





# Revista Agrária Acadêmica

# Agrarian Academic Journal



doi: 10.32406/v4n6/2021/49-63/agrariacad

Avaliação de modelos de crescimento com erros heterocedásticos de frangos de corte de linhagem caipira alimentados com sorgo. Evaluation of growth models with heteroscedastic errors of lineage caipira broilers fed with sorghum.

Kewin Marcel Ramirez Ferreira<sup>1</sup>, Edcarlos Miranda de Souza<sup>1</sup>, Henrique Jorge de Freitas<sup>1</sup>, Geisson de Araújo Negreiros<sup>3</sup>

E-mail: kewiinr@hotmail.com

E-mail: edcarlos.souza@ufac.com.br; henriqufac@ufac.com.br

E-mail: geisonnegreiros@gmail.com

#### Resumo

Esse estudo teve como objetivo avaliar curvas de crescimento de frangos (linhagem pedrês caipira) alimentados com sorgo (em 40% de substituição ao milho) em ração basal, no período de criação de 1 a 70 dias. Foram analisados o peso e o consumo médio acumulados ao longo do tempo com as seguintes funções de regressão: Gompertz e Logístico, sobre quatro modelagens diferentes para a variância residual. Os resultados mostraram que o modelo Logístico (com variância do tipo exponencial) apresentou os menores valores para o AIC e BIC, além de ajustar-se bem aos dados. Os modelos que se utilizaram da função de Gompertz apresentaram diversos problemas relacionados às pressuposições básicas.

Palavras-chave: Gompertz. Logístico. Curva. Crescimento. Exponencial.

#### **Abstract**

This study aimed to evaluate growth curves of broilers (pedres caipiria lineage) fed sorghum (40% replacement for corn) in a basal ration, in the rearing period from 1 to 70 days. Weight and average consumption accumulated over time were analyzed with the following regression functions: Gompertz and Logistic, on four different models for residual variance. The results showed that the logistic model (with exponential-type variance) had the lowest values for the AIC and BIC, in addition to fitting well to the data. The models that used the Gompertz function presented several problems related to the basic assumptions.

**Keywords**: Gompertz. Logistics. Curve. Growth. Exponential.

<sup>&</sup>lt;sup>1-</sup> Universidade Federal do Acre – UFAC, Centro de Ciências Exatas e Tecnologias, *Campus* Rio Branco – AC, Brasil.

<sup>&</sup>lt;sup>2-</sup> Docente – Universidade Federal do Acre – UFAC, Campus Rio Branco – AC, Brasil.

<sup>&</sup>lt;sup>3-</sup> Mestre – Universidade Federal do Acre – UFAC, Campus Rio Branco – AC, Brasil.

# Introdução

A criação de frangos de carne tipo caipira é um dos segmentos da avicultura alternativa que tem se mostrado promissor. De acordo com Valentim et al. (2018), nas últimas décadas o crescimento da avicultura de corte tem sido exponencial devido ao melhoramento genético, à nutrição e à sanidade, que proporcionam animais de alta produtividade com menor custo de produção.

Na tentativa de diminuir os custos de produção, os produtores têm buscado opções que substituam o milho sem causar queda no desempenho dos animais. Neste contexto, o sorgo tem se mostrado um bom substituto (CARVALHO et al., 2015).

Negreiros et al. (2020), realizaram diversas análises com frangos de corte de linhagem caipira pedrês e observaram que a inclusão de sorgo pode ser utilizada em até 40% na criação a partir do décimo quarto dia de idade, sem comprometimento do desempenho zootécnico. Entretanto, não foram realizadas análises das curvas de crescimento destes animais ao longo do tempo.

O estudo do crescimento, por meio de ajuste de uma função não linear nos parâmetros, descreve todo o período de vida animal e tem sido pesquisado por vários autores (MORAIS et al., 2015; FERREIRA, 2016; NASCIMENTO et al., 2017; ARAÚJO et al., 2018). Dessa forma, os modelos não lineares são utilizados para estimar curvas de crescimento animal, com o objetivo de predizer o ganho de peso (ou outras variáveis) durante toda a vida do animal, além de agregar interpretações biológicas aos parâmetros do modelo durante o ciclo de desempenho das aves.

Entretanto, a escolha do modelo que melhor descreve um fenômeno passa em geral por vários pré-requisitos teóricos, e dentre os diversos modelos possíveis, existem algumas metodologias estatísticas que buscam, sob algum pressuposto razoável, a escolha deste modelo. Em geral, deve-se buscar um modelo mais parcimonioso e que atenda tais pressuposições.

Deve-se analisar o modelo que enquadre e se ajuste aos dados resultando em uma interpretação prática razoável para os parâmetros. Uma característica dos modelos não lineares, é exatamente esta interpretação. Silveira et al. (2011), indicam que a escolha do melhor modelo pode ser realizada por meio do Critério de Informação de Akaike - AIC ou pelo Critério de Informação Bayesiano – BIC. Na modelagem clássica dos modelos não lineares, supõe-se que os resíduos são independentes, normalmente distribuídos e com variância constante. Todavia, após o processo de modelagem o pesquisador poderá verificar se há indícios de violação destas pressuposições.

Na literatura, existem vários modelos não lineares aplicados a curvas de crescimento animal, dentre os quais, alguns deles já utilizados em curvas de crescimento de aves em outras regiões do país. Para as condições climáticas de aves criadas no estado do Acre ou até mesmo na região norte, há escassos trabalhos descrevendo as curvas de crescimento para o peso ou consumo de alimentos de aves de crescimento lento.

Dentre as diversas possibilidades, escolheu-se para a realização deste trabalho os modelos com função de regressão de Gompertz e Logístico, tais modelos já foram utilizados por Oliveira et al. (2017), na avaliação do crescimento de frangos caipiras das linhagens gaúcho e Label Rouge na cidade de Minas Gerais.

Ademais, existem diferenças significativas no crescimento destas linhagens nas localidades estudadas. O desenvolvimento animal em geral está ligado à genética, ao ambiente e à nutrição destes. Sendo assim, é razoável, realizar estudos para a região da Amazônia Ocidental,

particularmente no estado do Acre, para certas linhagens submetidas a uma nutrição específica, neste caso, o sorgo.

Portanto, o objetivo deste trabalho foi avaliar as melhores curvas de crescimento por meio dos modelos não lineares (Gompertz e Logístico), com diferentes estruturas de variância para modelar o erro na descrição do desempenho zootécnico de frangos (linhagem pedrês caipira) alimentados com sorgo (em 40% de substituição ao milho) sob condições climáticas da Amazônia ocidental, com a finalidade de identificar qual modelo melhor ajusta-se aos dados.

### Material e métodos

Os dados analisados são provenientes de um experimento realizado por Negreiros et al. (2020) no Setor de Avicultura da Universidade Federal do Acre - Ufac, Rio Branco, Acre, em que foram utilizados trezentas aves de corte a partir de um dia de idade, em lote misto (50% fêmeas e 50% machos), caipiras da linhagem Pedrês, alojados em um galpão medindo 16 x 5 m (80m²), divididos em trinta boxes, com cada box medindo 2 x 1 m (2m²). Cada boxe foi equipado com um bebedouro pendular e um comedouro tubular respeitando a recomendação de ajustes em relação à altura das aves conforme fossem surgindo as necessidades dentro do manejo. A unidade experimental consistiu em dez aves por box. Foram avaliados os efeitos de cinco tratamentos sobre o desempenho zootécnico das aves: um tratamento testemunha e quatro níveis de inclusão (10%; 20%; 30% e 40%) de sorgo moído em rações. O delineamento experimental foi o inteiramente ao acaso com 6 repetições e as medições de peso e consumo de ração eram realizadas de periodicamente há cada 14 dias, encerrando-se aos 70 dias de idade das aves. O experimento foi aprovado pelo Comitê de Ética de Uso de Animais em pesquisas – CEUA da Ufac, sob protocolo 88/2015.

Negreiros et al. (2020), concluíram que até 40% de substituição de sorgo ao milho pode ser utilizado, sem comprometimento do desempenho zootécnico. Todavia, eles não analisaram em detalhes as curvas de crescimento destes animais. Desta forma, neste trabalho foram utilizados apenas os dados referentes à inclusão de 40% de sorgo em substituição ao milho e as curvas de crescimento foram modeladas para as variáveis peso vivo médio e consumo médio acumulado de ração ao longo do experimento. Desta forma, foram utilizados apenas as medições referentes a este tratamento, avaliando assim o peso e o consumo de 60 aves.

#### Curvas de crescimento e análise estatística

Foram estudadas duas funções de regressão não linear nos parâmetros, para estimar a curva de crescimento dos frangos (modelos de Gompertz e Logístico). No modelo clássico de regressão não linear (Bates e Watts, 1988) é suposto que as variâncias residuais são homogêneas, entretanto, em curvas de crescimento animal é comum ocorrer aumento da variabilidade residual com o passar do tempo. Neste sentido, foram consideradas quatro estruturas para as variâncias conforme sugerido por Carrol e Ruppert (1988), resultando assim em oito modelos a serem ajustados (Tabela 1).

Tabela 1 – Modelo de regressão não lineares para curvas de crescimento

	Função de regressão + erro	Estrutura para variância $\Big( \mathit{Var} ig( arepsilon_{ij} ig) \Big)$	Modelo
		$\sigma^2$	G0 (Constante)
C	$y_{ij} = ae^{-be^{-kt_i}} + \varepsilon_{ij}$	$\sigma^2  t_i ^{2\delta}$	G1 (Potência)
Gompertz	$y_{ij} = ae^{-i\epsilon} + \varepsilon_{ij}$	$\sigma^2  ln(t_i) ^{2\delta}$	G2 (Potência do logaritmo)
		$\sigma^2 e^{2\delta t_i}$	G3 (Exponencial)
		$\sigma^2$	L0 (Constante)
		$\sigma^2  t_i ^{2\delta}$	L1 (Potência)
Logístico	$y_{ij} = a(1 + be^{-kt_i})^{-1} + \varepsilon_{ij}$	$\sigma^2  ln(t_i) ^{2\delta}$	L2 (Potência do logaritmo)
		$\sigma^2 e^{2\delta t_i}$	L3 (Exponencial)

As funções dos modelos apresentados na Tabela 1, descrevem as mudanças na variável resposta Y (peso ou consumo) em relação à idade t. Em que:

- " $y_{ij}$ " representa o peso ou consumo observado, em kg, para o i-ésimo dia e para a j-ésima repetição;
- "a" representa o peso (ou consumo) assintótico ou peso (ou consumo) final da ave;
- "b" representa a constante de integração, relacionada ao peso (ou consumo) inicial da ave;
- " $t_i$ " representa o tempo (idade da ave para o *i*-ésimo dia)
- "k" representa o parâmetro da velocidade ou taxa de variação da função exponencial;
- " $\varepsilon_{ij}$ " são os erros aleatórios, supostamente normais e independentes, para cada valor  $y_{ij}$  observado.
- $\sigma^2$  e  $\delta$  são parâmetros relacionados a variância residual entre os  $\varepsilon_{ij}$ 's.

Os modelos de regressão não lineares apresentados na Tabela 1 foram ajustados por meio do Software R (Development Core Team, 2021), pois apresenta domínio público, é de livre acesso e pode ser utilizado para analisar dados em geral. Os ajustes foram realizados seguindo o método dos Mínimos Quadrados Generalizados e a função *gnls* (*generalized nonlinear least squares*) do pacote *nlme* (*linear and nonlinear mixed effects models*). A função *gnls* permite ajustar modelos não lineares como aquelas ajustados pela função *nls* (*nonlinear least squares*), mas com estrutura de variância e correlação entre as observações.

A primeira parte da análise, consistiu em verificar se as pressuposições básicas da modelagem relacionadas aos resíduos foram satisfeitas e se as estimativas obtidas para os parâmetros tiveram sentido prático. A partir daí, foram realizados os procedimentos de seleção dos modelos por critérios específicos.

# Seleção dos modelos

Foram utilizados três avaliadores da qualidade de ajuste: Análise dos resíduos, AIC e BIC. Na análise residual verificou-se a normalidade por meio do teste de Shapiro-Wilks e a variância dos resíduos ao longo dos dias foi analisada graficamente, plotando-se os resíduos padronizados ao longo dos dias. Tanto para o AIC quanto para o BIC, o melhor modelo é aquele que apresenta o menor valor destas medidas.

# A composição da ração

Considerando que este estudo analisa a curva de crescimento das aves referente ao consumo de ração com 40% de sorgo em substituição proporcional ao milho, é importante detalhar em que condições essa nutrição ocorreu. A Tabela 2, detalha a composição nutricional completa da ração comercial utilizada no experimento.

Tabela 2 – Composição nutricional do sorgo utilizado para a produção das rações avaliadas

Nutrientes*	Unidade	Valor Nutricional
Energia Bruta	Kcal/Kg	3,937
Proteína Bruta	%	8,80
Matéria seca	%	86,72
Extrato Etéreo	%	2,82
Amido	%	59,8
Fibra Bruta	%	2,23
FDN	%	9,00
FDA	%	3,80
Cálcio	%	0,04
Fósforo	%	0,09
Potássio	%	0,32
Sódio	%	0,02
Cloro	%	0,01
Lisina	%	0,22
Metionina+cist	%	0,33

Fonte: Adaptado de Rostagno et al. (2000).

# Resultados e discussão

Esta seção será dividida em duas análises: a primeira se refere ao ajuste e seleção das curvas de crescimento para a variável "peso acumulado das aves (em kg)", e a segunda para a variável resposta "consumo acumulado das aves (em kg)", considerando a nutrição, ambiência, manejo e genética dos animais utilizados no experimento.

Variável resposta: peso acumulado das aves

Ambos os modelos (Gompertz e Logístico) apresentaram convergência para os métodos iterativos no processo de estimação dos parâmetros. Todavia, o modelo Gompertz com variâncias constantes (G0) apresentou estimativas sem sentido prático para o parâmetro de peso assintótico (Tabela 3).

Tabela 3 – Estimativas dos parâmetros dos pesos da função de regressão e da função de variância com respectivos intervalos de confiança (ICs) a 95%.

Modelo			Função de regressão			Função de variância	
		â	b	$\hat{k}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\sigma}$	
	G0	20,22 [-19,07; 59,52]	5,62 [4,11; 7,14]	0,0114 [0,0043; 0,0186]	-	0,06428	
	G1	3,58 [-2,10; 9,27]	3,78 [2,50; 5,06]	0,0176 [0,0035; 0,0318]	1,6719	0,0002	
Gompertz	G2	1,72 [0,22; 3,23]	3,02 [2,50; 3,54]	0,0283 [0,0044; 0,0523]	3,6626	0,0016	
	G3	3,44 [-5,54; 12,43]	3,86 [1,55; 6,18]	0,0167 [-0,0014; 0,0348]	0,0753	0,0044	
	L0	3,61 [1,84; 5,38]	38,28 [27,23; 49,33]	0,0490 [0,0396; 0,0585]	-	0,0653	
Logístico	L1	3,32 [2,22; 4,42]	37,31 [27,14; 47,48]	0,0508 [0,0460; 0,0558]	1,2789	0,0004	
	L2	3,27 [2,23; 4,31]	37,21 [27, 48; 46,93]	0,0512 [0,0464; 0,0560]	4,3691	0,0001	
	L3	2,53 [1,89; 3,17]	32,09 [25,52; 38,66]	0,0564 [0,0517; 0,0612]	0,0493	0,0054	

Com relação às estimativas dos parâmetros de peso assintótico, observou-se superestimação (com valores superiores a 3,5 kg) para os modelos G1, G0 e L0. Já para os modelos de Gompertz todos os intervalos de confiança apresentaram grande amplitude para o parâmetro de peso assintótico, indicando baixa precisão das estimativas. Além disso, para os modelos G0, G1 e G3 os ICs para este parâmetro contém a constante zero (ou até mesmo valores negativos), indicando uma não significância ou interpretação irreal deste para o fenômeno. De modo geral, as estimativas intervalares para os parâmetros do modelo de Gompertz foram muito imprecisas.

Para verificar possíveis violações das pressuposições com relação a independência, homocedasticidade das variâncias e normalidade, foram realizadas análises gráfica dos resíduos padronizados para todos os modelos (Figuras 1 e 2).

Pode-se observar que o gráfico dos resíduos apresenta um formato de cone para o modelo G0 (Figura 1) indicando que o pressuposto da variância constante foi violado, ocorrendo um aumento da variabilidade residual com o passar dos dias, o que torna este modelo inadequado para representar o relacionamento entre as variáveis.

Para o modelo G3 há também indícios de violação da pressuposição de variâncias homogêneas. Já para os modelos G1 e G2, embora ocorra uma correção no tocante a variabilidade residual, há indícios de uma tendência para os resíduos padronizados no decorrer do tempo, indicando uma possível violação da pressuposição da independência destes. Pode-se afirmar então, que os quatro modelos com a função de regressão de Gompertz apresentaram problemas com as pressuposições em relação aos resíduos (Figura 1).

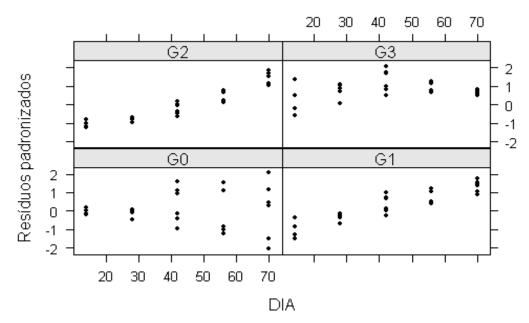


Figura 1 – Resíduos padronizados do modelo Gompertz em função dos valores ajustados para os modelos com diferentes funções para a variância para o peso (G0: constante; G1: potência; G2: potência do logaritmo e G3: exponencial).

Para a análise dos resíduos padronizados do modelo Logístico, podemos observar que não existe nenhuma violação da pressuposição das variâncias dos modelos L1, L2 e L3. Todavia, para o modelo L0, há uma tendência dos resíduos em forma de cone, indicando que a variabilidade residual tende a aumentar no decorrer do tempo. Houve uma melhoria considerável para os modelos que contemplaram uma modelagem específica para as variâncias no ajuste, quando comparado ao modelo de Gompertz, considerando que os resíduos padronizados aparecem de forma aleatória em torno de zero, sem indicação de tendências específicas, confirmando a pressuposição da independência dos resíduos (Figura 2).

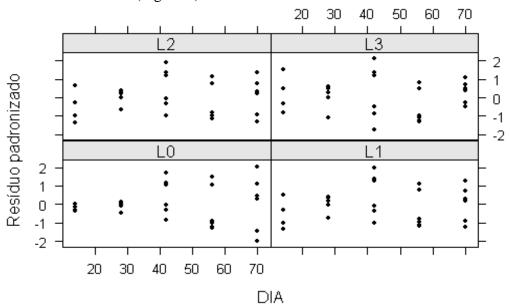


Figura 2 – Resíduos padronizados do modelo logístico em função dos valores ajustados para os modelos com diferentes funções para a variância para o peso (L0: constante; L1: potência; L2: potência do logaritmo e L3: exponencial).

Os resíduos padronizados foram submetidos ao teste de Shapiro-Wilk para avaliação da normalidade (Tabela 4).

Tabela 4 – Teste de Shapiro-Wilk para verificar a normalidade dos resíduos para o peso.

Modelo	Estatística W	p-valor
G0	0,9726	0,61380
G1	0,9574	0,26540
G2	0,9146	0,01950
G3	0,9253	0,03693
L0	0,9718	0,59060
L1	0,9387	0,08433
L2	0,9387	0,08432
L3	0,9076	0,55820

Pode-se observar que não houve diferença significativa (P>0,05) para os modelos Logístico (L0, L1, L2 e L3) em relação à normalidade (Tabela 4). Deste modo, o teste de Shapiro-Wilk não apresentou evidências para a rejeição da normalidade dos resíduos para estes modelos.

Quando comparados com os modelos de Gompertz, pode-se notar que o teste de Shapiro-Wilk indicou violação da normalidade dos resíduos para os modelos G2 e G3 (P<0,05) e para os modelos G0 e G1 o teste não indicou violação da normalidade dos resíduos (P>0,05).

O modelo L3 apresentou o menor valor de AIC (-96,878), sendo então, dentre os quatro modelos (L0, L1, L2 e L3) o modelo a ser selecionado por este critério. Este modelo também apresentou o menor valor para o BIC (-89,872), sendo novamente o modelo a ser selecionado (Tabela 5). Ou seja, os dois critérios seleção utilizados neste trabalho, indicam que o modelo L3 é o que melhor se ajusta aos dados.

Tabela 5 – Critérios de Informação de Akaike – AIC e Bayesiano - BIC para os modelos Gompertz e Logístico.

Modelo	AIC	BIC
G0	-74,692	-69,087
G1	-42,202	-35,196
G2	-14,545	-7,539
G3	-42,664	-35,658
L0	-73,445	-67,841
L1	-93,117	-86,111
L2	-93,540	-86,535
L3	-96,878	-89,872

O modelo de variância constante para a função de regressão logística (L0) apresentou os piores resultados, tendo dentre todos o menor valor para o AIC (-73,445) e BIC (-67,841), conforme resultados obtidos na Tabela 5. Então, o modelo L0 além de apresentar problemas com as pressuposições básicas do modelo com relação aos resíduos, também não foi preferido pelos outros critérios de seleção.

Com base nos critérios da Tabela 5, pela análise dos resíduos, o melhor ajuste foi obtido pelo modelo Logístico (L3), pois apresentou o menor valor de AIC e BIC e apresentou estimativas

plausíveis para o fenômeno. Ademais, é um modelo parcimonioso para descrever os dados da curva de crescimento de frangos alimentados com a ração basal com composição nutricional conforme a Tabela 2, com substituição do milho em até 40% de sorgo.

Considerando a função de regressão de Gompertz, os modelos não geraram boas estimativas para os valores de peso dos frangos. Todas as formas de modelagem para esta função de regressão apresentaram algum tipo de problema relacionados a independência ou normalidade dos resíduos. Além disso, apresentaram intervalos de confiança imprecisos e em muitos casos estimativas irreais para os parâmetros. Neste sentido, não há de se comparar qual foi o melhor modelo para a função de regressão Gompertz. Conforme provado nesse estudo não se recomenda o uso do modelo de Gompertz para realizar as inferências paramétricas para representar o conjunto populacional de frangos alimentados com o uso da dieta com 40% de sorgo, com o mesmo manejo e condições climáticas

Oliveira et al. (2017), analisaram três modelos não lineares para descrever a curva de crescimento de frangos caipira da região de Minas Gerais, também verificaram que o modelo mais adequado foi o Logístico para determinada linhagem. Destaca-se que a curva de crescimento animal dependerá de vários fatores, e neste caso, a região, o clima, as linhagens, nutrição e ambiência fazem parte deste contexto.

A Figura 3 mostra as quatro curvas para as diferentes modelagens utilizadas para a função de regressão logística com as respectivas bandas de confiança para a resposta esperada (o peso acumulado das aves). Pode-se observar novamente que o modelo L3 apresentou bandas de confiança para a resposta esperada mais estreitas, indicando a melhor precisão para a estimação do peso das aves quando comparada aos outros modelos (L0, L1 e L2).

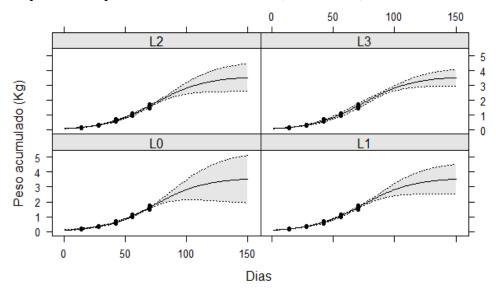


Figura 3 – Curvas ajustadas para o modelo Logístico considerando as quatro modelagens para a variância residual com respectivas Bandas de Confiança para o peso acumulado das aves (L0: constante; L1: potência; L2: potência do logaritmo e L3: exponencial).

Deste modo, o modelo L3 (Logístico com modelagem para a variância como uma função exponencial dos dias) se concretiza como o melhor dentre todos os modelos apresentados, por todos os critérios estabelecidos neste trabalho, considerando a variável resposta como sendo o peso acumulado das aves ao longo dos dias.

Para este modelo e o conjunto de dados utilizados, o ponto de inflexão estimado é 61,49 o que indica que a maior taxa de variação do peso das aves ocorre próximo aos 61 dias. Além disso, por este modelo o peso assintótico das aves é de 2,53 kg, com IC (95%) sendo o intervalo [1,89kg; 3,17 kg], desta maneira, qualquer valor dentro deste intervalo é aceitável para representar o peso assintótico das aves. Importante salientar, que todas estas análises, devem ser consideradas a partir da ração utilizada e das condições ambientais em que estas aves foram criadas (com certo estresse térmico) e com a genética especificada.

Variável resposta: consumo acumulado das aves

A partir das análises feitas para o peso dos frangos de linhagem caipira e da decisão do modelo Logístico (L3), também foram realizadas estimativas dos parâmetros do modelo para avaliar o consumo de ração para ambos os modelos (Gompertz e Logístico). Estas análises foram realizadas considerando o consumo médio de ração acumulado (em kg) ao longo do tempo (Tabela 6).

Tabela 6 – Estimativas dos parâmetros da função de regressão e da função de variância com respectivos intervalos de confiança (ICs) a 95% para a variável Consumo Acumulado de Ração.

Modelo			Função de regressão			Função de variância	
		â	$\widehat{b}$	$\hat{k}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\sigma}$	
-	CO	26,89	5,62	0,0165		0.2200	
	G0	[-9,04;62,84]	[4,97; 6,27]	[0,0071; 0,0260]	-	0,2300	
	G1	8,26	2,96	0,0061	1 5145	0,004	
Comports	GI	[-635,49;652,02]	[-73,50;79,43]	[-0,1952;0,2076]	1,5145	0,004	
Gompertz	G2	16,75	5,58	0,0212	6,3210	0,0000042	
	G2	[8,83; 24,68]	[5,26; 5,90]	[0,0171; 0,0254]	0,3210	0,0000042	
	G3	10,27	5,29	0,0257	0,0583	0,0102	
		[6,48; 14,05]	[5,08; 5,52]	[0,0213; 0,0302]	0,0303	0,0102	
	L0	8,36	50,69	0,0589		0,2363	
Logístico	LU	[4,99; 11,73]	[37.07; 64,32]	[0,0459; 0,0721]	-	0,2303	
	L1	7,16	52,67	0,0643	1,0391	0,0041	
		[5,36; 8,43]	[42,49; 62,86]	[0,0567; 0,0738]	1,0371	0,0041	
	L2	6,898	54,92	0,0665	3,9068	0,0012	
		[5,36; 8,43]	[44,96; 64,88]	[0,0593; 0,0738]	3,7000	0,0012	
	L3	5,72	52,88	0,0733	0,0424	0,0264	
	LS	[4,62; 6,82]	[43,75; 62,00]	[0,0659; 0,0807]	0,0444	0,0204	

Analisando o parâmetro "a" da curva de consumo da ração, verificou-se que os modelos de Gompertz (G0, G1, G2 e G3) superestimaram o consumo médio acumulado de ração com sorgo dos frangos referentes aos dados analisados, além de apresentarem intervalos de confiança com amplitudes muito grandes. Para este parâmetro, o modelo Logístico, apresentou estimativas razoáveis, com aparente superestimação para L0.

Além disso, para os modelos G0, G1 e G3 os IC's para este parâmetro contêm a constante zero e valores negativos, indicando ou uma não significância deste parâmetro para o modelo ou estimativas que não fazem sentido prático. Do mesmo modo que ocorreu para a variável peso, as estimativas intervalares para os parâmetros do modelo de Gompertz foram imprecisas. Pela análise visual dos resíduos, pode-se observar as violações das pressuposições com relação à

homocedasticidade das variâncias do modelo de Gompertz para G0. Observa-se que o modelo G1 indica uma dependência dos resíduos ao longo dos dias (Figura 4).

Pode-se observar que para a análise dos resíduos padronizados do modelo Logístico, não existe nenhuma violação da pressuposição das variâncias para L1, L2 e L3 (Figura 5). Todavia, para o modelo L0, há uma tendência dos resíduos em forma de cone, indicando que a variabilidade residual tende a aumentar no decorrer do tempo. Houve uma melhoria considerável para os modelos que contemplaram uma modelagem específica para as variâncias no ajuste, quando comparado ao modelo de Gompertz, considerando que os resíduos padronizados aparecem de forma aleatória em torno de zero, sem indicação de tendências específicas, confirmando a pressuposição da independência dos resíduos (Figura 5).

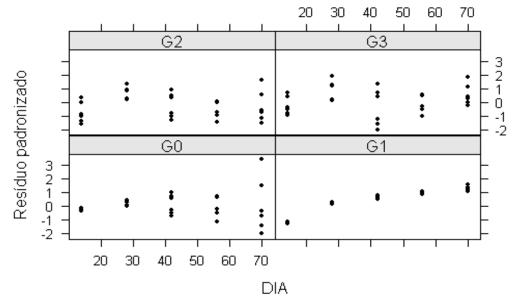


Figura 4 – Resíduos padronizados do modelo Gompertz para o consumo em função dos valores ajustados para os modelos com diferentes funções para a variância (G0: constante; G1: potência; G2: potência do logaritmo e G3: exponencial).

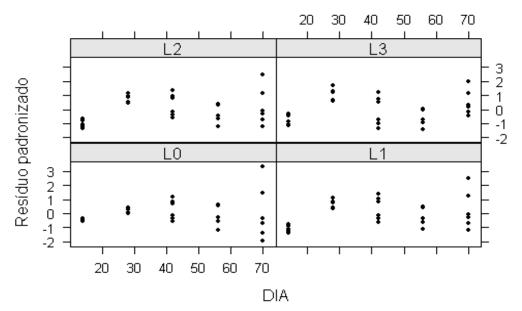


Figura 5 — Resíduos padronizados do modelo Logístico para o consumo em função dos valores ajustados para os modelos com diferentes funções para a variância (L0: constante; L1: potência; L2: potência do logaritmo e L3: exponencial).

Em relação à normalidade dos resíduos pode-se observar que o teste de Shapiro-Wilks não apresentou evidências para a rejeição da normalidade dos resíduos para os modelos L1, L2 e L3 (P>0,05). Quando comparados com os modelos de Gompertz, pode-se notar que o teste de Shapiro-Wilk indicou violação da normalidade dos resíduos para os modelos G0 e G1 (P<0,05). Para os modelos G2 e G3, o teste não indicou violação da normalidade dos resíduos (P>0,05) (Tabela 7).

Tabela 7 – Teste de Shapiro-Wilk para verificar a normalidade dos resíduos do	
consumo.	

Modelo	Estatística W	p-valor
G0	0,8906	0,00500
G1	0,8381	0,00036
G2	0,9429	0,10910
G3	0,9882	0,97880
L0	0,89549	0,00653
L1	0,94653	0,13640
L2	0,94226	0,10460
L3	0,94743	0,14430

Pode-se observar que o modelo L3, apresentou o menor valor de AIC (-18,916) e BIC (-11,910) sendo então, dentre os quatro modelos (L0, L1, L2 e L3) a ser selecionado também por estes critérios (Tabela 7).

Porém, o modelo de Gompertz (G3) também apresentou o menor valor para o AIC (-35,779) e BIC (-28,773), conforme resultados obtidos na Tabela 8. O modelo G3 além de apresentar problemas na superestimação do consumo, também apresenta com as pressuposições básicas do modelo com relação aos resíduos, sendo preterido pelos outros critérios de seleção.

Tabela 8 – Resultados do consumo dos modelos Gompertz e Logístico.

Eogistico.		
Modelo	AIC	BIC
G0	1,802	7,406
G1	93,085	100,091
G2	-31,627	-24,621
G3	-35,779	-28,773
L0	3,439	9,044
L1	-13,338	-6,332
L2	-14,676	-7,670
L3	-18,916	-11,910

Dessa forma, pode-se concluir que o modelo Logístico (L3) apresenta estimativas plausíveis para descrever a variável consumo de ração de aves caipira da linhagem Pedrês para as condições do experimento.

A Figura 6, mostra as quatro curvas para as diferentes modelagens utilizadas para a função de regressão logística com as respectivas bandas de confiança para a resposta esperada (o consumo acumulado das aves). Pode-se observar que o modelo L3 apresentou bandas de confiança mais

estreitas, indicando a melhor precisão para a estimação do consumo das aves quando comparada aos outros modelos (L0, L1 e L2).

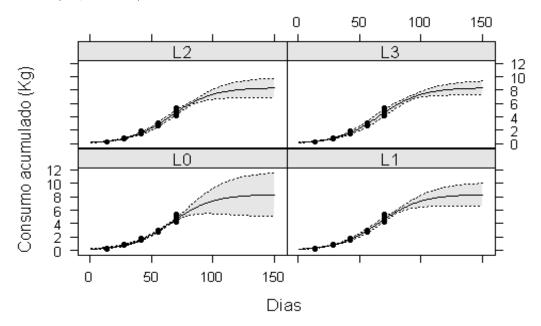


Figura 6 – Curvas ajustadas para o modelo Logístico considerando as quatro modelagens para a variância residual com respectivas Bandas de Confiança para o consumo acumulado das aves (L0: constante; L1: potência; L2: potência do logaritmo e L3: exponencial).

### Conclusão

Com base nos resultados obtidos, pode-se concluir que o modelo Logístico L3 (com modelagem para a variância como uma função exponencial dos dias) apresentou um ajuste satisfatório com sentido prático em relação aos dados analisados. O modelo de Gompertz, para todas as modelagens de variâncias, apresentou indícios da violação da pressuposição de variâncias homogêneas e independência dos resíduos.

Por fim, o pacote estatístico *nmle* e a função *gnls* do R (R Development Core Team, 2021) mostrou-se ágil e eficiente no ajuste dos modelos estudados e as suas ferramentas gráficas foram importantes na avaliação da qualidade dos ajustes e na escolha dos modelos.

### Conflitos de interesse

Não houve conflitos de interesse.

# Contribuição dos autores

Kewin Marcel Ramirez Ferreira – modelagem estatística, escrita e correções; Edcarlos Miranda de Souza – modelagem estatística, escrita e correções; Geisson de Araújo Negreiros – realização do experimento, contribuição com os dados, escrita e correções; Henrique Jorge de Freitas - realização do experimento, contribuição com os dados, escrita e correções.

### Referências bibliográficas

VALENTIM, J. K.; RODRIGUES, R. F. M.; BITTENCOURT, T. M.; LIMA, H. J. D.; RESENDE, G. A. Implicações sobre o uso de promotores de crescimento na dieta de frangos de corte. **Nutritime Revista Eletrônica**, v. 15, n. 4, p. 8191-8199, 2018. <a href="https://www.nutritime.com.br/site/artigo-470-implicacoes-sobre-o-uso-de-promotores-de-crescimento-na-dieta-de-frangos-de-corte/">https://www.nutritime.com.br/site/artigo-470-implicacoes-sobre-o-uso-de-promotores-de-crescimento-na-dieta-de-frangos-de-corte/</a>

CARVALHO, L. S. S.; FAGUNDES, N. S.; LITZ, F. H.; SAAR, A. G. L.; FERNANDES, E. A. Sorgo grão inteiro ou moído em substituição ao milho em rações de frangos de corte. **Enciclopédia Biosfera, Centro Científico Conhecer**, v. 11, n. 21, p. 1757-1765, 2015. https://conhecer.org.br/ojs/index.php/biosfera/article/view/1903

NEGREIROS, G. A.; LIMA, C. S.; OLIVEIRA, A. V. D.; RODRIGUES, D. P.; SOUZA, E. M.; FREITAS, H. J. Inclusão de sorgo em rações para frangos de corte de linhagem caipira na Amazônia Ocidental. **Revista Agrária Acadêmica**, v. 3, n. 4, p. 87-98, 2020. <a href="https://agrariacad.com/wp-content/uploads/2020/07/Rev-Agr-Acad-v3-n4-2020-p87-98-Inclusao-de-sorgo-em-racoes-para-frangos-de-corte-de-linhagem-caipira-na-Amazonia-Ocidental.pdf">https://agrariacad.com/wp-content/uploads/2020/07/Rev-Agr-Acad-v3-n4-2020-p87-98-Inclusao-de-sorgo-em-racoes-para-frangos-de-corte-de-linhagem-caipira-na-Amazonia-Ocidental.pdf</a>

MORAIS, J.; FERREIRA, P. B.; JACONE, I. M. T. D.; MELLO, R.; BREDA, F. C.; RORATO, P. R. N. Curva de crescimento de diferentes linhagens de frango de corte caipira. **Ciência Rural**, v. 45, n. 10, p. 1872–1878, 2015. <a href="https://www.scielo.br/j/cr/a/cggyjmfCTpKdXX9NR9XNLbq/?lang=pt">https://www.scielo.br/j/cr/a/cggyjmfCTpKdXX9NR9XNLbq/?lang=pt</a>

ARAÚJO, C. C.; RODRIGUES, K. F.; VAZ, R. G. M. V.; CONTI, A. C. M.; AMORIM, A. F.; CAMPOS, C. F. A. Analysis of growth curves in different lineages of Caipira broiler type. **Acta Scientiarum. Animal Sciences**, v. 40, 2018. <a href="https://www.scielo.br/j/asas/a/jgsXL49CkmgfHrWjLdGWSKr/abstract/?lang=en">https://www.scielo.br/j/asas/a/jgsXL49CkmgfHrWjLdGWSKr/abstract/?lang=en</a>

FERREIRA, T. F. Curvas de crescimento de linhagens de frangos tipo caipira. Trabalho de Conclusão de Curso. Universidade Federal de São João Del-Rei, Minas Gerais, 2016.

NASCIMENTO, C. A. M. S.; RIBEIRO, N. M.; ROCHA, L. L.; LUCENA, L. R. R. Avaliação de curvas de crescimento em suínos. **Archivos de Zootecnia**, v. 66, n. 255, p. 317-323, 2017. https://www.uco.es/ucopress/az/index.php/az/article/view/2506

SILVEIRA, F. G.; SILVA, F. F.; CARNEIRO, S. P. L. S.; MALHADO, C. H. M.; MUNIZ, J. A. Análise de agrupamento na seleção de modelos de regressão não-lineares para curvas de crescimento de ovinos cruzados. **Ciência Rural**, v. 41, n. 4, p. 692-698, 2011. <a href="https://www.scielo.br/j/cr/a/F4jJ8mSsjXxXkvgQXj3y48q/abstract/?lang=pt">https://www.scielo.br/j/cr/a/F4jJ8mSsjXxXkvgQXj3y48q/abstract/?lang=pt</a>

OLIVEIRA, M. H. V.; TARÔCO, G.; FERREIRA, T. F.; RESENDE, V. A.; ANDRADE JÚNIOR, R. R. TEIXEIRA, A. O.; GAYA, L. G. Curvas de crescimento para frangos caipira das linhagens Gaúcho e Label Rouge. *In*: ANAIS DO CONGRESSO BRASILEIRO DE ZOOTECNIA, 2017, **Anais eletrônicos...** Campinas, Galoá, 2017. <a href="https://proceedings.science/zootec/papers/curvas-de-crescimento-para-frangos-caipira-das-linhagens-gaucho-e-label-rouge">https://proceedings.science/zootec/papers/curvas-de-crescimento-para-frangos-caipira-das-linhagens-gaucho-e-label-rouge</a>

BATES, D. M.; WATTS, D. G. Nonlinear regression analysis and its applications. New York: John Wiley & Sons, 1988.

CARROLL, R. J.; RUPPERT, D. **Transformation and Weighting in Regression**. Chapman and Hall, USA, 1988.

ROSTAGNO, H. S. et al. **Tabelas brasileiras para aves e suínos: composição de alimentos e exigência nutricionais**. Viçosa: UFV, Departamento de Zootécnica, 2000, 66p.

# Rev. Agr. Acad., v. 4, n. 6, Nov/Dez (2021)

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. **R Fundation for Statistical Computing**, Vienna, Austria, 2021. <a href="http://www.Rproject.org">http://www.Rproject.org</a>

Recebido em 30 de novembro de 2021 Retornado para ajustes em 13 de dezembro de 2021 Recebido com ajustes em 13 de dezembro de 2021 Aceito em 16 de dezembro de 2021