).

Entre as diversas estruturas de variância e covariância dos erros, encontram-se: ARH (1): auto-regressiva de primeira ordem heterogênea, caracterizada pela desigualdade de variâncias e covariâncias e pela correlação maior entre avaliações adjacentes; CSH: simetria composta heterogênea, caracterizada pela desigualdade de variâncias e covariâncias e pela mesma correlação entre avaliações; CS: simetria composta, caracterizada pela igualdade de variâncias e covariâncias; AR (1): auto-regressiva de primeira ordem, caracterizada pela igualdade de variâncias e covariâncias e correlação maior entre medidas adjacentes; VC: componentes de variância, caracterizada por variâncias iguais e observações independentes (SAS, 2003).

Dessa forma, a maneira correta para análise de dados em medidas repetidas é o uso do procedimento MIXED, do pacote estatístico computacional SAS[®], que emprega um modelo misto e considera a variação entre as unidades experimentais, que são decorrentes das diferenças entre os níveis dos tratamentos, e a variação dentro das unidades experimentais, que são atribuídas às mensurações em diferentes tempos (Crowder & Hand, 1990; Littell et al., 1998).

Uma vez que as variáveis de desempenho zootécnico (peso médio, ganho de peso, consumo de alimento e conversão alimentar) são geralmente mensuradas semanalmente em testes de desempenho de frangos de corte e, portanto, estão inseridas no conceito de medidas repetidas, o emprego de metodologias estatísticas apropriadas e eficientes à análise de dados dessa natureza aumenta a precisão na avaliação dos materiais genéticos de frangos de corte durante os testes de desempenho. Este fato é de extrema importância em um programa de melhoramento genético, pois possibilita a seleção dos materiais genéticos superiores ao longo dos ciclos de seleção (Rosário, 2003).

Portanto, o objetivo neste trabalho foi utilizar a análise de medidas repetidas na avaliação do desempenho zootécnico de genótipos de frango de corte.

Material e Métodos

Foi conduzido um experimento no Setor de Aves do Departamento de Genética da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ/USP), em Piracicaba, São Paulo, no período de 05 de novembro a 17 de dezembro de 2002.

Utilizaram-se 1.920 pintos (960 machos e 960 fêmeas) de quatro genótipos de frangos de corte (A, B, C e D).

Os pintos foram vacinados, ao nascer, contra as doenças de Marek, Bouda e Gumboro, via intramuscular; aos 10 dias de idade, contra Newcastle e Gumboro; e aos 18 dias, apenas contra Gumboro, via água de bebida.

Os pintos foram alojados em 48 boxes (2,20 x 1,80 metros), dispostos em duas fileiras de 24 boxes, em um galpão experimental que continha, no total, 96 boxes. O piso de concreto foi forrado com casca de arroz e as aves receberam alimento e água *ad libitum* e manejo convencional de criação intensiva durante todo período experimental.

Durante a criação, foram utilizados quatro tipos de ração contendo os seguintes níveis de energia metabolizável (kcal/kg) e proteína bruta (%): 0 a 7 dias: 2.950 e 22,5; 8 a 14 dias: 3.050 e 21,5; 15 a 35 dias: 3.150 e 19,2; 36 a 42 dias: 3.150 e 19,0. As rações foram formuladas com base nas tabelas de exigências nutricionais do NRC (1994).

Os tratamentos experimentais consistiram de quatro genótipos e dois sexos, que foram avaliados em seis idades (7, 14, 21, 28, 35 e 42 dias), sendo obtidas as variáveis resposta: consumo médio de alimento (CONS), peso vivo médio (PV) e conversão alimentar (CA).

Inicialmente, o experimento foi instalado em um delineamento experimental em blocos completos casualizados, mas, durante o período experimental, suspeitou-se de que a temperatura ambiente influenciou o desempenho zootécnico dos animais dentro das fileiras de 24 boxes, consideradas, cada uma, um bloco. Para minimizar esta variação inesperada, adotou-se o delineamento em blocos incompletos desbalanceados.

Dessa forma, cada fileira de 24 boxes foi considerada uma repetição e cada repetição foi dividida em três blocos, cada um com oito boxes. Porém, cada bloco não continha todos os oito tratamentos, ou seja, existia um desbalanceamento de tratamentos dentro e

entre os blocos, diferentemente de um experimento em blocos completos casualizados, em que cada bloco contém todos os tratamentos.

Assim, definiu-se o delineamento experimental como blocos incompletos desbalanceados, com duas repetições e três blocos em cada repetição, em esquema fatorial 4 x 2 (quatro genótipos x dois sexos) nas parcelas experimentais, com seis avaliações realizadas durante o experimento. Cada unidade experimental (boxe) continha 40 aves.

O modelo matemático utilizado foi o seguinte:

$$Y_{ijk(l)m} = \mu + \beta_l + \delta_{k(l)} + \alpha_i + \lambda_j + (\alpha\lambda)_{ij} + d_{ijk(l)} + \tau_m + (\alpha\tau)_{im} + (\lambda\tau)_{jm} + (\alpha\lambda\tau)_{ijm} + e_{ijk(l)m}$$

em que $Y_{ijk(l)m}$ = valor observado na m -ésima idade, do k -ésimo bloco dentro da l -ésima repetição, no j -ésimo sexo do i -ésimo genótipo; μ = média geral; β_l = efeito da l -ésima repetição; $l = 1, 2$; $\delta_{k(l)}$ = efeito do k -ésimo bloco dentro da l -ésima repetição; $k = 1, \dots, 3$; α_i = efeito do i -ésimo genótipo; $i = 1, \dots, 4$; λ_j = efeito do j -ésimo sexo; $j = 1, 2$; $(\alpha\lambda)_{ij}$ = efeito da interação do i -ésimo genótipo com o j -ésimo sexo; $d_{ijk(l)}$ = efeito aleatório associado ao k -ésimo bloco dentro da l -ésima repetição, no i -ésimo genótipo e j -ésimo sexo; assumindo $d_{ijk(l)} \sim N(0, I\sigma_d^2)$, em que $I\sigma_d^2$ é a matriz identidade de variância e covariância, pois se assume independência de erros; τ_m = efeito da m -ésima idade; $m = 1, \dots, 6$; $(\alpha\tau)_{im}$ = efeito da interação do i -ésimo genótipo com a m -ésima idade; $(\lambda\tau)_{jm}$ = efeito da interação do j -ésimo sexo com a m -ésima idade; $(\alpha\lambda\tau)_{ijm}$ = efeito da interação do i -ésimo genótipo com o j -ésimo sexo e com a m -ésima idade; $e_{ijk(l)m}$ = erro aleatório associado ao k -ésimo bloco dentro da l -ésima repetição, no i -ésimo genótipo, j -ésimo sexo e m -ésima idade; assumindo $e_{ijk(l)m} \sim V(0, V\sigma_e^2)$, sendo que $V\sigma_e^2$ é a matriz de variância e covariância que foi modelada, pois se assume dependência de erros.

Apenas para CA houve a necessidade de transformação dos dados pela potência 2, conforme sugerido pela análise descritiva dos dados, realizada no programa computacional estatístico SAS[®]. Todas as análises empregaram CA transformada (CA²), porém, as médias (Tabela 5) e o gráfico da Figura 2 são apresentados na escala original de CA, obtidos com base em CA².

Para a modelagem da matriz de variância e covariância, foram testadas cinco estruturas: ARH (1): auto regressiva de primeira ordem heterogênea;

CSH: simetria composta heterogênea; CS: simetria composta; AR (1): auto regressiva de primeira ordem e VC: componentes de variância (SAS, 2003).

Na escolha da matriz de variância e covariância, utilizou-se o Critério de Informação de Akaike ($-2l + 2d$, em que l denota o valor da máxima verossimilhança, em log, e d , denota a dimensão do modelo), selecionando-se a que possuiu menor valor para este parâmetro (Akaike, 1974; 1987; SAS, 2003).

A análise dos dados de desempenho zootécnico (CONS, PV e CA) foi realizada pelo procedimento MIXED do programa computacional estatístico SAS® (Littell et al., 1996), considerando-se um modelo misto.

Foram obtidas as médias das interações triplas (genótipo x sexo x idade) para CONS e PV e das interações duplas (genótipo x idade e sexo x idade) para CA, ajustadas por meio de quadrados mínimos. As comparações foram realizadas pelo teste Tukey-Kramer ($P < 0,05$), segundo o SAS (2003).

Também foram estimadas as funções de resposta quadrática, para CONS e CA, e de Gompertz (Perevozskaya & Kuznetsova, 2000), para PV e seus respectivos coeficientes de determinação (dentro da interação genótipo x sexo), para CONS e PV, e para genótipos e sexos, para CA, considerando-se a idade uma variável independente.

O modelo de crescimento proposto por Gompertz é descrito por: $y = a \exp(-\exp(-b(x-c)))$, em que \exp corresponde ao número neperiano, cujo valor é aproximadamente 2,7183, y é PV (variável dependente); x , a idade considerada (variável independente); a , a massa na maturidade (kg); b , o crescimento relativo no ponto de inflexão (kg/dia por kg); e c , a idade no ponto de inflexão (dias), os quais foram estimados.

Todas as funções de resposta não-lineares foram estimadas por meio do procedimento NLIN do SAS®, empregando o método de Gauss-Newton (SAS, 2003).

Resultados e Discussão

Na Tabela 1 encontram-se os valores do Critério de Informação de Akaike utilizados para a escolha da matriz de variância e covariância dos erros.

Para todas as variáveis, foi escolhida a estrutura ARH (1), pois foi a que apresentou o menor valor para o Critério de Informação de Akaike. Essa estrutura inclui a heterogeneidade de variância, o que significa dizer que existe comportamento diferenciado entre as variâncias de idades diferentes.

Tabela 1 - Valores de Critério de Informação de Akaike para as estruturas de variância e covariância modeladas para consumo médio de alimento (CONS), peso vivo médio (PV) e conversão alimentar (CA)

Table 1 - Values of Akaike Information Criterion for variance and covariance structures of average feed intake (AFI), average body weight (ABW) and feed:gain ratio (F/G)

Estrutura ¹ Structure ¹	Variável Variable		
	CONS AFI	PV ABW	CA ² F/G ²
ARH (1)	2170,5	1996,3	-678,8
CSH (1)	2204,6	2019,4	-660,3
CS	2471,0	2183,8	-634,4
AR (1)	2369,2	2123,7	-634,4
VC	2529,3	2231,6	-542,2

¹ ARH (1): auto-regressiva de primeira ordem heterogênea; CSH: simetria composta heterogênea; CS: simetria composta; AR (1): auto-regressiva de primeira ordem e VC: componentes de variância.

¹ ARH (1): heterogeneous first-order autoregressive; CSH: heterogeneous compound symmetry; CS: composed symmetry; AR (1): first-order autoregressive and VC: variance components.

² CA transformada por CA² (F/G transformed by (F/G²)).

Em uma análise de variância, quatro pressuposições devem ser atendidas em um modelo para que o teste F seja válido: efeitos aditivos, erros ou desvios independentes e não correlacionados, erros com a mesma variância (homogeneidade de variâncias) e erros com distribuição normal (Gomes, 1982).

Portanto, a estrutura ARH (1), por considerar a heterogeneidade de variância entre as idades, possibilita a modelagem apropriada dos erros associados às médias, tornando válidas as conclusões a partir da análise de variância obtida e aumentando a precisão das estimativas dos erros associados às médias.

Segundo Vonesh & Chinchilli (1997), quando se emprega a análise de medidas repetidas, três testes de hipóteses sobre os efeitos fixos são realizados: 1º: não existe diferença entre os tratamentos (hipótese de coincidência do perfil); 2º: não existe diferença entre as idades (hipótese de constância); 3º: não há efeitos das interações (hipótese de paralelismo dos perfis).

A análise de variância contendo os graus de liberdade do numerador e do denominador e os valores de probabilidade para as variáveis de desempenho zootécnico, incluindo os fatores genótipo, sexo e idade e interações possíveis, encontra-se na Tabela 2.

Para se obter a análise de variância, empregou-se a estrutura de variância e covariância dos erros do tipo ARH (1), conforme a Tabela 1.

Tabela 2 - Resumo da análise de variância para consumo médio de alimento (CONS), peso vivo médio (PV) e conversão alimentar (CA)

Table 2 - Summary of analysis of variance for average feed intake (AFI), average body weight (ABW) and feed:gain ratio (F/G)

Fonte de variação <i>Source of variation</i>	GLN ¹	GLD ²	CONS	PV	CA ³
	<i>NDF</i> ¹	<i>DDF</i> ²	<i>AFI</i>	<i>ABW</i>	<i>F/G</i> ³
Probabilidade > F <i>Probability > F</i>					
Repetição (<i>Replicate</i>)	1	-	-	-	-
Bloco - repetição (<i>Block - replicate</i>)	4	-	-	-	-
Genótipo (G) (<i>Genotype</i>)	3	35	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Sexo (S) (<i>Sex</i>)	1	35	<0,0001	<0,0001	<0,0001
G x S	3	35	0,6377	0,1127	0,1913
Idade (I) (<i>Age</i>)	5	200	<0,0001	<0,0001	<0,0001
I x G	15	200	<0,0001	<0,0001	<0,0001
I x S	5	200	<0,0001	<0,0001	0,0298
I x G x S	15	200	0,0064	0,0302	0,4332

¹ GLN: graus de liberdade do numerador (*NDF: numerator degrees of freedom*).² GLD: graus de liberdade do denominador (*DDF: denominator degrees of freedom*).³ CA transformada por CA² (*F/G transformed by (F/G²)*).

Tabela 3 - Médias de consumo médio de alimento (CONS), em gramas (g), para interação tripla genótipo x sexo x idade

Table 3 - Means for average feed intake (AFI), in grams (g), for the interaction genotype x sex x age

Genótipo <i>Genotype</i>	Idade (dias) <i>Age (days)</i>					
	7	14	21	28	35	42
Macho <i>Male</i> g						
A	105,10 A	417,93 A	926,25 A	1846,99 A	2995,70 A	4135,18 A
B	116,16 A	431,96 A	994,31 A	1894,43 A	2999,32 A	4133,77 A
C	108,08 A	446,96 A	1000,55 A	1878,70 A	2947,25 A	4081,80 A
D	110,66 A	452,53 A	1072,02 B	2048,58 B	3250,37 B	4490,10 B
Fêmea <i>Female</i> g						
A	103,02 A	402,76 A	898,21 A	1664,17 A	2601,58 A	3617,70 A
B	118,03 A	431,10 A	933,41 AB	1702,67 A	2641,85 A	3629,22 A
C	112,03 A	422,13 A	939,25 AB	1724,83 A	2641,67 A	3603,64 A
D	117,80 A	434,04 A	987,66 B	1830,66 B	2869,89 B	3982,93 B

Médias seguidas de letras diferentes em cada idade e sexo diferem ($P < 0,05$) entre si pelo teste Tukey-Kramer.Means followed by different letters into each age and sex differ ($P < 0,05$) by Tukey-Kramer test.

De acordo com os resultados obtidos na Tabela 2, houve efeito altamente significativo ($P < 0,01$) dos fatores genótipo e sexo para todas as variáveis estudadas, não se verificando interação significativa entre esses fatores. Também houve efeito significativo ($P < 0,05$) para o fator idade e suas interações duplas para todas as variáveis e interações triplas, exceto para CA.

A comparação de médias considerando-se a interação tripla (genótipo x sexo x idade) para CONS e PV encontra-se nas Tabelas 3 e 4, respectivamente. Para CA, no entanto, incluindo-se as interações du-

plas (genótipo x idade e sexo x idade), a comparação de médias é apresentada na Tabela 5.

Verificaram-se diferenças significativas ($P < 0,05$) entre genótipos dentro de cada idade e sexo para CONS (Tabela 3) apenas a partir dos 21 dias. Para o sexo macho, o genótipo D apresentou maior média, distinguindo-se dos demais ($P < 0,05$) nas idades de 21, 28, 35 e 42 dias. Para fêmea, porém, verificou-se que o genótipo D distinguiu-se apenas de A aos 21 dias; aos 28, 35 e 42 dias distinguiu-se dos demais ($P < 0,05$), apresentando, em ambos os casos, maior média.

Tabela 4 - Médias de peso vivo médio (PV), em gramas (g), para interação tripla genótipo x sexo x idade
 Table 4 - Means for average body weight (ABW), in grams (g), for the interaction genotype x sex x age

Genótipo <i>Genotype</i>	Idade (dias) <i>Age (days)</i>					
	7	14	21	28	35	42
Macho <i>Male</i> g						
A	142,14 A	378,81 A	758,92 A	1327,38 A	1960,15 A	2435,91 A
B	148,39 A	389,04 A	791,35 AB	1369,16 A	1980,01 A	2467,44 A
C	148,99 A	405,28 A	801,82 BC	1359,11 A	1952,04 A	2459,67 A
D	143,92 A	401,96 A	835,82 C	1455,37 B	2108,29 B	2611,80 B
Fêmea <i>Female</i> g						
A	140,76 A	357,38 A	690,61 A	1170,62 A	1677,28 A	2103,09 A
B	145,44 A	375,65 A	724,02 AB	1201,25 AB	1691,90 A	2112,72 A
C	148,32 A	383,06 A	744,05 B	1229,60 B	1726,60 A	2144,49 A
D	149,07 A	380,17 A	757,45 B	1271,13 B	1801,91 B	2244,55 B

Médias seguidas de letras diferentes em cada idade e sexo diferem ($P < 0,05$) pelo teste Tukey-Kramer.
 Means followed by different letter into each age and sex differ ($P < 0,05$) by Tukey-Kramer test.

Tabela 5 - Médias de conversão alimentar (CA)¹ para interações duplas genótipo x idade e sexo x idade
 Table 5 - Means for feed:gain ratio (F/G)¹ for the interactions genotype x age and sex x age

Genótipo <i>Genotype</i>	Idade (dias) <i>Age (days)</i>					
	7	14	21	28	35	42
A	0,73A	1,11A	1,28A	1,40A	1,53A	1,70A
B	0,79A	1,12A	1,27A	1,39A	1,53A	1,69AB
C	0,74A	1,10A	1,25A	1,39A	1,52A	1,67B
D	0,77A	1,13A	1,29A	1,42A	1,56A	1,74C
Sexo (<i>Sex</i>)						
Macho (<i>Male</i>)	0,75A	1,10A	1,26A	1,39A	1,52A	1,68A
Fêmea (<i>Female</i>)	0,77A	1,13A	1,29B	1,42B	1,56B	1,72B

Médias seguidas de letras diferentes em cada idade e sexo diferem ($P < 0,05$) pelo teste Tukey-Kramer.
 Means followed by different letter into each age and sex differ ($P < 0,05$) by Tukey-Kramer test.

¹ CA na escala original, analisada com base na transformação por CA².

¹ F/G in original scale analyzed based on transformation by (F/G)².

Diferenças significativas para CONS entre linhagens comerciais de frangos de corte foram observadas por Mizubuti et al. (1994), Souza et al. (1994) e Lisboa (1995). Entretanto, Ávila et al. (1993) e Abreu et al. (1996) não encontraram diferenças significativas entre linhagens comerciais de frangos de corte.

Verificaram-se diferenças significativas ($P < 0,05$) entre genótipos dentro de cada idade e sexo para PV, apenas a partir dos 21 dias (Tabela 4). Dentro de macho, o genótipo D distinguiu-se de A aos 21 dias e dos demais, aos 28, 35 e 42 dias, apresentando maior média ($P < 0,05$) em ambos os casos. Para fêmea,

verificou-se que os genótipos C e D distinguiram-se de A, com maiores médias ($P < 0,05$) aos 21 e 28 dias e aos 35 e 42 dias, e que o genótipo D distinguiu-se dos demais, apresentando maior média ($P < 0,05$).

Mendes (1990), Benicio (1995) e Rabello (1996) registraram diferenças significativas para PV entre linhagens comerciais de frangos de corte.

Constatarem-se diferenças significativas ($P < 0,05$) entre genótipos, dentro de cada idade, apenas aos 42 dias, sendo que C apresentou a melhor CA ($P < 0,05$), não diferindo de B, que não diferiu de A (Tabela 5). Entre sexos, dentro de cada idade, foram verificadas

diferenças significativas ($P < 0,05$) a partir dos 21 dias, sendo que o sexo macho apresentou melhor média ($P < 0,05$) aos 21, 28, 35 e 42 dias, distinguindo-se de fêmea.

Garcia et al. (1992) e Ávila et al. (1993) detectaram diferenças significativas para conversão alimentar entre linhagens comerciais de frangos de corte, o que não foi constatado por Mizubuti et al. (1994) e Lisboa (1995). Porém, os valores encontrados neste experimento indicam melhoria na conversão alimentar, sugerindo que a seleção para conversão alimentar vem sendo realizada de forma eficiente em satisfazer aos objetivos dos programas de melhoramento genético, uma vez que o consumo de alimento chega a corresponder a até 70% dos custos de produção final de um frango de corte.

Assim, apesar de o genótipo D ter apresentado maiores CONS e PV, teve pior CA (1,74) aos 42 dias. Entre os quatro genótipos estudados, os que apresentaram melhor desempenho zootécnico foram o C e o B, por apresentarem a melhor CA.

Nas Tabelas 6, 7 e 8 são apresentados os parâmetros e os coeficientes de determinação (R^2) das funções de resposta estimadas para CONS, PV e CA, respectivamente, apenas para a interação tripla (genótipo x sexo x idade) para CONS e PV e para as interações duplas (genótipo x idade e sexo x idade) para CA, por apresentarem significância $P < 0,05$ (Tabela 2).

Constatou (Tabelas 6, 7 e 8) que as funções de resposta propostas, quadrática para CONS e CA e de Gompertz para PV, explicaram adequadamente cada variável em função da idade, pois todos os coeficientes de determinação foram superiores a 0,99.

Quando se analisam os dados sob o enfoque de medidas repetidas, a apresentação dos resultados em forma de gráfico é a forma mais apropriada para se compreender como os tratamentos se comportam ao longo do tempo. A partir dos parâmetros apresentados nas Tabelas 6, 7 e 8, foram obtidos os gráficos constantes nas Figuras 1 (CONS e PV) e 2 (CA).

Constatou-se que a tendência de todos os tratamentos foi a mesma (Figura 1), destacando-se o CONS e PV dos machos do genótipo D, que foram maiores a partir dos 14 dias e que, dos 28 aos 42 dias, ocorreu a distinção deste tratamento em relação aos demais.

A pior CA foi verificada nas fêmeas e no genótipo D, significativamente superiores aos demais tratamentos aos 42 dias (Figura 2), e a melhor, nos machos e no genótipo C, aos 42 dias.

Tabela 6 - Parâmetros e coeficientes de determinação (R^2) estimados para função de resposta quadrática¹ do consumo médio de alimento (CONS=y), em função da idade (x)

Table 6 - Parameters and coefficients of determination (R^2) estimated for quadratic¹ profile analysis of average feed intake (AFI=y) in function of age (x)

Interação <i>Interaction</i>	Parâmetro <i>Parameter</i>			R^2
	a	b	c	
A/M	-41,1045	0,4430	2,3873	0,9989
A/F	-53,8862	6,2481	1,9496	0,9993
B/M	-62,8640	5,2566	2,2826	0,9994
B/F	-66,1133	10,4574	1,8655	0,9995
C/M	-75,0092	7,4726	2,2005	0,9987
C/F	-106,9000	14,8873	1,7705	0,9993
D/M	-86,6470	5,8620	2,4849	0,9994
D/F	-56,1677	6,3189	2,1598	0,9994

$$^1 y = a + bx + cx^2$$

Tabela 7 - Parâmetros e coeficientes de determinação (R^2) estimados para função de resposta de Gompertz¹ do peso vivo médio (PV=y), em função da idade (x)

Table 7 - Parameters and coefficients of determination (R^2) estimated for Gompertz¹ profile analysis of average body weight (ABW=y) in function of age (x)

Interação <i>Interaction</i>	Parâmetro <i>Parameter</i>			R^2
	a	b	c	
A/M	4185,9	0,0543	30,42	0,9994
A/F	3720,5	0,0511	30,85	0,9996
B/M	4157,9	0,0547	29,89	0,9996
B/F	3622,1	0,0517	29,91	0,9997
C/M	4307,6	0,0520	30,73	0,9994
C/F	3585,1	0,0529	29,29	0,9998
D/M	4235,1	0,0573	29,09	0,9997
D/F	3770,2	0,0535	29,58	0,9996

$$^1 y = a \exp(-\exp(-b(x-c)))$$

A implementação das análises pelo procedimento MIXED do programa estatístico computacional SAS[®] demonstrou ser apropriada aos objetivos deste trabalho e aprimorou a acurácia das estimativas obtidas, propiciando identificar o(s) material(is) genético(s) que apresentou(aram) melhor desempenho zootécnico.

São necessários ainda treinamento, para que esta metodologia seja empregada de maneira apropriada na análise de dados de desempenho zootécnico de frangos de corte, e trabalhos que divulguem a metodologia de medidas repetidas a partir de dados reais, e não apenas de simulações.

Tabela 8 - Parâmetros e coeficientes de determinação (R²) estimados para função de resposta quadrática¹ da conversão alimentar (CA=y)², em função da idade (x)

Table 8 - Parameters and coefficients of determination (R²) estimated for quadratic¹ profile analysis of feed:gain ratio (F/G=y)² in function of age (x)

Genótipo	Parâmetro Parameter			R ²
	a	b	c	
A	0,1009	0,0776	-0,00029	0,9971
B	0,2430	0,0674	-0,00014	0,9974
C	0,0911	0,0770	-0,00033	0,9976
D	0,1952	0,0706	-0,00010	0,9969

Sexo Sex		a	b	c	R ²
Macho Male		0,1500	0,0722	-0,00022	0,9969
Fêmea Female		0,1652	0,0741	-0,00021	0,9966

¹ $y = a + bx + cx^2$.

² Parâmetros estimados pela transformação CA².

² Parameters estimated by the transformation (F/G)².

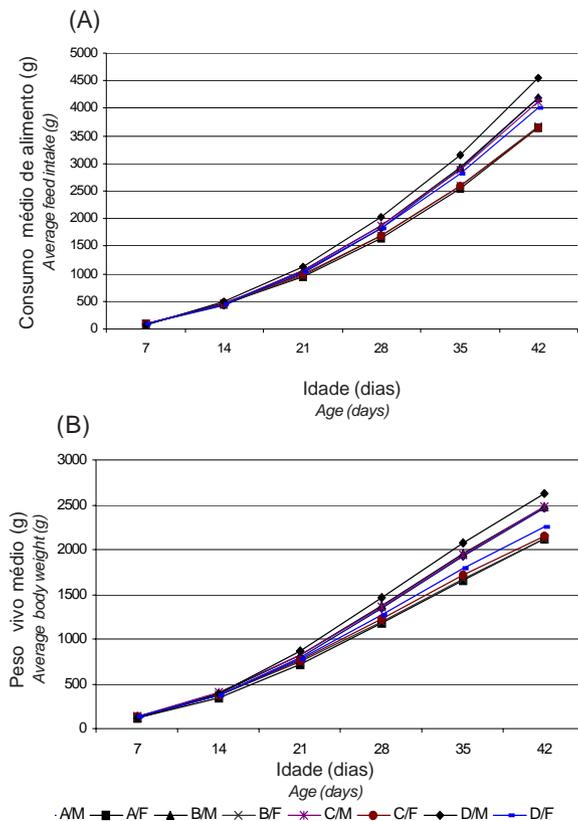


Figura 1 - Estimativas (y), em função da idade (x), obtidas pelos modelos $y = a + bx + cx^2$ e $y = a \exp(-\exp(-b(x-c)))$ do consumo médio de alimento (A) e do peso vivo médio (B), respectivamente.

Figure 1 - Estimates (y), in function of age (x), obtained by models $y = a + bx + cx^2$ and $y = a \exp(-\exp(-b(x-c)))$ of average feed intake (A) and average body weight (B), respectively.

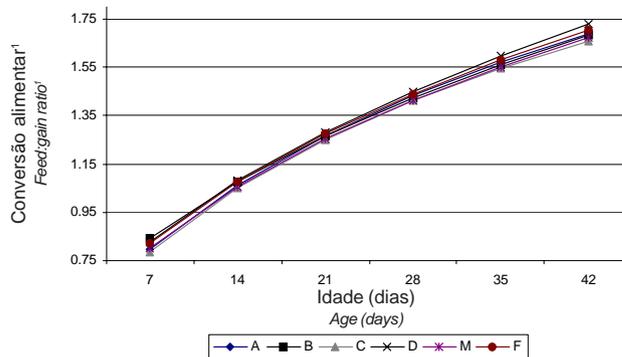


Figura 2 - Estimativas (y) da conversão alimentar¹ (CA), em função da idade (x), obtidas pelo modelo $y = a + bx + cx^2$.

Figure 2 - Estimates (y), in function of age (x), of feed:gain ratio (F/G) obtained by model $y = a + bx + cx^2$.

¹ CA predita na escala original a partir dos parâmetros estimados por CA².

¹ F/G predicted in original scale from parameters estimated by (F/G)².

Conclusões

É possível avaliar o desempenho zootécnico de genótipos de frangos de corte utilizando-se a análise de medidas repetidas.

O procedimento MIXED propicia a obtenção de estimativas com maior precisão, ajustadas adequadamente ao modelo matemático proposto, e atende aos interesses de um Programa de Melhoramento Genético de Frangos de Corte na identificação e seleção de materiais genéticos superiores.

Entre os genótipos estudados, C e B apresentaram os melhores resultados de desempenho zootécnico.

Agradecimento

Aos professores Dr. Antonio Augusto Franco Garcia, do Departamento de Genética, e Dr. Irineu Umberto Packer, do Departamento de Zootecnia, ambos da ESALQ/USP, pelo auxílio nas análises estatísticas, e aos assessores da Revista Brasileira de Zootecnia, pelas excelentes sugestões, que enriqueceram o resultado final do trabalho.

Literatura Citada

ABREU, V.M.N.; SILVA, M.A.; SOARES, P.R. et al. Efeitos dos níveis de energia da ração e de cruzamentos sobre o peso e rendimento da carcaça e partes e deposição de gordura abdominal de frangos de corte. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v.25, n.1, p.223-232, 1996.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transaction on Automatic Control**, AC-19, p.716-723, 1974.

- AKAIKE, H. Factor-analysis and AIC. *Psychometrika*, v.52, n.3, p.317-332, 1987.
- ÁVILA, V.S.; LEDUR, M.C.; BARIONI JR., W. et al. Desempenho e qualidade de carcaça em linhagens comerciais de frangos de corte. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.28, n.6, p.649-656, 1993.
- BENICIO, L.A.S. **Estudo da influência de linhagem e de níveis nutricionais sobre o desempenho, rendimento de carcaça e avaliação econômica em frangos de corte.** Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 1995. 159p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 1995.
- COSTA, S.C. **Modelos lineares generalizados para dados longitudinais.** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2003. 110p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2003.
- CROWDER M.J.; HAND, D.J. **Analysis of repeated measures.** New York: Chapman and Hall, 1990. 257p.
- GARCIA, E.A.; MENDES, A.A.; SILVA, A.B.P. et al. Efeito da linhagem e da ração sobre o desempenho de frangos de corte e rendimento de carcaça. *Veterinária e Zootecnia*, v.4, p.7-15, 1992.
- GILL, J.L. **Design and analysis of experiments in the animal and medical sciences.** Ames: The Yowa State University Press, 1986. 301p.
- GOMES, F.P. **Curso de estatística experimental.** 10.ed. Piracicaba: Nobel, 1982. 430p.
- LISBOA, J.S. **Desempenho de três grupos genéticos de frangos de corte produzidos na UFV, submetidos a rações com diferentes teores de proteína.** Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 1995. 71p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 1995.
- LIMA, C.G. **Análise de dados longitudinais provenientes de experimentos em blocos casualizados.** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1996. 126p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1996.
- LITTELL, R.C.; HENRY, P.R.; AMMERMAN, C.B. Statistical analysis of repeated measures data using SAS procedures. *Journal of Animal Science*, v.76, n.4, p.1216-1231, 1998.
- LITTELL, R.C.; MILLIKEN, G.A.; STROUP, W.W. et al. **SAS® system for mixed models.** Cary: 1996. 633p.
- MENDES, A.A. **Efeitos de fatores genéticos, nutricionais e de ambiente sobre o rendimento de carcaça de frangos de corte.** Botucatu: Universidade Estadual Paulista, 1990. 103p. Tese (Livre-Docência) - Universidade Estadual Paulista, 1990.
- MIZUBUTI, I.Y.; FONSECA, N.A.N.; PINHEIRO, J.W. Desempenho de duas linhagens comerciais de frangos de corte, criadas sob diferentes densidades populacionais e diferentes tipos de cama. *Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia*, v.23, n.3, p.476-484, 1994.
- NATIONAL RESEARCH COUNCIL - NRC. **Nutrient requirements of poultry.** 9.ed. Washington, D.C.: National Academy Press, 1994. 155p.
- PEREVOZSKAYA, I.; KUZNETSOVA, O.M. Modeling longitudinal growth data and growth percentiles with polynomial Gompertz model in SAS® software. In: ANNUAL SAS USERS GROUP INTERNATIONAL CONFERENCE, 25., 2000, Indiana, **Statistics and Data Analysis...** paper 277, 2000. <www.asu.edu/sas/sugi25/stats/25p277.pdf> (02 Abr. 2005).
- RABELLO, C.B.V. **Desempenho e características de carcaça de três híbridos de frangos de corte.** Lavras: Universidade Federal de Lavras, 1996. 66p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Lavras, 1996.
- REZENDE, D.M.L.C.; FERREIRA, D.F.; MINIZ, J.A. et al. Comparações de técnicas de análises de experimentos utilizando medidas repetidas no tempo. *Ciência e Agrotecnologia*, v.23, n.4, p.928-938, 1999.
- RIBOLDI, J.; FERNANDEZ, D.W.X.; CASTRO, S.M.J. Análise de observações simultâneas e medidas repetidas. In: REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 41., 1996, São José do Rio Preto. **Resumos...** São José do Rio Preto: UNESP, 1996.
- ROSÁRIO, M.F. **Emprego do conceito de medidas repetidas na avaliação do desempenho de genótipos de frangos de corte.** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2003. 66p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/Universidade de São Paulo, 2003. <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11137/tde-12022004-093223/> (10 Jun. 2005).
- SAS Institute Inc., **SAS OnlineDoc®.** Version 8, Cary, NC: SAS Institute Inc. <http://smoo.ciagri.usp.br/sasdoc/sasdoc/sashtml/onldoc.htm> (10 Jun. 2005).
- SOUZA, P.A.; SOUZA, H.B.A.; CAMPOS, F.P. et al. Desempenho e características de carcaça de diferentes linhagens comerciais de frangos de corte. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.59, n.4, p.782-791, 1994.
- VONESH, E.F.; CHINCHILLI, V.M. **Linear and nonlinear models for the analysis of repeated measurements.** New York: M. Dekker, 1997. 560p.
- XAVIER, L.H. **Modelos univariado e multivariado para análise de medidas repetidas e verificação da acurácia do modelo univariado por meio de simulação.** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2000. 91p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2000.

Recebido em: 04/02/04

Aceito em: 19/08/05