

**GISLANE NATÁLIA DE SOUZA MIRANDA**

**TRANSFORMAÇÃO DE BOX-COX E ESCORES DE BLOM PARA CORREÇÃO  
DA HETEROGENEIDADE DE VARIÂNCIAS DO PESO DE BOVINOS**

**Dissertação apresentada à  
Universidade Federal de Viçosa, como  
parte das exigências do Programa de  
Pós-Graduação em Estatística Aplicada e  
Biometria, para obtenção do título de  
*Magister Scientiae*.**

**VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2013**

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

M672t  
2013

Miranda, Gislane Natália de Souza, 1983-  
Transformação de box-cox e escores de blom para correção  
da heterogeneidade de variâncias do peso de bovinos / Gislane  
Natália de Souza Miranda. – Viçosa, MG, 2013.  
xiv, 52 f. : il. ; 29 cm.

Orientador: Antonio Policarpo Souza Carneiro.  
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.  
Referências bibliográficas: f. 49-52.

1. Bovino - Melhoramento genético. 2. Bovino - Criação -  
Brasil, Nordeste. 3. Tabapuã (Zebú). 4. Análise de variância.  
I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de  
Estatística. Programa de Pós-Graduação em Estatística  
Aplicada e Biometria. II. Título.

CDD 22. ed. 636.291021

**GISLANE NATÁLIA DE SOUZA MIRANDA**

**TRANSFORMAÇÃO DE BOX-COX E ESCORES DE BLOM PARA  
CORREÇÃO DA HETEROGENEIDADE DE VARIÂNCIAS DO  
PESO DE BOVINOS**

Dissertação apresentada à  
Universidade Federal de Viçosa, como  
parte das exigências do Programa de Pós-  
Graduação em Estatística Aplicada e  
Biometria, para obtenção do título de  
*Magister Scientiae*.

APROVADA: 26 de abril de 2013.

---

Gérson Rodrigues dos Santos  
(Coorientador)

---

Gustavo Henrique de Souza

---

Antonio Policarpo Souza Carneiro  
(Orientador)

*Dedico essa dissertação ao meu grande Deus,  
O Todo-Poderoso*

*Aos meus pais  
Geraldo, Cleusa*

*À minha irmã  
Natália*

*Ao meu esposo  
Dângelo*

*E a toda minha família e amigos*

*“Porque eu, o Senhor, teu Deus, te tomo pela tua mão direita e te digo:*

*Não temas, que eu te ajudo”.*

*Isaías 41:13*

## AGRADECIMENTOS

Graças lhe dou SENHOR não apenas por mais esta conquista, mas porque o SENHOR se faz presente na minha vida e de minha família sendo a ROCHA de nossas vidas e em todo tempo nos garante o refrigério nos tempos de angústia, vitória nos tempos de batalha e a firmeza de que o SENHOR cumpre todas as promessas feitas aos seus filhos. Todas as coisas só foram possíveis mediante a fé outorgada pelo SENHOR, o Deus que vivifica mortos e chama a existência coisas que não existem. A Ti SENHOR, seja toda honra, glória e louvor. Amém.

À Universidade Federal de Viçosa e em especial ao Programa de Pós-Graduação em Estatística Aplicada e Biometria, pela oportunidade de concluir o mestrado nesta instituição pública e de qualidade reconhecida.

À Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior pelo apoio financeiro.

Aos meus pais Geraldo Magela de Souza e Cleusa Aparecida de Souza pelo amor incondicional que sempre me deram, as orações, a motivação e incentivo a persistir nos objetivos, através de palavras restauradoras.

À minha querida irmã Natália e meu cunhado Wagner pela amizade, carinho e motivação.

Aos meus avós Sebastião e Maria José que sempre torceram para que eu alcançasse meus objetivos. Obrigada pelas orações.

Ao meu esposo Dângelo Silva Miranda que soube iluminar a minha vida, sendo meu amigo, meu professor, companheiro e amante inseparável. Obrigado por tudo meu amor.

Ao meu orientador Antonio Policarpo Souza Carneiro que me recebeu como orientada, empenhou-se pela realização desse trabalho e apoiou a exploração desse assunto. Sempre me motivou a persistir seja através dos momentos de descontração ou uma palavra mais severa. Obrigado pela paciência, mostrando a direção nos

momentos em que eu estava um pouco “perdida” durante o andamento e desenvolvimento das atividades.

Aos membros da banca, professores Gérson Rodrigues dos Santos e Gustavo Henrique de Souza.

A todos os professores e funcionários pela dedicação e carinho transmitidos durante todo o percurso.

Aos meus amigos e a Igreja em Viçosa, por me acolherem desde a trajetória da graduação.

## **BIOGRAFIA**

GISLANE NATÁLIA DE SOUZA MIRANDA, nascida no dia 07 de Dezembro do ano de 1983, natural da cidade de Ervália no estado de Minas Gerais, é filha de Geraldo Magela de Souza e Cleusa Aparecida de Souza.

Terminou o ensino médio na Escola Estadual Professor David Procópio em 2001/2 e ingressou na Universidade Federal de Viçosa (UFV) em 2003/2 para fazer o curso de Licenciatura em Matemática.

Em 2010/2 foi selecionada para ingressar no Mestrado em Estatística Aplicada e Biometria da UFV.

Trabalhou como professora convidada na faculdade União do Ensino Superior de Viçosa (UNIVIÇOSA) em Viçosa/MG.

Em 26 de abril submeteu-se à defesa da dissertação para obtenção do título de mestrado em Estatística Aplicada e Biometria.



# SUMÁRIO

|   |             |
|---|-------------|
| <b>LISTA DE FIGURAS .....</b>                                     | <b>viii</b> |
| <b>LISTA DE TABELAS .....</b>                                     | <b>ix</b>   |
| <b>LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS.....</b>                        | <b>xii</b>  |
| <b>RESUMO .....</b>   | <b>xiii</b> |
| <b>ABSTRACT .....</b>   | <b>xiv</b>  |
| <b>1 INTRODUÇÃO.....</b>  | <b>1</b>    |
| <b>2 REFERENCIAL TEÓRICO.....</b>                                 | <b>4</b>    |
| 2.1 A raça Tabapuã.....   | 4           |
| 2.2 A regionalização da pecuária no Brasil .....                  | 5           |
| 2.3 Heterogeneidade de variâncias .....                           | 8           |
| 2.4 O teste de Bartlett .....                                     | 11          |
| 2.5 Transformação de Box-Cox .....                                | 12          |
| 2.6 Escores de Blom.....  | 17          |
| 2.7 Assimetria e Curtose.....                                     | 18          |
| <b>3 MATERIAL E MÉTODOS.....</b>                                  | <b>20</b>   |
| 3.1 Banco de Dados.....   | 20          |
| 3.2 Análises estatísticas .....                                   | 23          |
| <b>4 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>                             | <b>24</b>   |
| 4.1 Heterogeneidade de Variâncias entre Regiões de Produção ..... | 24          |
| 4.2 Heterogeneidade de Variâncias entre Idades.....               | 31          |
| 4.3 Heterogeneidade de Variâncias entre Sexos.....                | 38          |
| <b>5 CONCLUSÕES .....</b>   | <b>48</b>   |
| <b>6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>                          | <b>49</b>   |

## LISTA DE FIGURAS

- Figura 1: Regiões de Produção de gado de corte. Fonte: ARRUDA e SUGAI (1994). ..... 6
- Figura 2: Região Nordeste: microrregiões homogêneas agrupadas em regiões de produção pecuária. Fonte: ARRUDA e SUGAI (1994)..... 8

## LISTA DE TABELAS

|  |    |
|--|----|
| Tabela 1: Localização e número de microrregiões homogêneas (MRH) que compõem as regiões de .....   | 7  |
| Tabela 2: Exemplos da Transformação de Box-Cox para valores de $\lambda$ entre -2 e 2.....   | 15 |
| Tabela 3: Número de observações relativas ao peso dos animais ajustados para as idades 205, 365 e 550 dias, com o número de animais por sexo em cada região de produção (RP) da raça Tabapuã do Nordeste brasileiro.....   | 21 |
| Tabela 4: Estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) e o número de observações de Fêmeas e Machos para pesos ajustados para as idades 205, 365 e 550 dias em cada região de produção (RP) do Nordeste brasileiro.....  | 22 |
| Tabela 5: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), de pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ) com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) de Fêmeas para as idades de 205, 365 e 550 dias.....   | 25 |
| Tabela 6: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom de Fêmeas para as idades de 205, 365 e 550 dias.....   | 26 |
| Tabela 7: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) de pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para Machos para as idades de 205, 365 e 550 dias..... | 28 |
| Tabela 8: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom de Machos para as idades de 205, 365 e 550 dias.....   | 29 |
| Tabela 9: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre idades (205, 365 e 550 dias) e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de   |    |

|  |    |
|--|----|
| transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para Fêmeas nas quatro regiões de produção (RP). .....   | 32 |
| Tabela 10: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre idades (205, 365 e 550 dias) e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom de Fêmeas nas quatro regiões de produção (RP). .....     | 33 |
| Tabela 11: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre idades (205, 365 e 550 dias) e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para Machos nas quatro regiões de produção (RP). ..... | 35 |
| Tabela 12: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre idades (205, 365 e 550 dias) e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom de Machos nas quatro regiões de produção (RP). .....     | 36 |
| Tabela 13: Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para a idade de 205 dias nas 4 regiões de produção (RP). .....                | 39 |
| Tabela 14: Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom para a idade de 205 dias nas 4 regiões de produção (RP). .....                 | 40 |
| Tabela 15: Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para a idade de 365 dias nas 4 regiões de produção (RP). .....               | 42 |
| Tabela 16: Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom para a idade de 365 dias nas 4 regiões de produção (RP). .....                 | 43 |
| Tabela 17: Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para a idade de 550 dias nas 4 regiões de produção (RP). .....              | 45 |
| Tabela 18: Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose  |    |

$(\hat{\alpha}_4)$  e assimetria  $(\hat{\alpha}_3)$  para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom para a idade de 550 dias nas 4 regiões de produção (RP). ..... 46

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

ABCT - Associação Brasileira de Criadores de Tabapuã

ABCZ – Associação Brasileira de Criadores de Zebuino

AG – Mata-Agreste

E – Ambiente

G – Genótipo

GA – Gado-Algodão

GE – Genótipo x Ambiente

IT – Itapetinga-Valadares

MA – Maranhão

MRH – Micro Região Homogênea

P – Fenótipo

RP – Região de Produção

## RESUMO

MIRANDA, Gislane Natália de Souza, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, Abril de 2013. **TRANSFORMAÇÃO DE BOX-COX E ESCORES DE BLOM PARA CORREÇÃO DA HETEROGENEIDADE DE VARIÂNCIAS DO PESO DE BOVINOS.** Orientador: Antonio Policarpo Souza Carneiro. Co-orientadores: Gérson Rodrigues dos Santos, Paulo Roberto Cecon e Carlos Henrique Mendes Malhado.

O objetivo deste trabalho foi verificar a eficiência das transformações de Box-Cox e escores de Blom na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas dos pesos ajustados de bovinos da raça Tabapuã do Nordeste brasileiro para os fatores regiões de produção, idades e sexos. Foram utilizados dados da raça Tabapuã do Nordeste brasileiro, coletados a partir de 1970, provenientes do controle de desenvolvimento ponderal da Associação Brasileira de Criadores de Zebuino (ABCZ) com informações relativas a pesos ajustados para 205, 365 e 550 dias de idade. As transformações em escores de Blom e Box-Cox foram utilizadas na tentativa de corrigir a heterogeneidade de variâncias para os fatores regiões de produção, idades e sexos. O teste de Bartlett foi aplicado antes e após a transformação dos dados para verificar se houve redução da heterogeneidade de variâncias fenotípicas. A transformação em escores de Blom foi efetiva na redução dos coeficientes de assimetria e curtose e mostrou-se mais adequada do que a transformação de Box-Cox para correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre regiões de produção, idades e sexos, uma vez que apresentou um maior número de resultados favoráveis.

## ABSTRACT

MIRANDA, Gislane Natália de Souza, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, April de 2013. **BOX-COX TRANSFORMATION AND BLOM SCORES FOR CORRECTION OF VARIANCES HETEROGENEITY OF WEIGHT OF CATTLE.** Adviser: Antonio Policarpo Souza Carneiro. Co-Advisers: Gérson Rodrigues dos Santos, Paulo Roberto Cecon and Carlos Henrique Mendes Malhado.

The objective of this work was to verify the efficiency of Box-Cox and Blom scores transformations in correcting the phenotypic heterogeneity of variance adjusted weights of cattle Tabapuã the Brazilian Northeast to the factors producing regions, ages and sex. We used data Tabapuã the Brazilian Northeast, collected from 1970, from the control of weight development Brazilian Association of Zebu Breeders (ABCZ) with information concerning the weights adjusted to 205, 365 and 550 days of age. The Box-Cox and Blom scores transformations were used in an attempt to correct the heterogeneity of variances for the factors of production regions, ages and sex. Bartlett's test was applied before and after the transformation of the data to see if there was a reduction of heterogeneity of phenotypic variances. The Blom scores transformation was effective in reducing the coefficients of skewness and kurtosis and was more appropriate than the Box-Cox transformation to correct the phenotypic heterogeneity of variance between production regions, ages and sex, since produced significantly more favorable results.



# 1 INTRODUÇÃO

A raça Tabapuã foi a primeira raça de zebu mocho formada no Brasil. Foi basicamente constituída por animais da raça Nelore, Guzerá e traços de sangue Gir. Atualmente a raça tem papel de destaque na pecuária de corte nacional (BRITO, 2012).

Segundo Arruda e Sugai (1994), o Nordeste é uma região pioneira na criação de bovinos no Brasil, apresentando áreas de alta e de baixa densidade, como a Zona da Mata e o Sertão, respectivamente, além de uma grande diversidade de ambientes em relação a clima, solo, vegetação, bem como em relação a aspectos históricos, sociais e econômicos.

Arruda e Sugai (1994) subdividiram o país em regiões homogêneas de pecuária bovina, utilizando variáveis componentes dos sistemas de produção, com dados de microrregiões homogêneas. As regiões de produção são agregações de microrregiões homogêneas, semelhantes quanto ao processo produtivo da pecuária bovina. Estas microrregiões são definidas pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), como sendo "áreas que agrupam dentro de um mesmo estado ou território, municípios com características físicas, sociais e econômicas de certa homogeneidade".

As avaliações genéticas de bovinos frequentemente têm de ser feitas em ambientes heterogêneos que podem diferir tanto em média quanto em variância. As diferenças entre rebanhos, na variabilidade de produção, geralmente têm sido atribuídas às diferenças nos fatores climáticos locais ou regionais e nos tipos de manejo de cada rebanho. Se as variâncias não são as mesmas entre os rebanhos com diferentes níveis tecnológicos, mas são assumidas como homogêneas, os animais podem ser classificados incorretamente, o que compromete o ganho genético obtido na seleção (TORRES, 1998).

Alguns autores relataram que quando a heterogeneidade de variância não é devidamente considerada, pode ocorrer predição viesada do valor genético dos

animais e redução do progresso genético (RODRIGUEZ-ALMEIDA et al., 1995a e b).

Segundo Freitas (2000), em estudos de crescimento é comum observar variabilidade crescente na resposta dos indivíduos em função do tempo, denominada de “fenômeno da inflação de variância”. Para dados de desenvolvimento ponderal de bovinos, o aumento da variância entre indivíduos, com a idade, pode ser explicado também pela maior dificuldade de se pesar o animal adulto e pelo acúmulo de influências ambientais. Esses resultados sugerem maior rigor dos métodos de análise de dados de desenvolvimento ponderal de bovinos à idade adulta.

Conforme Campelo et al. (2003), as avaliações genéticas em bovinos de corte e de leite são, geralmente, realizadas em âmbito nacional e abrangem registros de produção obtidos de rebanhos que apresentam grande variação de região geográfica, manejos alimentar e sanitário e diferenças genéticas. Por essa razão, os rebanhos chegam a diferir muito na média de produção e na variância fenotípica das principais características de importância econômica.

Uma alternativa que pode ser aplicada na correção da heterogeneidade de variâncias é a transformação dos dados. De acordo com Moraes et al. (2006), a escolha do tipo adequado de transformação não parece ser uma tarefa óbvia, pois matematicamente existem inúmeras possibilidades e apenas o método de “tentativa e erro” nem sempre é o mais recomendado. Além disso, nem sempre uma transformação matemática produz os resultados esperados.

Para Aguirre (1997), a transformação de Box-Cox é muito útil quando se tem uma variável resposta que não atende os pressupostos de normalidade e ou homogeneidade. Trata-se de um método simples que tem apresentado bons resultados. Este procedimento desenvolvido por Box e Cox (1964) consiste em transformar os dados em estudo tal que estabilize a variância, ou que, pelo menos reduza esta variabilidade.

A transformação em escores de Blom, metodologia desenvolvida por Blom (1958), fornecem escores normais como resposta. Sendo muito eficiente em aproximar os dados a uma distribuição normal.

Freitas et al. (2005) utilizaram a transformação de Box-Cox com o objetivo de estudar duas alternativas de análises de variâncias e covariâncias para dados de pesagens de bovinos. Os autores concluíram que a transformação de Box-Cox foi efetiva na redução da heterogeneidade de variância para todas as pesagens e raças.

Tapia et al. (2011) avaliaram a heterogeneidade dos componentes de variância e seu efeito nas estimativas de herdabilidade e repetibilidade da produção de leite de bovinos da raça Holandesa. Os dados foram avaliados na escala não transformada, raiz quadrada e logarítmica. Os autores concluíram que a transformação dos dados pela raiz quadrada atenuou, mas não removeu toda a heterogeneidade da variância residual e fenotípica da produção de leite, enquanto que a transformação logarítmica não homogeneizou nenhum componente de variância.

Freitas (2000) com o objetivo de avaliar a magnitude da influência de tipo de análise (univariada versus multivariada), métodos e algoritmos de estimação, tipo de transformação de dados e diferentes amostragem de dados no rebanho sobre estimativas de variâncias, covariâncias e herdabilidades, analisou os dados de cada característica relacionadas ao desenvolvimento ponderal de animais da raça Canchim em quatro escalas: original  $y_{obs}$ , logarítmica  $y_{log}$ , padronizada  $y_{zi} = (y_i - \bar{y})/s(y_z)$  e a de escores normais de Blom ( $y_{Blom}$ ). A transformação dos dados pelo método em escores normais de Blom comportou-se como a mais adequada para ajustar os dados a uma distribuição normal, os coeficientes de assimetria e de curtose foram praticamente nulos e não influenciaram as estimativas de herdabilidade.

O objetivo deste trabalho foi verificar a eficiência da transformação de Box-Cox e em escores de Blom na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas do peso de bovinos da raça Tabapuã do Nordeste brasileiro para os seguintes fatores: regiões de produção, idades e sexos.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 A raça Tabapuã

A raça Tabapuã é de origem brasileira, desenvolvida a partir de 1907 no município Leopoldo de Bulhões, interior de Goiás, quando um produtor fez o cruzamento entre Fêmeas da raça Mocho nacional e vários reprodutores de raças indianas, o que resultou na produção dos primeiros zebuínos mochos da história (BRITO, 2012).

Informações da ABCT (Associação Brasileira de Criadores de Tabapuã), garantem que em 1912 esses animais foram cruzados com o Nelore, que originou no conhecido gado Baio Mocho. E finalmente, em 1940, um produtor paulista do município de Tabapuã incluiu o Gir no cruzamento, resultando em uma nova raça: Tabapuã (BRITO, 2012).

O Tabapuã tem características marcantes, tais como, o ganho de peso em menor tempo, a docilidade, fertilidade, precocidade reprodutiva, boa conformação frigorífica e uma excelente habilidade materna. A raça tem espaçamento e arqueamento de costelas acentuadas, proporcionando maior preenchimento da carcaça, portanto, mais carne. A facilidade de ganhar peso, aliada à conformação de sua carcaça, são características que garantem ao Tabapuã o título de zebu mais precoce (SARCINELLI et al., 2007).

Os criadores da raça Tabapuã não estão preocupados com características raciais super valorizadas, como ocorreu com outras raças. Por isso, o melhoramento tem caráter estritamente econômico, ou seja, preocupa-se apenas em desenvolver um animal com maior precocidade, ganho de peso e rendimento de carcaça. O Tabapuã vem sendo criado com sucesso em quase todos os estados do Brasil, mostrando que os pecuaristas estão realmente satisfeitos com o desempenho da raça atualmente considerada como uma das melhores para produção de carne em menor tempo, fazendo jus ao título de 'O Zebu Mais Precoce' (SARCINELLI et al., 2007).

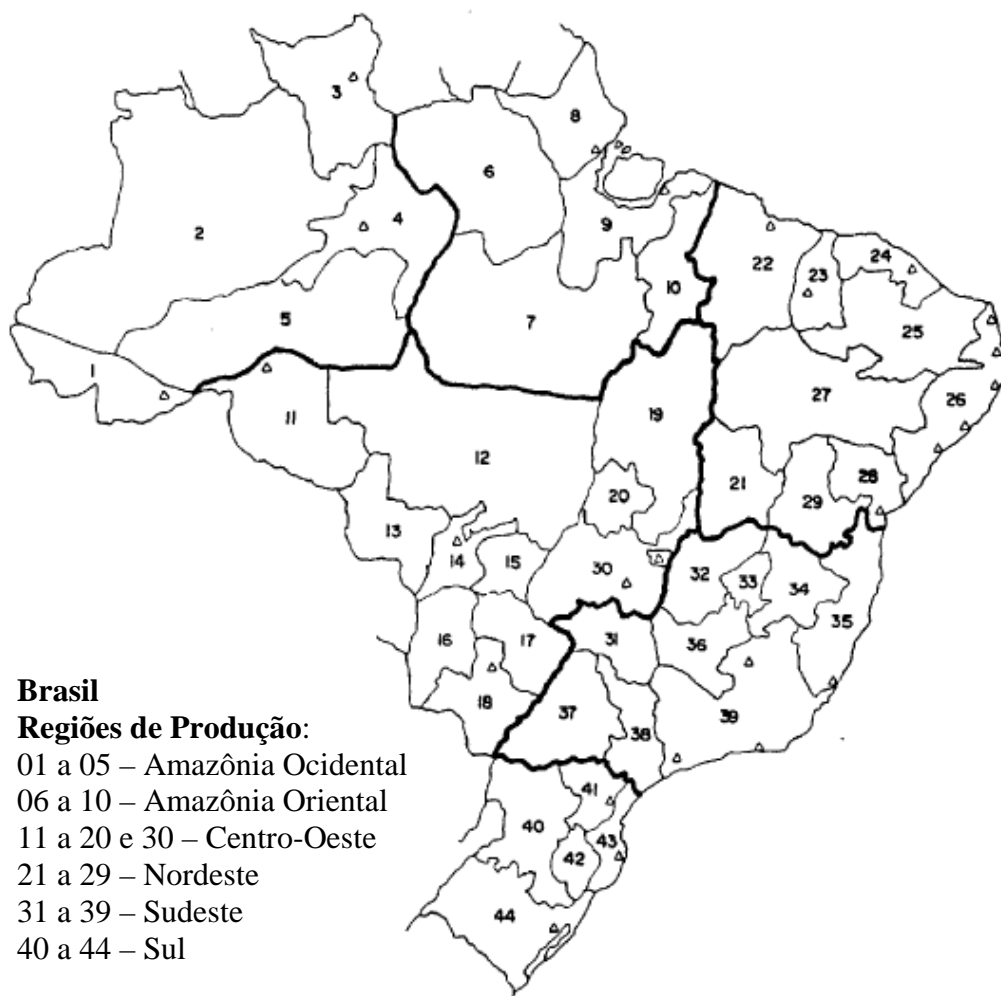
## **2.2 A regionalização da pecuária no Brasil**

Segundo Arruda e Sugai (1994), o rebanho bovino brasileiro apresenta ampla variedade de tipos raciais e de sistemas de exploração cujas características técnicas e econômicas sugerem a formação de regiões homogêneas de pecuária bovina. Esta formação foi feita utilizando-se de variáveis componentes dos sistemas de produção, com dados de microrregião homogênea que são definidas pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), como sendo "áreas que agrupam dentro de um mesmo estado ou território, municípios com características físicas, sociais e econômicas de certa homogeneidade".

Os autores fizeram a regionalização da pecuária bovina no Brasil, identificando e caracterizando 44 regiões de produção com características homogêneas quanto ao sistema de produção e o ambiente geral de criação. No Nordeste foram identificadas 11 regiões de produção, sendo que duas abrangem parte de estados vizinhos como Goiás, Tocantins, Minas Gerais e Espírito Santo.

Na Figura 1 apresenta-se o mapa do Brasil com as regiões de produção definidas por Arruda e Sugai (1994), distribuídas da seguinte forma: 10 localizadas na região Norte, 11 no Nordeste, 8 no Centro-Oeste, 10 no Sudeste e 5 no Sul do País.

Estas regiões são descritas obedecendo a uma distribuição espacial através de grandes regiões denominadas pelos autores como Amazônia Ocidental (RP - 1 a 5), Amazônia Oriental (RP - 6 a 10), Centro-Oeste (RP - 11 a 20 e 30), Nordeste (RP - 21 a 29), Sudeste (RP - 31 a 39) e Sul (RP - 40 a 44) (Figura 1).



**Figura 1:** Regiões de Produção de gado de corte. Fonte: ARRUDA e SUGAI (1994).

Na região Nordeste são observadas regiões de produção contrastantes como o sudeste da Bahia que se destaca como uma das mais produtivas nacionalmente e com alta eficiência, e outras regiões com baixa produtividade e sistemas de produção familiar e extensivo com baixa utilização de tecnologia.

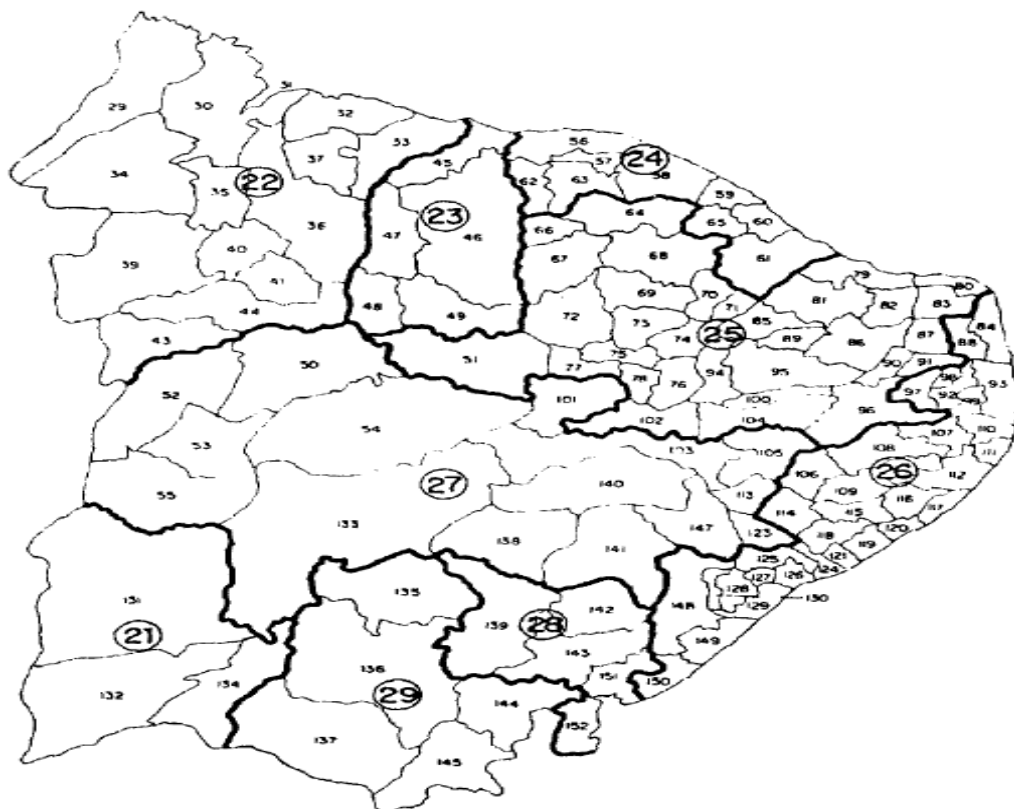
Na Tabela 1 tem-se a localização e o número de microrregiões homogêneas que formam as regiões de produção da pecuária bovina localizadas na região Nordeste. Observa-se que a formação das regiões de produção não segue a divisão geopolítica, pois regiões de produção como Gado-Algodão, Mata e Agreste, Sertão, Tocantins, Itapetinga-Valadares estão localizadas em diferentes estados, até mesmo em estados de outras regiões, como MG, ES, TO e GO.

**Tabela 1:** Localização e número de microrregiões homogêneas (MRH) que compõem as regiões de Produção (RP) da pecuária bovina no Nordeste.

| Regiões de produção (RP)                    | N. de MRH | Estados                 |
|---|-----------|-------------------------|
| RP 21 – Oeste Baiano                        | 3         | BA                      |
| RP 22 - Maranhão                            | 13        | MA                      |
| RP 23 – Norte Piauiense                     | 5         | PI                      |
| RP 24 – Norte Cearense                      | 9         | CE                      |
| RP 25 – Gado-Algodão                        | 33        | CE, RN, PB, PE e PI     |
| RP 26 – Mata e Agreste                      | 32        | RN, PB, PE, AL, SE e BA |
| RP 27 – Sertão                              | 15        | PI, BA e PE             |
| RP 28 – Recôncavo Baiano                    | 5         | BA                      |
| RP 29 – Serra Geral da Bahia                | 5         | BA                      |
| <sup>1</sup> RP 19 - Tocantins              | 6         | MA, GO e TO             |
| <sup>1</sup> RP 35 – Itapetinga - Valadares | 13        | MG, ES e BA             |

<sup>1</sup>As regiões de produção RP 19 e RP 35 abrangem estados vizinhos da região Nordeste. Fonte: ARRUDA e SUGAI (1994).

Na Figura 2 observa-se as microrregiões homogêneas que foram agrupadas para composição das regiões de produção da região Nordeste, de acordo com a definição de Arruda e Sugai (1994).



**Figura 2:** Região Nordeste: microrregiões homogêneas agrupadas em regiões de produção pecuária.  
 Fonte: ARRUDA e SUGAI (1994).

As regiões de produção foram formadas pela agregação de microrregiões homogêneas semelhantes quanto ao processo produtivo da pecuária bovina.

### 2.3 Heterogeneidade de variâncias

Nos últimos anos, o melhoramento genético e as técnicas de produção têm apresentado grande desenvolvimento. Mudanças no processo de seleção e no sistema de manejo podem levar a diferentes médias e variâncias para produção entre rebanhos. Além disso, as condições ambientais de cada localidade são citadas como as principais causas desta variação, de maneira que os rebanhos bovinos apresentam grande variabilidade de produção entre regiões e até dentro da mesma região (CARNEIRO et al., 2008).

Segundo Lino (2006), a não consideração da heterogeneidade entre rebanhos, regiões, níveis de manejo e produção pode levar a um processo de avaliação genética e seleção viesados, que poderá refletir na escolha de animais que gerarão menor ganho genético quando utilizados em programas de melhoramento genético.



Quando a heterogeneidade é causada por fatores ambientais, a avaliação genética de animais pode estar mais sob influência do ambiente no qual eles são criados do que de seu potencial genético. Se a heterogeneidade de variância resultar de fatores genéticos, não haverá consequências para o processo de seleção dos animais (TORRES et al., 2000).

Na avaliação genética, os animais são avaliados pelos seus fenótipos, ou seja, através de características que podem ser observadas ou mensuradas no próprio indivíduo ou em seus parentes. O fenótipo não é o resultado somente da constituição genética do indivíduo, mas também de efeitos ambientais (não genéticos) e da interação dos seus genes com os vários efeitos ambientais (PEREIRA, 2008).

Para definição de estratégias de seleção é necessário estimar os componentes da variância fenotípica, ou seja, o quanto da variação fenotípica é devido às diferenças genéticas entre os indivíduos e o quanto é devido às diferenças de natureza ambiental. Segundo Pereira (2008), temos que:

$$\text{Fenótipo (P)} = \text{Genótipo (G)} + \text{Ambiente (E)} + \text{Genótipo-Ambiente (GE)}$$

em termos de variância, tem-se que:  $\sigma_P^2 = \sigma_G^2 + \sigma_E^2 + \sigma_{GE}^2$ , onde  $\sigma_P^2$  é a variância fenotípica,  $\sigma_G^2$  é a variância devido às diferenças de genótipo entre indivíduos,  $\sigma_E^2$  é a variância devido às diferenças ambientais entre os indivíduos e  $\sigma_{GE}^2$  é a variância devido à interação entre genótipo e ambiente. Se não há interação genótipo x ambiente, a variância fenotípica passa a ser  $\sigma_P^2 = \sigma_G^2 + \sigma_E^2$ .

Um parâmetro genético que expressa a relação entre a variância genotípica ( $\sigma_G^2$ ) e a variância fenotípica ( $\sigma_P^2$ ), ou seja, que mede o nível da correspondência entre o fenótipo e o valor genético, recebe o nome de herdabilidade ( $h^2$ ) (GARDNER et al., 1986).

De acordo com Pereira (2008), se uma característica é fortemente influenciada por variações das condições do ambiente, a herdabilidade da característica será baixa em uma população na qual as condições ambientais sofrem grandes variações. Por outro lado, a mesma característica em condições ambientais mais estáveis pode apresentar valores de herdabilidade mais elevados.

O conhecimento da herdabilidade é de fundamental importância para a definição dos métodos de melhoramento genético mais adequados e a escolha de indivíduos candidatos à seleção.

Para a realização da seleção é preciso ter conhecimento dos valores dos componentes de (co) variância, para que sejam determinados os parâmetros genéticos para as características a serem selecionadas. Da correta estimativa destes parâmetros depende a precisão das estimativas dos valores genéticos e do progresso genético em uma população em processo de seleção (MARION et al., 2001).

Segundo Weber et al. (2005), os efeitos da heterogeneidade de variâncias sobre a resposta à seleção dependem das diferenças entre as variâncias genéticas aditivas nos diferentes níveis e de suas relações com as variâncias fenotípicas. Dessa forma, a seleção pelo desempenho, sem considerar a variabilidade dentro do grupo, seria falha, pois se a seleção for intensa, os grupos com animais com maiores valores genéticos contribuiriam com a maior parte dos reprodutores. Entretanto, se a heterogeneidade das variâncias não foi considerada, os valores genéticos destes reprodutores podem ter sido superestimados, em consequência da maior variância genética aditiva e, conseqüentemente, do coeficiente de herdabilidade de maior magnitude.

Vários trabalhos (DONG & MAO, 1990; REVERTER et al., 1997; TORRES, 1998) relataram a existência de heterogeneidade de variâncias genética e residual entre rebanhos, grupos de contemporâneos ou outras classificações dos efeitos ambientais.

De acordo com Valente et al. (2008), parte dos efeitos da interação genótipo x ambiente ocorre em razão da heterogeneidade de variância genética em diferentes ambientes, o que causa queda da eficiência, por exemplo, na predição do desempenho de filhos de reprodutores em ambientes diferentes daqueles em que esses reprodutores foram avaliados.

Segundo Araújo et al. (2011), a heterogeneidade de variância pode comprometer o resultado do processo de seleção caso a fonte dessa heterogeneidade sejam fatores ambientais. Conseqüentemente, a seleção será realizada mais em função do ambiente que propriamente pelo genótipo do animal.

Martins (2002) destacou três situações de ocorrência de heterogeneidade com seus respectivos efeitos: alteração apenas na variância residual; apenas na variância genética e alteração nestes dois componentes de variância. Qualquer que seja a situação, os animais serão avaliados de forma incorreta em razão da ponderação dos dados por herdabilidades que não correspondem aos valores reais de cada classe de variabilidade.

A heterogeneidade de variância residual pode resultar em classificação menos precisa dos animais, prejudicando a escolha de futuros reprodutores e, conseqüentemente, o progresso genético e a rentabilidade dos rebanhos em questão (CARVALHEIRO et al., 2002).

Duas linhas básicas de abordagem sobre avaliação genética na presença de heterogeneidade de variâncias têm sido seguidas. Uma propõe o uso de transformações dos dados ou de fatores de ajustamento que visam eliminar a heterogeneidade. Outra linha propõe o uso de modelos que consideram a heterogeneidade, tais como modelos de características múltiplas, buscando ponderar adequadamente as observações de acordo com as diferentes variâncias em cada classe de heterogeneidade, e considerando a estrutura de covariâncias entre estas classes. De acordo com Martins (2002), estas estratégias são eficientes apenas para situações muito específicas, dificilmente observadas na prática.

## 2.4 O teste de Bartlett

O teste de Bartlett é usado para verificar se I amostras pertencem a populações com mesma variância. Pode ser aplicado à amostras com diferentes números de observações. O teste consiste em calcular uma estatística cuja distribuição amostral é aproximada por uma qui-quadrado com I-1 graus de liberdade (BARTLETT, 1937).

As hipóteses do teste de Bartlett são definidas como:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_I^2$$

$$H_a: \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2 \text{ para pelo menos um par (i, j)}$$

A estatística do teste é:

$$\chi^2_{\text{calculado}} = \frac{2,3026}{c} \left[ (n - I) \log \frac{\sum_{i=1}^I (n_i - 1) S_i^2}{n - I} - \sum_{i=1}^I (n_i - 1) \log S_i^2 \right]$$

em que:

$n = \sum_{i=1}^I n_i$ , sendo  $n_i$  o tamanho da i-ésima amostra;

$c = 1 + \frac{1}{3(I-1)} \left( \sum_{i=1}^I \frac{1}{(n_i-1)} - \frac{1}{n-1} \right)$  é uma constante; e

$S_i^2$  é a variância amostral da i-ésima amostra.

O valor  $\chi^2_{\text{calculado}}$  é comparado com o valor encontrado na tabela,  $\chi^2_{I-1,\alpha}$ , com (I-1) graus de liberdade e a hipótese de nulidade será rejeitada se o valor calculado for maior ou igual ao tabelado, a um nível de  $\alpha$  de probabilidade, ou seja, se  $\chi^2_{\text{calculado}} \geq \chi^2_{I-1,\alpha}$ .

## 2.5 Transformação de Box-Cox

Segundo Couto (2008), surgiu no início da década de 50, a ideia do uso de famílias de transformações com Anscombe & Tukey (1952), Moore & Tukey (1954) e Tukey (1957).

Em 1964, Box e Cox definiram uma família de transformações de potências. O procedimento produz uma transformação da variável resposta  $Y$  para  $Y(\lambda)$ :

$$Y(\lambda) = \begin{cases} \frac{(Y^\lambda - 1)}{\lambda}, & \text{se } \lambda \neq 0 \\ \ln Y, & \text{se } \lambda = 0 \end{cases}$$

em que:

$\lambda$  é o parâmetro da transformação

$Y$  a variável resposta

Segundo Box e Cox (1964), esta transformação é definida somente para variáveis com valores positivos ( $Y > 0$ ). Geralmente é assumido que para cada  $\lambda$ ,  $Y(\lambda)$  é uma função monótona de  $Y$ , ou seja, é uma função que conserva o comportamento da variável dentro de um intervalo admissível.

Suponha um vetor  $n \times 1$  de observações  $\mathbf{Y}(\lambda) = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$  e um modelo linear  $E\{Y(\lambda)\} = \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}$ , onde  $\mathbf{Y}(\lambda)$  é um vetor coluna de observações transformadas,  $\mathbf{x}'_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik})$  é uma matriz conhecida e  $\boldsymbol{\beta}$  um vetor de parâmetros desconhecidos relacionados com as observações transformadas.

Agora suponha que para algum  $\lambda$ , as variáveis transformadas  $(Y_i, \mathbf{x}'_i)$ , ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) são normalmente distribuídas, independentes, com variância  $\sigma^2$  constante e com valores especificados pelo modelo linear, ou seja,  $Y_i(\lambda) \sim N(\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$ , ( $i = 1, 2, \dots, n$ ).

Para  $\lambda$  fixado, obter as estimativas de máxima verossimilhança para  $\boldsymbol{\beta}(\lambda)$  e  $\sigma^2(\lambda)$  Considerando-se que  $Y_i(\lambda) \sim N(\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$ , ( $i = 1, 2, \dots, n$ ), então,

$$f(Y_i(\lambda); \beta, \sigma^2, \lambda) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\frac{(Y_i(\lambda) - x_i' \boldsymbol{\beta})'(Y_i(\lambda) - x_i' \boldsymbol{\beta})}{2\sigma^2} \right\}$$

A função de verossimilhança para o vetor  $\mathbf{Y}$ , é:

$$L(\beta, \sigma^2, \lambda; \mathbf{Y}) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{n}{2}}} \exp \left\{ -\frac{(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{2\sigma^2} \right\} J(\lambda, \mathbf{Y})$$

sendo  $J(\lambda, y)$  o jacobiano da transformação, definido por:

$$J(\lambda, y) = \prod_{i=1}^n \frac{dY_i(\lambda)}{dY_i} = \prod_{i=1}^n Y_i^{\lambda-1}$$

Assim o logaritmo da função de verossimilhança ou função suporte é:

$$\ell(\beta, \sigma^2, \lambda; \mathbf{Y}) = -\frac{n\pi}{2} - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{2\sigma^2} + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \ln Y_i$$

Derivando-se  $\ell(\beta, \sigma^2, \lambda; \mathbf{Y})$  em relação a  $\beta$  e a  $\sigma^2$  obtêm-se as derivadas parciais:

$$\frac{\partial \ell}{\partial \beta} = \frac{1}{\sigma^2} \mathbf{X}'(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{2(\sigma^2)^2}$$

Igualando as derivadas a zero tem-se que:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{Y}(\lambda) \text{ e } \hat{\sigma}^2 = \frac{(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\hat{\beta})'(\mathbf{Y}(\lambda) - \mathbf{X}\hat{\beta})}{n} = \frac{s(\lambda)}{n}$$

Substituindo estes resultados em  $\ell(\beta, \sigma^2, \lambda; y)$ , obtêm-se:

$$L_{\max}(\lambda) = -\frac{n}{2} \ln \hat{\sigma}^2 + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \ln Y_i - \frac{n\pi}{2}$$

Um intervalo de confiança para  $\hat{\lambda}$  com  $100(1 - \alpha)\%$  é dado por:

$$L_{\max}(\hat{\lambda}) - L_{\max}(\lambda) < \frac{1}{2} \chi_{1, \alpha}^2$$

Para obter  $\hat{\lambda}$ , deve-se derivar  $L_{\max}(\lambda)$ , assim tem-se:

$$\frac{\partial L_{\max}(\lambda)}{\partial \lambda} = -n \frac{\mathbf{Y}(\lambda)' \mathbf{a}_r \mathbf{u}(\lambda)}{\mathbf{Y}(\lambda)' \mathbf{a}_r \mathbf{Y}(\lambda)} + \frac{n}{\lambda} + \sum_{i=1}^n \ln Y_i$$

onde  $\mathbf{u}(\lambda)$  é um vetor de componentes  $\{\lambda^{-1} Y_i(\lambda) \ln Y_i\}$ . O denominador  $\mathbf{Y}(\lambda)' \mathbf{a}_r \mathbf{u}(\lambda)$  é a soma de resíduos dos produtos na análise de covariância de  $\mathbf{Y}(\lambda)$  e  $\mathbf{u}(\lambda)$ .

Uma forma mais simples é obtida usando-se a forma normalizada da transformação, isto é, usando-se:

$$Z(\lambda) = \frac{\mathbf{Y}(\lambda)}{J^{\frac{1}{n}}}$$

e, sendo  $J = \prod_{i=1}^n y_i^{\lambda-1}$ , tem-se que  $J^{\frac{1}{n}} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n y_i^{\lambda-1}} = \dot{y}^{\lambda-1}$ , em que  $\dot{y}$  é a média geométrica das observações. Logo,

$$Z(\lambda) = \frac{y(\lambda)}{\dot{y}^{\lambda-1}} = \begin{cases} \frac{y^\lambda - 1}{\lambda \dot{y}^{\lambda-1}}, & \text{se } \lambda \neq 0 \\ \dot{y} \ln y, & \text{se } \lambda = 0 \end{cases}$$

Verifica-se que o jacobiano dessa transformação, em relação à variável original, passa ser igual a 1 e, portanto, o logaritmo da função de verossimilhança parcialmente maximizada pode ser escrito como:

$$L_{\max}(\lambda) = -\frac{n}{2} \ln \hat{\sigma}^2 - \frac{n\pi}{2}$$

sendo  $\hat{\sigma}^2 = \frac{R(\lambda)}{n} = \frac{(Z(\lambda) - X\hat{\beta})'(Z(\lambda) - X\hat{\beta})}{n}$  e  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Z(\lambda)$ . Tem-se portanto, que  $R(\lambda)$  é a soma de quadrados residual de  $Z(\lambda)$ .

A estimativa de máxima verossimilhança de  $\hat{\lambda}$ , é o valor de  $\lambda$  que maximiza  $L_{\max}(\lambda)$ , ou, equivalentemente, minimiza  $R(\lambda)$ . Tem-se então, que um método prático para se obter  $\hat{\lambda}$  segue os passos (DEMÉTRIO e ZOCCHI, 2008):

- (i) Escolhe-se valores para  $\lambda$ , de -2 a 2, por exemplo;
- (ii) Para cada valor fixado de  $\lambda$ , obtêm-se  $\hat{\beta}$  e  $R(\lambda)$  (ou  $S(\lambda)$  se não for utilizada a transformação normalizada);
- (iii) Faz-se um gráfico dos pares  $(\lambda, R(\lambda))$  (ou  $(\lambda, S(\lambda))$  se não for utilizada a transformação normalizada);
- (iv) Escolhe-se o valor de  $\lambda$  para o qual o gráfico passa pelo mínimo.

Os softwares como SAS ou R possuem rotinas para estimar o parâmetro  $\lambda$  ótimo de maneira automática e fornecem a estatística adequada para realizar a transformação.

Segundo Box e Cox (1964), após a adequada transformação da variável  $Y$  para  $Y(\lambda)$ , pode-se presumir que os valores esperados das observações transformadas apresentem as seguintes características: sejam descritos por um modelo de estrutura simples, a variância seja homogênea (constante) e as variáveis estejam normalmente distribuídas.

A Tabela 2 apresenta exemplos típicos da transformação de Box-Cox e o seu correspondente significado para valores de  $\lambda$  variando de -2 a 2.

**Tabela 2:** Exemplos da Transformação de Box-Cox para valores de  $\lambda$  entre -2 e 2.

| Lambda Escolhido | Transformação Recomendada         |                          |
|------------------|-----------------------------------|--------------------------|
|                  | Equação                           | Nome                     |
| $\lambda = 2$    | $y(\lambda) = y^2$                | Quadrática               |
| $\lambda = 1$    | $y(\lambda) = y$                  | Não há transformação     |
| $\lambda = 0.5$  | $y(\lambda) = \sqrt{y}$           | Raiz quadrada            |
| $\lambda = 0$    | $y(\lambda) = \ln y$              | Logaritmo Natural        |
| $\lambda = -0.5$ | $y(\lambda) = \frac{1}{\sqrt{y}}$ | Inverso da raiz quadrada |
| $\lambda = -1$   | $y(\lambda) = \frac{1}{y}$        | Inversa                  |
| $\lambda = -2$   | $y(\lambda) = 1/y^2$              | Inverso da quadrática    |

Fonte: Box-Cox Método, [http://www.weibull.com/DOEWeb/box\\_cox\\_method.htm](http://www.weibull.com/DOEWeb/box_cox_method.htm).

Para Peltier et al. (1998), a transformação de Box-Cox é um método simples que pode permitir a análise de um conjunto de dados com heterogeneidade de variâncias e não normal de modo que os pressupostos da ANOVA possam ser satisfeitos.

Com o objetivo de estudar duas alternativas de análises de variâncias e covariâncias para dados de pesagens de bovinos, Freitas et al. (2005) utilizaram dados de animais Nelore, Guzerá, Gir e Indubrasil, machos e fêmeas, pertencentes à Associação Brasileira de Criadores de Zebu – ABCZ. Em uma de suas análises, a variável resposta  $y_i$  foi transformada por meio da família de transformação de Box-Cox. Para cada raça foi obtida uma estimativa de  $\lambda$  para os dados de pesagens do animal. Os autores concluíram que a transformação da variável através da família de transformação de Box-Cox foi efetiva na redução da heterogeneidade de variâncias para todas as pesagens e raças.

Lúcio (2011) utilizou a metodologia de Box-Cox com o objetivo de definir uma transformação adequada para as variáveis observadas em experimentos com a cultura do pimentão, realizados em ambiente protegido, visando normalizar os resíduos e estabilizar a variabilidade existente gerada pela ausência de valores nas múltiplas colheitas dos frutos por planta. Como para valores nulos, a família de transformações de Box-Cox fica restrita, utilizou-se a variável somada a uma

constante ( $c = 0,5$ ). O valor da potência  $\lambda$  foi de  $-0,25$  indicando que a melhor transformação para os dados é o inverso da raiz quarta. Porém, não foi eficiente para adequar os dados à pressuposição da homogeneidade das variâncias, apesar da redução no valor do  $\chi^2$  calculado para as duas variáveis avaliadas. Mesmo não sendo confirmada a homogeneidade das variâncias, a transformação inversa da raiz quarta é uma possibilidade que permite estabilizar a variância ou, pelo menos reduzi-la.

Presotti et al. (2005) objetivaram analisar dados de pesagens ( $y$ ) de bovinos. Foram feitas nove pesagens ao nascimento e oito realizadas em intervalos trimestrais, até os dois anos de idade, de bovinos Nelore, Guzerá, Gir e Indubrasil, machos e fêmeas, oriundos da Associação Brasileira de Criadores de Zebu – ABCZ. A variável  $y$  foi transformada por meio da família de transformação de Box-Cox a qual foi eficiente na redução da heterogeneidade de variância para todas as pesagens e raças.

Carneiro et al. (2012) objetivaram avaliar a eficiência de estratégias de transformação de dados para correção da heterogeneidade de variância entre rebanhos na avaliação genética de touros, vacas e progênes. Foram utilizados dados simulados de quatro estruturas de dados relativos a peso à desmama de bovinos: rebanhos com e sem heterogeneidade para médias e variâncias, e rebanho com e sem conectividade genética. Utilizaram-se dados na escala original e transformados (logarítmica, raiz quadrada, padronização e razão pelo desvio-padrão fenotípico). As estratégias de transformação dos dados não foram eficientes para eliminar os efeitos da heterogeneidade entre rebanhos sobre a avaliação genética de touros, vacas e progênes.

Tapia et al. (2011) avaliaram a heterogeneidade dos componentes de variância e seu efeito nas estimativas de herdabilidade e repetibilidade da produção de leite de bovinos da raça Holandesa. Os rebanhos foram agrupados de acordo com o nível de produção (baixo, médio e alto) e avaliados na escala não transformada, raiz quadrada e logarítmica. Na escala não transformada, todos os componentes de variância foram heterogêneos entre os três níveis de produção. A heterogeneidade da variância fenotípica e de seus componentes afetou mais as estimativas de herdabilidade que as da repetibilidade. A transformação dos dados pela raiz quadrada atenuou, mas não removeu toda a heterogeneidade da variância residual e fenotípica da produção de leite, enquanto que a transformação logarítmica não homogeneizou nenhum componente de variância.



## 2.6 Escores de Blom

A transformação em escores de Blom, metodologia desenvolvida por Blom (1958), fornecem escores normais como resposta. Sendo muito eficiente em aproximar os dados a uma distribuição normal.

Em 1958, Blom propôs esta aproximação para calcular o valor esperado normal, obtido pela equação:

$$S_i = \Phi^{-1} \left( \frac{i - 3/8}{n + 1/4} \right)$$

em que

$i$  é a ordem dos dados observados,  $i = 1, 2, \dots, n$ ;

$n$  é o tamanho da amostra;

$\Phi^{-1}$  é a inversa da função de distribuição acumulada da normal padrão.

Essa transformação é adequada a uma variável aleatória  $y_i$  de distribuição não normal e assimétrica com média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ , fornecendo como resposta escores normais esperados para uma distribuição normal (FREITAS, 2000).

Com o objetivo de comparar cinco tipos de transformações ( $y_i$  ajustados para idades,  $\log y_i$ ,  $z_i = (y_i - \bar{y})/s$ , Box-Cox e escores normais de Blom) quanto à estimativa de coeficientes de assimetria, curtose e herdabilidade, Freitas (1996) utilizou pesos ao nascimento ( $y_1$ ), a desmama ( $y_2$ ), aos doze ( $y_3$ ) e aos dezoito meses ( $y_4$ ) de 3649 bovinos Canchim. Analisando os coeficientes de assimetria e de curtose, verificou-se que a transformação dos escores normais de Blom aproximou os dados da distribuição normal, uma vez que estes coeficientes podem ser considerados nulos, destacando-se a seguir a transformação de Box-Cox, que proporcionou resultados satisfatórios para a assimetria. Concluiu-se que a transformação dos dados de crescimento de bovinos pelo método dos escores normais de Blom aproximou os dados a uma distribuição normal, comportando-se como a mais adequada para esta natureza de dados de bovinos.

Freitas (2000) avaliou a magnitude da influência de tipo de análise (univariada versus multivariada), métodos e algoritmos de estimação, tipo de transformação de dados e diferentes amostragem de dados no rebanho sobre estimativas de variâncias, covariâncias e herdabilidades de características relacionadas ao desenvolvimento ponderal de animais da raça Canchim. Os dados de cada característica foram

analisados em quatro escalas: original  $y_{obs}$ , logarítmica  $y_{log}$ , padronizada  $y_{zi} = (y_i - \bar{y})/s(y_z)$  e a de escores normais de Blom ( $y_{Blom}$ ). Detectou-se afastamento da normalidade para quase todas as características e heterogeneidade de variâncias para os efeitos fixos de sexo, ano e época de nascimento, idade da vaca ao parto, geração do animal e efeito aleatório de touros. A transformação de dados pelo método em escores normais de Blom comportou-se como a mais adequada para ajustar os dados a uma distribuição normal, os coeficientes de assimetria e de curtose foram praticamente nulos e não influenciaram as estimativas de herdabilidade.

## 2.7 Assimetria e Curtose

As medidas de assimetria possibilitam analisar uma distribuição de acordo com as relações entre suas medidas de moda, média e mediana, quando observadas graficamente.

Uma distribuição é dita simétrica quando apresenta o mesmo valor para a moda, a média e a mediana. Quando esta igualdade não acontece, temos uma distribuição assimétrica.

Assimetria é o grau de afastamento que uma distribuição apresenta do seu eixo de simetria (eixo traçado sobre o valor da média da distribuição). Este afastamento pode acontecer do lado esquerdo ou do lado direito da distribuição, chamado de assimetria negativa ou positiva, respectivamente.

O coeficiente de assimetria é dado por (CASELLA E BERGER, 2010):

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

em que:

$$\mu_3 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^3}{n}$$

é o momento centrado na média;

$\sigma^3$  é o desvio padrão elevado ao cubo.

A classificação da distribuição quanto a simetria é feita de acordo com o valor de  $\alpha_3$ . É classificada como assimétrica negativa se  $\alpha_3 < 0$ , indicando que a maioria dos valores são maiores ou se localizam à direita da média aritmética. Se  $\alpha_3 = 0$ , a distribuição é dita simétrica, com os dados uniformemente distribuídos em torno da média. E se  $\alpha_3 > 0$ , a distribuição é classificada com assimétrica positiva, indicando

que a maioria dos valores são menores ou se localizam á esquerda da média aritmética.

Curtose é o grau de achatamento da distribuição ou o quanto uma curva de frequência será achatada em relação a uma curva normal de referência.

O coeficiente de curtose é dado por (CASELLA E BERGER, 2010):

$$\alpha_4 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$$

em que:

$\mu_4 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^4}{n}$  é o momento centrado na média;

$\sigma^4$  é o desvio padrão elevado a quarta potência.

Em relação à curtose, a distribuição normal é dita mesocúrtica ( $\alpha_4 = 3$ ), ou seja, nem achatada, nem alongada. As distribuições mais achatadas que a normal são ditas platicúrticas ( $\alpha_4 < 3$ ), indicando baixa concentração dos dados no centro da distribuição e as menos achatadas são ditas leptocúrticas ( $\alpha_4 > 3$ ) indicando que ocorre alta concentração de valores no centro e nas caudas.

## **3 MATERIAL E MÉTODOS**

### **3.1 Banco de Dados**

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes do controle de desenvolvimento ponderal da Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ), coletados a partir de 1970. O conjunto de dados utilizado contém os pesos ajustados para as idades 205, 365 e 550 dias de animais da raça Tabapuã de diferentes regiões de produção do Nordeste brasileiro.

Deste conjunto de dados considerou-se apenas as informações relativas às 4 regiões de produção mais representativas do Nordeste brasileiro que são Maranhão (MA), Gado-Algodão (GA), Mata e Agreste (AG) e Itapetinga-Valadares (IT). Foram eliminadas observações de animais que apresentavam pesos iguais a zero ou ausentes, ficando um total de 57.118 animais, sendo 29.918 Fêmeas e 27.200 Machos.

Na Tabela 3 apresenta-se a descrição dos dados, o número de Fêmeas e Machos em cada região de produção para as idades de 205, 365 e 550 dias.

Podemos observar que a região de produção Itapetinga-Valadares é a região que possui o maior número de observações de Machos e Fêmeas para as idades de 205, 365 e 550 dias. Já a região de produção Gado-Algodão é a região que possui o menor número de observações de Machos e Fêmeas para as idades de 205, 365 e 550 dias.

**Tabela 3:** Número de observações relativas ao peso dos animais ajustados para as idades 205, 365 e 550 dias, com o número de animais por sexo em cada região de produção (RP) da raça Tabapuã do Nordeste brasileiro.

| Idade | RP | Fêmea | Macho | Total |
|-------|----|-------|-------|-------|
| 205   | MA | 982   | 479   | 1461  |
|       | GA | 196   | 294   | 490   |
|       | AG | 1230  | 1264  | 2494  |
|       | IT | 9734  | 10108 | 19842 |
| 365   | MA | 685   | 266   | 951   |
|       | GA | 142   | 171   | 313   |
|       | AG | 948   | 852   | 1800  |
|       | IT | 7690  | 6999  | 14689 |
| 550   | MA | 609   | 242   | 851   |
|       | GA | 122   | 143   | 265   |
|       | AG | 725   | 603   | 1328  |
|       | IT | 6855  | 5779  | 12634 |
| Total |    | 29918 | 27200 | 57118 |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agrete; IT: Itapetinga-Valadares.

Na Tabela 4 podemos ver o número de Machos e Fêmeas em cada região de produção para as idades de 205, 365 e 550 dias, as estimativas de média e variância, correspondentes aos pesos ajustados de animais da raça Tabapuã.

Podemos observar que as Fêmeas apresentaram as menores médias em todas as regiões de produção para as idades de 205, 365 e 550 dias.

**Tabela 4:** Estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) e o número de observações de Fêmeas e Machos para pesos ajustados para as idades 205, 365 e 550 dias em cada região de produção (RP) do Nordeste brasileiro.

| Idade | RP | Sexo | Obs   | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ |
|-------|----|------|-------|-------------|------------------|
| 205   | MA | F    | 982   | 185,1456    | 1212,6900        |
|       |    | M    | 479   | 195,3716    | 1733,5065        |
|       | GA | F    | 196   | 174,8520    | 1157,7278        |
|       |    | M    | 294   | 191,1667    | 1375,7868        |
|       | AG | F    | 1230  | 165,9805    | 1217,3470        |
|       |    | M    | 1264  | 182,1313    | 1551,8636        |
|       | IT | F    | 9734  | 170,3220    | 762,6324         |
|       |    | M    | 10108 | 185,4303    | 947,3038         |
| 365   | MA | F    | 685   | 251,4131    | 3589,1482        |
|       |    | M    | 266   | 270,2744    | 6858,3408        |
|       | GA | F    | 142   | 241,9296    | 3820,5997        |
|       |    | M    | 171   | 293,2865    | 5167,4244        |
|       | AG | F    | 948   | 232,1793    | 2888,3315        |
|       |    | M    | 852   | 278,8627    | 4534,1234        |
|       | IT | F    | 7690  | 222,2342    | 1555,4583        |
|       |    | M    | 6999  | 252,5198    | 2322,5556        |
| 550   | MA | F    | 609   | 324,9836    | 9037,8486        |
|       |    | M    | 242   | 354,8099    | 18111,2919       |
|       | GA | F    | 122   | 328,0328    | 9795,2786        |
|       |    | M    | 143   | 416,1748    | 12762,5598       |
|       | AG | F    | 725   | 309,5697    | 6386,8867        |
|       |    | M    | 603   | 380,0299    | 11208,6898       |
|       | IT | F    | 6855  | 285,5135    | 3299,2157        |
|       |    | M    | 5779  | 334,6599    | 5349,3426        |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

### 3.2 Análises estatísticas

Para obtenção do número de observações de Fêmeas e Machos, as estimativas de médias e variâncias, a assimetria e curtose foi utilizado o procedimento UNIVARIATE do SAS (SAS, 2002).

Foi aplicado o teste de Bartlett (SAS, 2002) aos dados originais, a 1% de significância para verificar a presença de heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as 4 regiões de produção (MA, GA, AG e IT), entre as idades de 205, 365 e 550 dias e entre os sexos.

A variável resposta  $y$  (peso) foi transformada por meio da família de transformação de Box-Cox, dada pela equação:

$$y(\lambda) = \begin{cases} \frac{(y^\lambda - 1)}{\lambda}, & \text{se } \lambda \neq 0 \\ \ln y, & \text{se } \lambda = 0 \end{cases}$$

com o parâmetro de transformação  $\lambda$  estimado por máxima verossimilhança utilizando o procedimento TRANSREG (SAS, 2002), para correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre regiões de produção, idades e sexos.

Logo após a transformação de Box-Cox foi aplicado o teste de Bartlett (SAS, 2002) aos dados transformados a 1% de significância para verificar se houve correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as 4 regiões de produção (MA, GA, AG e IT), entre as idades de 205, 365 e 550 dias e entre os sexos.

A variável resposta  $y$  (peso) também foi transformada por meio da família de transformação de escala dos escores de Blom, dada pela equação:

$$S_i = \Phi^{-1} \left( \frac{i - 3/8}{n + 1/4} \right)$$

para correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as regiões de produção (MA, GA, AG e IT), entre as idades de 205, 365 e 550 dias e entre os sexos através do procedimento RANK do SAS (SAS, 2002).

Logo após a transformação em escores de Blom foi aplicado novamente o teste de Bartlett (SAS, 2002) aos dados transformados, a 1% de significância, para verificar se houve correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as 4 regiões de produção (MA, GA, AG e IT), entre as idades (205, 365 e 550 dias) e entre os sexos.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Heterogeneidade de Variâncias entre Regiões de Produção

Os resultados das transformações de Box-Cox e em escores de Blom para correção da heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção para pesos ajustados de Fêmeas estão apresentados respectivamente nas Tabelas 5 e 6.

O teste de Bartlett foi significativo (valor –  $p < 0,0001$ ) para os pesos observados ( $y_{obs}$ ), confirmando a existência de heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as regiões de produção. As estimativas de variâncias para pesos observados foram muito distintas como, por exemplo, nas regiões de produção MA ( $\hat{\sigma}^2 = 9.037,8024$ ) e IT ( $\hat{\sigma}^2 = 3.299,2134$ ) para a idade 550 dias. Com a evolução do crescimento dos animais segundo a idade verifica-se um aumento na magnitude e heterogeneidade nas variâncias das regiões, que de acordo com Freitas (2005) é denominada “inflação da variância”.

Para a transformação de Box-Cox os valores estimados para o parâmetro de transformação  $\lambda$  foram 0,63, -0,37 e -0,5 para as idades de 205, 365 e 550 dias, respectivamente. Vale resaltar que para a idade de 550 dias o valor de  $\lambda$  corresponde a transformação conhecida, a transformação inversa da raiz quadrada. Observa-se maior redução das magnitudes das variâncias para valores negativos de  $\lambda$  (Tabela 5).

As transformações de Box-Cox e em escores de Blom reduziram as estimativas de média ( $\hat{\mu}$ ) e variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), porém não foram efetivas para correção da heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção, que pelo teste de Bartlett foi significativo para pesos transformados  $y_{Box-Cox}$  e  $y_{Blom}$  (valor –  $p < 0,0001$ , Tabela 5 e 6), resultado encontrado também por Presotti et.al. (2005) para todas as pesagens e raças. A transformação em escores de Blom foi eficiente na redução dos coeficientes de assimetria e curtose (Tabela 6) concordando com resultados obtidos por Freitas (1996).



**Tabela 5:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), de pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-Cox}$ ) com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) de Fêmeas para as idades de 205, 365 e 550 dias.

| Idade | $y_{obs}/y_{Box-Cox}$ | RP | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\lambda}$ | valor – p |
|-------|-----------------------|----|-------------|------------------|-----------------|-----------|
| 205   | $y_{obs}$             | MA | 185,1456    | 1.212,6900       | -               | <0,0001   |
|       |                       | GA | 174,8520    | 1.157,7278       |                 |           |
|       |                       | AG | 165,9805    | 1.217,3470       |                 |           |
|       |                       | IT | 170,3220    | 762,6324         |                 |           |
|       | $y_{Box-Cox}$         | MA | 40,8241     | 24,4290          | 0,63            | <0,0001   |
|       |                       | GA | 39,31022    | 24,5608          |                 |           |
|       |                       | AG | 37,9541     | 27,6251          |                 |           |
|       |                       | IT | 38,6846     | 17,2455          |                 |           |
| 365   | $y_{obs}$             | MA | 251,4131    | 3.589,1492       | -               | <0,0001   |
|       |                       | GA | 241,9296    | 3.820,6049       |                 |           |
|       |                       | AG | 232,1793    | 2.888,3395       |                 |           |
|       |                       | IT | 222,2342    | 1.555,4583       |                 |           |
|       | $y_{Box-Cox}$         | MA | 2,3486      | 0,00079          | -0,37           | <0,0001   |
|       |                       | GA | 2,3425      | 0,0010           |                 |           |
|       |                       | AG | 2,3379      | 0,0009           |                 |           |
|       |                       | IT | 2,3339      | 0,0005           |                 |           |
| 550   | $y_{obs}$             | MA | 324,9836    | 9.037,8024       | -               | <0,0001   |
|       |                       | GA | 328,0328    | 9.795,2882       |                 |           |
|       |                       | AG | 309,5697    | 6.386,8836       |                 |           |
|       |                       | IT | 285,5135    | 3.299,2134       |                 |           |
|       | $y_{Box-Cox}$         | MA | 1,8859      | 0,0002           | -0,5            | <0,0001   |
|       |                       | GA | 1,8860      | 0,0003           |                 |           |
|       |                       | AG | 1,8836      | 0,0002           |                 |           |
|       |                       | IT | 1,8799      | 0,0001           |                 |           |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

**Tabela 6:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom de Fêmeas para as idades de 205, 365 e 550 dias.

| Idade | $y_{obs}/y_{Blom}$ | RP | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\alpha}_4$ | $\hat{\alpha}_3$ | valor-p |
|-------|--------------------|----|-------------|------------------|------------------|------------------|---------|
| 205   | $y_{obs}$          | MA | 185,1456    | 1.212,6900       | 1,3049           | 0,6977           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 174,8520    | 1.157,7278       | 0,9000           | 0,5442           |         |
|       |                    | AG | 165,9805    | 1.217,3470       | 0,5392           | 0,1310           |         |
|       |                    | IT | 170,3220    | 762,6324         | 0,6571           | -0,1359          |         |
|       | $y_{Blom}$         | MA | 0.4405      | 1,1386           | -0,1957          | 0,2366           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 0.0981      | 1,1938           | -0,0835          | 0,3536           |         |
|       |                    | AG | -0.1905     | 1,3452           | -0,2187          | 0,1086           |         |
|       |                    | IT | -0.0223     | 0,9134           | -0,0931          | -0,0774          |         |
| 365   | $y_{obs}$          | MA | 251,4131    | 3.589,1482       | 0,9815           | 1,1351           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 241,9296    | 3.820,5997       | -0,3325          | 0,7363           |         |
|       |                    | AG | 232,1793    | 2.888,3315       | 0,6398           | 0,7748           |         |
|       |                    | IT | 222,2342    | 1.555,4583       | 2,4180           | 1,0161           |         |
|       | $y_{Blom}$         | MA | 0,49882     | 1,1949           | -0,3376          | 0,2192           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 0,2341      | 1,5722           | -0,8761          | 0,0253           |         |
|       |                    | AG | 0,0835      | 1,196            | -0,6339          | -0,1325          |         |
|       |                    | IT | -0,0591     | 0,8927           | 0,0122           | -0,0887          |         |
| 550   | $y_{obs}$          | MA | 324,9836    | 9.037,8024       | 0,3566           | 1,0512           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 328,0328    | 9.795,2882       | -0,5936          | 0,71505          |         |
|       |                    | AG | 309,5697    | 6.386,8836       | 0,5975           | 0,8177           |         |
|       |                    | IT | 285,5135    | 3.299,2134       | 3,3499           | 1,2828           |         |
|       | $y_{Blom}$         | MA | 0,3818      | 1,4080           | -0,5146          | 0,1653           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 0,3656      | 1,6069           | -0,8522          | 0,01074          |         |
|       |                    | AG | 0,2184      | 1,3285           | -0,4234          | -0,2509          |         |
|       |                    | IT | -0,0635     | 0,8938           | -0,0074          | -0,1027          |         |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

Os resultados das transformações de Box-Cox e em escores de Blom para correção da heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção para pesos ajustados de Machos estão apresentados respectivamente nas Tabelas 7 e 8.

O teste de Bartlett também foi significativo (valor –  $p < 0,0001$ ) para os pesos observados ( $y_{obs}$ ) confirmando a existência de heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as regiões de produção.

Para a transformação de Box-Cox, os valores estimados do parâmetro de transformação  $\lambda$  foram 0,77, -0,28 e -0,05 para as idades de 205, 365 e 550 dias, respectivamente (Tabela 7).

Ao comparar as estimativas de variâncias entre regiões de produção pode-se verificar valores com diferenças maiores como, por exemplo, nas regiões de produção MA ( $\hat{\sigma}^2 = 18.111,2832$ ) e IT ( $\hat{\sigma}^2 = 5.349,3463$ ) para a idade 550 dias.

Para os pesos transformados observa-se maior redução das magnitudes das variâncias para valores negativos de  $\lambda$  (Tabela 7).

As transformações de Box-Cox e em escores de Blom não foram efetivas na correção da heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção, que pelo teste de Bartlett foi significativo para pesos transformados  $y_{Box-Cox}$  e  $y_{Blom}$  (valor –  $p < 0,0001$ , Tabela 7 e 8), mas reduziram as magnitudes de média e variância. Resultado encontrado também por Freitas (2005), que em seu trabalho obteve que a transformação de Box-Cox foi efetiva na redução da heterogeneidade de variâncias para todas as pesagens e raças.

A transformação em escores de Blom foi eficiente na redução dos coeficientes de assimetria e curtose (Tabela 8).

**Tabela 7:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) de pesos observados ( $y_{\text{obs}}$ ) e transformados ( $y_{\text{Box-Cox}}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para Machos para as idades de 205, 365 e 550 dias.

| Idade | $y_{\text{obs}}/y_{\text{Box-Cox}}$ | RP | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\lambda}$ | valor-p |
|-------|-------------------------------------|----|-------------|------------------|-----------------|---------|
| 205   | $y_{\text{obs}}$                    | MA | 195,3716    | 1.733,5060       | -               | <0,0001 |
|       |                                     | GA | 191,1667    | 1.375,7776       |                 |         |
|       |                                     | AG | 182,1313    | 1.551,8671       |                 |         |
|       |                                     | IT | 185,4303    | 947,3060         |                 |         |
|       | $y_{\text{Box-Cox}}$                | MA | 73,8271     | 149,5369         | 0,77            | <0,0001 |
|       |                                     | GA | 72,6236     | 121,2815         |                 |         |
|       |                                     | AG | 69,8549     | 141,3677         |                 |         |
|       |                                     | IT | 70,9661     | 86,4315          |                 |         |
| 365   | $y_{\text{obs}}$                    | MA | 270,2744    | 6.858,33572      | -               | <0,0001 |
|       |                                     | GA | 293,2865    | 5.167,42917      |                 |         |
|       |                                     | AG | 278,8627    | 5.167,4292       |                 |         |
|       |                                     | IT | 252,5197    | 2.322,5580       |                 |         |
|       | $y_{\text{Box-Cox}}$                | MA | 2,8159      | 0,0033           | -0,28           | <0,0001 |
|       |                                     | GA | 2,8356      | 0,0027           |                 |         |
|       |                                     | AG | 2,8254      | 0,0027           |                 |         |
|       |                                     | IT | 2,8078      | 0,00154          |                 |         |
| 550   | $y_{\text{obs}}$                    | MA | 354,8099    | 18.111,2832      | -               | <0,0001 |
|       |                                     | GA | 416,1748    | 12.762,5537      |                 |         |
|       |                                     | AG | 380,0298    | 11.208,6901      |                 |         |
|       |                                     | IT | 334,6599    | 5.349,3463       |                 |         |
|       | $y_{\text{Box-Cox}}$                | MA | 5,3284      | 0,0864           | -0,03           | <0,0001 |
|       |                                     | GA | 5,4820      | 0,0608           |                 |         |
|       |                                     | AG | 5,4053      | 0,0624           |                 |         |
|       |                                     | IT | 5,3151      | 0,0311           |                 |         |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

**Tabela 8:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre regiões de produção e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom de Machos para as idades de 205, 365 e 550 dias.

| Idade | $y_{obs}/y_{Blom}$ | RP | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\alpha}_4$ | $\hat{\alpha}_3$ | valor-p |
|-------|--------------------|----|-------------|------------------|------------------|------------------|---------|
| 205   | $y_{obs}$          | MA | 195,3716    | 1.733,5060       | 0,9113           | 0,7996           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 191,1667    | 1.375,7776       | 0,7677           | 0,5636           |         |
|       |                    | AG | 182,1313    | 1.551,8671       | 0,8788           | 0,3737           |         |
|       |                    | IT | 185,4303    | 947,3060         | 0,8758           | 0,0864           |         |
|       | $y_{Blom}$         | MA | 0,2584      | 1,3974           | -0,4473          | 0,2914           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 0,1544      | 1,2077           | -0,3847          | 0,1704           |         |
|       |                    | AG | -0,1167     | 1,4027           | -0,3507          | 0,0822           |         |
|       |                    | IT | -0,0021     | 0,9191           | -0,0013          | -0,0535          |         |
| 365   | $y_{obs}$          | MA | 270,2744    | 6.858,3357       | 0,5978           | 1,1586           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 293,2865    | 5.167,4292       | -0,5079          | 0,2791           |         |
|       |                    | AG | 278,8627    | 4.534,1304       | 0,0196           | 0,4205           |         |
|       |                    | IT | 252,5198    | 2.322,5580       | 2,2384           | 0,9913           |         |
|       | $y_{Blom}$         | MA | 0,0933      | 1,8026           | -0,6476          | 0,4562           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 0,5676      | 1,4590           | -0,6086          | -0,4639          |         |
|       |                    | AG | 0,3449      | 1,4274           | -0,4823          | -0,4023          |         |
|       |                    | IT | -0,0594     | 0,8800           | 0,1238           | -0,0607          |         |
| 550   | $y_{obs}$          | MA | 354,8099    | 18.111,2832      | 0,2588           | 1,0737           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 416,1748    | 12.762,5537      | -0,6991          | -0,0837          |         |
|       |                    | AG | 380,0298    | 11.208,6901      | 0,1031           | 0,3748           |         |
|       |                    | IT | 334,6599    | 5.349,3463       | 2,6035           | 1,1412           |         |
|       | $y_{Blom}$         | MA | -0,0578     | 2,1423           | -0,7002          | 0,4357           | <0,0001 |
|       |                    | GA | 0,7200      | 1,5318           | -0,3950          | -0,8042          |         |
|       |                    | AG | 0,3892      | 1,4235           | -0,1505          | -0,4971          |         |
|       |                    | IT | -0,0560     | 0,8630           | 0,0618           | -0,0513          |         |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

De acordo com as Tabelas 5, 6, 7 e 8, verifica-se que as transformações em escores de Blom e de Box-Cox não foram eficientes na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre regiões de produção de pesos ajustados de Machos e Fêmeas para as idades de 205, 365 e 550 dias. Acredita-se que tal resultado se deve ao fato de que outros fatores que causam heterogeneidade de variância entre regiões de produção não foram levados em consideração como os tipos de manejo e a variabilidade genética dos animais dentro das regiões.

## 4.2 Heterogeneidade de Variâncias entre Idades

Os resultados das transformações de Box-Cox e em escores de Blom para correção da heterogeneidade de variâncias entre idades para pesos ajustados de Fêmeas são apresentados respectivamente nas Tabelas 9 e 10.

O teste de Bartlett foi significativo (valor  $-p < 0,0001$ ) para as quatro regiões de produção (MA, GA, AG e IT) comprovando a existência de heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as idades (205, 365 e 550 dias), para os pesos observados ( $y_{obs}$ ).

Para as regiões de produção MA, GA, AG e IT, os valores estimados do parâmetro de transformação  $\lambda$ , utilizados na transformação de Box-Cox foram, respectivamente, -0,70, -0,56, -0,09 e -0,10 (Tabela 9).

A transformação de Box-Cox foi efetiva na correção da heterogeneidade de variâncias entre idades para as regiões de produção MA e GA, sendo o teste de Bartlett não significativo para estas regiões de produção (valor  $-p = 0,447$  e  $0,6510$ , respectivamente, Tabela 9).

No entanto para as regiões de produção AG e IT a transformação de Box-Cox foi efetiva sendo confirmada pelo teste de Bartlett que foi significativo (valor  $-p = 0,0053$  e valor  $-p < 0,0001$  respectivamente). Resultado encontrado também por Carneiro (2012), em que as estratégias de transformação dos dados não foram eficientes para eliminar os efeitos da heterogeneidade entre rebanhos sobre a avaliação genética de touros, vacas e progênies.

A transformação em escores de Blom foi eficiente na redução dos coeficientes de assimetria e curtose e na correção da heterogeneidade de variâncias entre idades, para as regiões de produção GA e AG, com o resultado do teste de Bartlett não significativo para estas regiões de produção (valor  $-p = 0,6783$  e  $0,0166$ , respectivamente, Tabela 10).

Para as regiões de produção MA e IT, o teste de Bartlett foi significativo (valor  $-p = 0,00618$  e valor  $-p < 0,0001$ , respectivamente), confirmado que a transformação em escores de Blom não foi eficiente para correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as idades nestas regiões.

**Tabela 9:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre idades (205, 365 e 550 dias) e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) para pesos observados ( $\mathbf{y}_{\text{obs}}$ ) e transformados ( $\mathbf{y}_{\text{Box-Cox}}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\lambda$ ) para Fêmeas nas quatro regiões de produção (RP).

| RP | $y_{\text{obs}}/y_{\text{Box-Cox}}$ | Idade | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\lambda}$ | valor-p       |
|----|-------------------------------------|-------|-------------|------------------|-----------------|---------------|
| MA | $y_{\text{obs}}$                    | 205   | 185,1456    | 1.212,6893       |                 |               |
|    |                                     | 365   | 251,4131    | 3.589,1492       | -               | <0,0001       |
|    |                                     | 550   | 324,9836    | 9.037,8024       |                 |               |
|    | $y_{\text{Box-Cox}}$                | 205   | 1,3909      | 0,000023         |                 |               |
|    |                                     | 365   | 1,3976      | 0,000021         | -0,70           | <b>0,4476</b> |
|    |                                     | 550   | 1,4025      | 0,000022         |                 |               |
| GA | $y_{\text{obs}}$                    | 205   | 174,8520    | 1.157,7267       |                 |               |
|    |                                     | 365   | 241,9296    | 3.820,6049       | -               | <0,0001       |
|    |                                     | 550   | 328,0328    | 9.795,2882       |                 |               |
|    | $y_{\text{Box-Cox}}$                | 205   | 1,6851      | 0,000116         |                 |               |
|    |                                     | 365   | 1,70091     | 0,000130         | -0,56           | <b>0,6510</b> |
|    |                                     | 550   | 1,7135      | 0,000131         |                 |               |
| AG | $y_{\text{obs}}$                    | 205   | 165,9805    | 1.217,3487       |                 |               |
|    |                                     | 365   | 232,1793    | 2.888,3395       | -               | <0,0001       |
|    |                                     | 550   | 309,5697    | 6.386,8836       |                 |               |
|    | $y_{\text{Box-Cox}}$                | 205   | 4,0818      | 0,0186           |                 |               |
|    |                                     | 365   | 4,2889      | 0,0192           | -0,09           | 0,0053        |
|    |                                     | 550   | 4,4592      | 0,0228           |                 |               |
| IT | $y_{\text{obs}}$                    | 205   | 170,3220    | 762,6322         |                 |               |
|    |                                     | 365   | 222,2342    | 1.555,4549       | -               | <0,0001       |
|    |                                     | 550   | 285,5135    | 3.299,2133       |                 |               |
|    | $y_{\text{Box-Cox}}$                | 205   | 4,0086      | 0,0102           |                 |               |
|    |                                     | 365   | 4,1651      | 0,0099           | -0,10           | <0,0001       |
|    |                                     | 550   | 4,3072      | 0,0117           |                 |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.



**Tabela 10:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre idades (205, 365 e 550 dias) e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom de Fêmeas nas quatro regiões de produção (RP).

| RP | $y_{obs}/y_{Blom}$ | Idade | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\alpha}_4$ | $\hat{\alpha}_3$ | valor-p       |
|----|--------------------|-------|-------------|------------------|------------------|------------------|---------------|
| MA | $y_{obs}$          | 205   | 185,1456    | 1.212,6893       | 2,0460           | 0,9785           | <0,0001       |
|    |                    | 365   | 251,4131    | 3.589,1492       | 0,9815           | 1,1351           |               |
|    |                    | 550   | 324,9836    | 9.037,8024       | 0,3566           | 1,0512           |               |
|    | $y_{Blom}$         | 205   | -0,7699     | 0,5213           | 0,26490          | -0,24316         | 0,0062        |
|    |                    | 365   | 0,2634      | 0,4169           | -0,2837          | 0,1687           |               |
|    |                    | 550   | 0,9451      | 0,4953           | 0,64374          | 0,39094          |               |
| GA | $y_{obs}$          | 205   | 174,8520    | 1.157,7267       | 1,2493           | 0,80970          | <0,0001       |
|    |                    | 365   | 241,9296    | 3.820,6049       | -0,3325          | 0,7363           |               |
|    |                    | 550   | 328,0328    | 9.795,2882       | -0,5936          | 0,7151           |               |
|    | $y_{Blom}$         | 205   | -0,7634     | 0,5033           | 0,1260           | -0,3448          | <b>0,6783</b> |
|    |                    | 365   | 0,2230      | 0,4417           | -0,2397          | -0,2049          |               |
|    |                    | 550   | 0,9669      | 0,4988           | 0,1539           | 0,3709           |               |
| AG | $y_{obs}$          | 205   | 165,9805    | 1.217,3487       | 0,8929           | 0,4263           | <0,0001       |
|    |                    | 365   | 232,1793    | 2.888,3395       | 0,6398           | 0,7748           |               |
|    |                    | 550   | 309,5697    | 6.386,8836       | 0,5975           | 0,8177           |               |
|    | $y_{Blom}$         | 205   | -0,7802     | 0,4815           | 0,2475           | -0,4081          | <b>0,0166</b> |
|    |                    | 365   | 0,2342      | 0,4163           | 0,4475           | -0,1381          |               |
|    |                    | 550   | 1,0173      | 0,7064           | 0,4990           | 1,4683           |               |
| IT | $y_{obs}$          | 205   | 170,3220    | 762,6322         | 0,6664           | 0,1056           | <0,0001       |
|    |                    | 365   | 222,2342    | 1.555,4549       | 2,4180           | 1,0161           |               |
|    |                    | 550   | 285,5135    | 3.299,2133       | 3,3499           | 1,2828           |               |
|    | $y_{Blom}$         | 205   | -0,8403     | 0,4407           | 0,3900           | -0,5113          | <0,0001       |
|    |                    | 365   | 0,1591      | 0,3759           | 1,7073           | 0,0030           |               |
|    |                    | 550   | 1,0147      | 0,4326           | 1,2274           | 0,2267           |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

Os resultados das transformações de Box-Cox e em escores de Blom para correção da heterogeneidade de variâncias entre idades para pesos ajustados de Machos são apresentados nas Tabelas 11 e 12, respectivamente.

A existência de heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre as idades (205, 365 e 550 dias), para os pesos observados ( $y_{obs}$ ), foi confirmada pelo teste de Bartlett (valor –  $p < 0,0001$ ) nas quatro regiões de produção (MA, GA, AG e IT).

Os valores estimados do parâmetro de transformação  $\lambda$  utilizados na transformação de Box-Cox foram -0,70, -0,31, -0,02 e -0,09 para as regiões de produção MA, GA, AG e IT, respectivamente (Tabela 11).

Para a região de produção MA, a transformação de Box-Cox foi eficiente, sendo comprovada pelo teste de Bartlett que foi não significativo (valor –  $p = 0,0953$ ).

No entanto o teste de Bartlett foi significativo para a região de produção GA (valor –  $p = 0,0075$ ) e para as regiões de produção AG e IT (valor –  $p < 0,0001$ ), portanto a transformação de Box-Cox não foi efetiva na correção da heterogeneidade de variâncias entre idades nestas regiões de produção porém reduziu a magnitude das variâncias, resultado encontrado também por Lúcio (2011) em experimentos com a cultura do pimentão.

A transformação em escores de Blom foi eficiente na redução dos coeficientes de assimetria e curtose e na correção da heterogeneidade de variâncias entre idades, para a região de produção MA, com valor –  $p = 0,3029$  para o teste de Bartlett. Porém para as regiões de produção GA, AG e IT, a transformação em escores de Blom não foi eficiente, com o teste de Bartlett significativo (valor –  $p = 0,0026$  e valor –  $p < 0,0001$ ) para estas regiões, respectivamente (Tabela 12).

Ao comparar as estimativas de variâncias entre idades verifica-se valores que apresentam diferenças na magnitude, por exemplo, para as idades 205 dias ( $\hat{\sigma}^2 = 1.733,5060$ ) e 550 dias ( $\hat{\sigma}^2 = 18.111,2832$ ) na região de produção MA.

**Tabela 11:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre idades (205, 365 e 550 dias) e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-Cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para Machos nas quatro regiões de produção (RP).

| RP | $y_{obs}/y_{Box-Cox}$ | Idade | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\lambda}$ | valor-p       |
|----|-----------------------|-------|-------------|------------------|-----------------|---------------|
| MA | $y_{obs}$             | 205   | 195,3716    | 1.733,5060       | -               | <0,0001       |
|    |                       | 365   | 270,2744    | 6.858,3357       |                 |               |
|    |                       | 550   | 354,8099    | 18.111,2832      |                 |               |
|    | $y_{Box-Cox}$         | 205   | 1,3921      | 0,000028         | -0,7            | <b>0,0953</b> |
|    |                       | 365   | 1,3988      | 0,000030         |                 |               |
|    |                       | 550   | 1,4033      | 0,000036         |                 |               |
| GA | $y_{obs}$             | 205   | 191,1667    | 1.375,7776       | -               | <0,0001       |
|    |                       | 365   | 293,2865    | 5.167,42917      |                 |               |
|    |                       | 550   | 416,1748    | 12.762,5537      |                 |               |
|    | $y_{Box-Cox}$         | 205   | 2,5880      | 0,00147          | -0,31           | 0,0075        |
|    |                       | 365   | 2,6645      | 0,00194          |                 |               |
|    |                       | 550   | 2,7200      | 0,00224          |                 |               |
| AG | $y_{obs}$             | 205   | 182,1313    | 1.551,8671       | -               | <0,0001       |
|    |                       | 365   | 278,8627    | 4.534,1304       |                 |               |
|    |                       | 550   | 380,0299    | 11.208,6901      |                 |               |
|    | $y_{Box-Cox}$         | 205   | 4,9209      | 0,0403           | -0,02           | <0,0001       |
|    |                       | 365   | 5,2984      | 0,0480           |                 |               |
|    |                       | 550   | 5,5635      | 0,0700           |                 |               |
| IT | $y_{obs}$             | 205   | 185,4303    | 947,3060         | -               | <0,0001       |
|    |                       | 365   | 252,5198    | 2.322,5580       |                 |               |
|    |                       | 550   | 334,6599    | 5.349,3463       |                 |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | 205   | 4,1570      | 0,0119           | -0,09           | <0,0001       |
|    |                       | 365   | 4,3458      | 0,0126           |                 |               |
|    |                       | 550   | 4,5119      | 0,0155           |                 |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

**Tabela 12:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre idades (205, 365 e 550 dias) e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom de Machos nas quatro regiões de produção (RP).

| RP | $y_{obs}/y_{Blom}$ | Idade | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\alpha}_4$ | $\hat{\alpha}_3$ | valor-p       |
|----|--------------------|-------|-------------|------------------|------------------|------------------|---------------|
| MA | $y_{obs}$          | 205   | 195,3716    | 1.733,5060       | 0,9113           | 0,7996           | <b>0,3029</b> |
|    |                    | 365   | 270,2744    | 6.858,3357       | 0,5978           | 1,1586           |               |
|    |                    | 550   | 354,8099    | 18.111,2832      | 0,2589           | 1,0738           |               |
|    | $y_{Blom}$         | 205   | -0,6347     | 0,5776           | -0,1512          | -0,2139          |               |
|    |                    | 365   | 0,3103      | 0,5123           | 0,1647           | -0,0973          |               |
|    |                    | 550   | 0,9153      | 0,6205           | 2,1649           | -0,2404          |               |
| GA | $y_{obs}$          | 205   | 191,1667    | 1.375,7776       | 0,7677           | 0,5636           | <0,0001       |
|    |                    | 365   | 293,2865    | 5.167,4292       | -0,5079          | 0,2791           |               |
|    |                    | 550   | 416,1748    | 12.762,5537      | -0,6991          | -0,0837          |               |
|    | $y_{Blom}$         | 365   | -0,7342     | 0,4526           | 0,1802           | -0,6088          |               |
|    |                    | 365   | 0,3338      | 0,2923           | 0,7916           | -0,7908          |               |
|    |                    | 550   | 1,1104      | 0,4775           | -0,2801          | 0,1324           |               |
| AG | $y_{obs}$          | 205   | 182,1313    | 1.551,8671       | 0,8788           | 0,3737           | <0,0001       |
|    |                    | 365   | 278,8627    | 4.534,1304       | 0,0196           | 0,4205           |               |
|    |                    | 550   | 380,0299    | 11.208,6901      | 0,1031           | 0,3748           |               |
|    | $y_{Blom}$         | 205   | -0,7473     | 0,43942          | 0,43942          | -0,5451          |               |
|    |                    | 365   | 0,3477      | 0,3467           | 0,4885           | -0,43067         |               |
|    |                    | 550   | 1,0753      | 0,5949           | 4,3398           | -0,7320          |               |
| IT | $y_{obs}$          | 205   | 185,4303    | 947,3060         | 0,8758           | 0,0864           | <0,0001       |
|    |                    | 365   | 252,5198    | 2.322,5580       | 2,2385           | 0,9913           |               |
|    |                    | 550   | 334,6599    | 5.349,3463       | 2,6035           | 1,1412           |               |
|    | $y_{Blom}$         | 205   | -0,7973     | 0,4296           | 0,4609           | -0,6180          |               |
|    |                    | 365   | 0,25149     | 0,3371           | 1,8268           | -0,1481          |               |
|    |                    | 550   | 1,0899      | 0,4231           | 2,0496           | 0,0650           |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

De acordo com as Tabelas 9, 10, 11 e 12 verificou-se que a transformação de Box-Cox apresentou resultados positivos na correção da heterogeneidade de variâncias entre idades para pesos ajustados de Fêmeas nas regiões de produção Maranhão (MA) e Gado-Algodão (GA), e para pesos ajustados de Machos na região de produção Maranhão (MA).

Enquanto a transformação em escores de Blom foi eficiente na redução dos coeficientes de assimetria e curtose e na correção da heterogeneidade de variâncias entre idades nas regiões de produção Gado-Algodão (GA) e Mata-Agrete (AG) para pesos ajustados de Fêmeas e para a região de produção Maranhão (MA) para pesos ajustados de Machos.

### 4.3 Heterogeneidade de Variâncias entre Sexos

Os resultados das transformações de Box-Cox e em escores de Blom para correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos para a idade de 205 dias são apresentados nas Tabelas 13 e 14, respectivamente.

O teste de Bartlett foi não significativo para a região de produção GA (valor –  $p = 0,1900$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ), portanto nesta região de produção as variâncias entre sexos são homogêneas para a idade de 205 dias. No entanto o teste de Bartlett foi significativo para a região de produção MA (valor –  $p = 0,0099$ ) e para as regiões de produção AG e IT (valor –  $p < 0,0001$ ), confirmando a existência de heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre os sexos para pesos observados ( $y_{obs}$ ), Tabela 13.

Os valores estimados para o parâmetro de transformação  $\lambda$  utilizados na transformação de Box-Cox (Tabela 13) foram -0,34, 0, 0,5 e 0,84 para as regiões de produção MA, GA, AG e IT, respectivamente. Vale resaltar que para a região de produção GA o valor do parâmetro de transformação  $\lambda$  corresponde à transformação conhecida, a transformação logaritmo natural, e para a região de produção AG, a transformação raiz quadrada.

A transformação de Box-Cox não foi efetiva na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos, para as regiões de produção MA, AG e IT, pois o teste de Bartlett foi significativo (valor –  $p = 0,0019$ ;  $0,0059$ ;  $0,0001$ , respectivamente, Tabela 13). Estando de acordo com Torres et al. (1999) que verificaram que as transformações logaritmo e raiz quadrada não estabilizaram os componentes de variância de touros, vacas e do resíduo.

A transformação em escores de Blom foi eficiente na redução dos coeficientes de assimetria e curtose concordando com os resultados de Freitas (1996). Para as regiões de produção MA, AG e IT, a transformação em escores de Blom não foi efetiva, pois o teste de Bartlett foi significativo (valor –  $p = 0,0075$ ;  $0,0090$  e valor –  $p < 0,0001$ , respectivamente, Tabela 14).

Observa-se maior redução das magnitudes das variâncias para valores negativos de  $\lambda$  para pesos transformados (Tabela 13).

**Tabela 13:** Resultado do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para a idade de 205 dias nas 4 regiões de produção (RP).

| RP | $y_{obs}/y_{Box-cox}$ | Sexo | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\lambda}$ | valor-p       |
|----|-----------------------|------|-------------|------------------|-----------------|---------------|
| MA | $y_{obs}$             | F    | 185,1456    | 1.212,6893       | -               | 0,0099        |
|    |                       | M    | 195,3716    | 1.733,5065       |                 |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | F    | 2,4390      | 0,0009           | -0,34           | 0,0019        |
|    |                       | M    | 2,4470      | 0,0012           |                 |               |
| GA | $y_{obs}$             | F    | 174,8520    | 1.157,7267       | -               | <b>0,1900</b> |
|    |                       | M    | 191,1667    | 1.375,7776       |                 |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | F    | 5,1458      | 0,0362           | 0               | <b>0,8155</b> |
|    |                       | M    | 5,2346      | 0,0373           |                 |               |
| AG | $y_{obs}$             | F    | 165,9804    | 1.217,3486       | -               | <0,0001       |
|    |                       | M    | 182,1313    | 1.551,8671       |                 |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | F    | 23,6239     | 7,3431           | 0,5             | 0,0059        |
|    |                       | M    | 24,8318     | 8,5832           |                 |               |
| IT | $y_{obs}$             | F    | 170,3219    | 762,6321         | -               | <0,0001       |
|    |                       | M    | 185,4302    | 947,3060         |                 |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | F    | 87,7725     | 147,8878         | 0,84            | <0,0001       |
|    |                       | M    | 94,3469     | 178,9986         |                 |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

**Tabela 14:** Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom para a idade de 205 dias nas 4 regiões de produção (RP).

| RP | $y_{obs}/y_{Blom}$ | Sexo | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\alpha}_4$ | $\hat{\alpha}_3$ | valor-p       |
|----|--------------------|------|-------------|------------------|------------------|------------------|---------------|
| MA | $y_{obs}$          | F    | 185,1456    | 1.212,6900       | 2,0460           | 0,9784           | 0,0099        |
|    |                    | M    | 195,3716    | 1.733,5065       | 0,9113           | 0,7996           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,0801     | 0,9154           | 0,1412           | 0,0374           | 0,0075        |
|    |                    | M    | 0,1643      | 1,1279           | -0,2425          | -0,1455          |               |
| GA | $y_{obs}$          | F    | 174,8520    | 1.157,7267       | 1,2493           | 0,8097           | <b>0,1900</b> |
|    |                    | M    | 191,1666    | 1.375,7775       | 0,7676           | 0,5636           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,2744     | 0,92522          | 0,2839           | 0,1677           | <b>0,7832</b> |
|    |                    | M    | 0,1829      | 0,9592           | -0,0638          | -0,1178          |               |
| AG | $y_{obs}$          | F    | 165,9804    | 1.217,3486       | 0,8929           | 0,42630          | <0,0001       |
|    |                    | M    | 182,1313    | 1.551,8671       | 0,8788           | 0,3737           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,2154     | 0,8823           | 0,2926           | 0,0453           | 0,0090        |
|    |                    | M    | 0,2096      | 1,0231           | -0,1404          | -0,1204          |               |
| IT | $y_{obs}$          | F    | 170,3219    | 762,6321         | 0,6663           | 0,1055           | <0,0001       |
|    |                    | M    | 185,4302    | 947,3060         | 0,87583          | 0,0863           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,2563     | 0,8571           | 0,0973           | 0,0453           | <0,0001       |
|    |                    | M    | 0,2468      | 1,0128           | 0,0849           | -0,1459          |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.



Os resultados das transformações de Box-Cox e em escores de Blom para correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos para a idade de 365 dias são apresentados nas Tabelas 15 e 16, respectivamente.

De acordo com os resultados, a existência de heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre os sexos, para os pesos observados ( $y_{obs}$ ) foi confirmada pelo teste de Bartlett que foi significativo (valor –  $p < 0,0001$ ) para as regiões de produção MA, AG e IT. No entanto, para a região de produção GA o teste de Bartlett foi não significativo (valor –  $p = 0,0630$ ), confirmando a homogeneidade de variâncias entre sexos para a idade de 365 dias, não sendo necessário a transformação. Os valores estimados do parâmetro de transformação  $\lambda$  utilizados na transformação de Box-Cox foram -1, -0,06, 0 e -0,27 para as regiões de produção MA, GA, AG e IT, respectivamente. Vale resaltar que para a região de produção MA o valor do parâmetro  $\lambda$  corresponde a transformação conhecida, a transformação inversa, e para a região de produção AG, a transformação logaritmo natural (Tabela 15).

A transformação de Box-Cox foi eficiente em corrigir a heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos, para a região de produção AG confirmado pelo teste de Bartlett que foi não significativo (valor –  $p = 0,0180$ ). O teste de Bartlett foi significativo para a região de produção MA (valor –  $p = 0,0004$ ) e para a região de produção IT (valor –  $p = 0,0008$ ), afirmando que a transformação de Box-Cox não foi efetiva na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos, nestas regiões para a idade de 365 dias. Resultado encontrado também por Tapia et al. (2011), em que a transformação de Box-Cox com  $\lambda = 1/2$  atenuou, mas não removeu toda a heterogeneidade da variância residual e fenotípica da produção de leite.

A transformação em escores de Blom foi eficiente na redução dos coeficientes de assimetria e curtose e na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos, para as regiões de produção AG e IT, com o teste de Bartlett não significativo (valor –  $p = 0,0198$  e  $0,0497$ , respectivamente). Para a região de produção MA, a transformação em escores de Blom não foi efetiva na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos com o teste de Bartlett significativo (valor –  $p = 0,0005$ ) para esta região (Tabela 16), porem reduziu a magnitude das variâncias, resultado encontrado também por Freitas (2005) para todas as pesagens e raças.

**Tabela 15:** Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) para pesos observados ( $y_{\text{obs}}$ ) e transformados ( $y_{\text{Box-Cox}}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para a idade de 365 dias nas 4 regiões de produção (RP).

| RP | $y_{\text{obs}}/y_{\text{Box-Cox}}$ | Sexo | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\lambda}$ | valor-p       |
|----|-------------------------------------|------|-------------|------------------|-----------------|---------------|
| MA | $y_{\text{obs}}$                    | F    | 251,4131    | 3.589,1492       | -               | <0,0001       |
|    |                                     | M    | 270,2744    | 6.858,3357       | -               |               |
|    | $y_{\text{Box-Cox}}$                | F    | 0,9958      | 0,0069           | -1              | 0,0005        |
|    |                                     | M    | 0,9960      | 0,0027           | -               |               |
| GA | $y_{\text{obs}}$                    | F    | 241,9296    | 3.820,5997       | -               | <b>0,0630</b> |
|    |                                     | M    | 293,2865    | 5.167,4244       | -               |               |
|    | $y_{\text{Box-Cox}}$                | F    | 4,6530      | 0,0312           | -0,06           | <b>0,8765</b> |
|    |                                     | M    | 4,7909      | 0,0320           | -               |               |
| AG | $y_{\text{obs}}$                    | F    | 232,1793    | 2.888,3395       | -               | <0,0001       |
|    |                                     | M    | 278,8626    | 4.534,1303       | -               |               |
|    | $y_{\text{Box-Cox}}$                | F    | 5,4218      | 0,0510           | 0               | <b>0,0143</b> |
|    |                                     | M    | 5,6013      | 0,0600           | -               |               |
| IT | $y_{\text{obs}}$                    | F    | 222,2342    | 1.555,4549       | -               | <0,0001       |
|    |                                     | M    | 252,5197    | 2.322,5580       | -               |               |
|    | $y_{\text{Box-Cox}}$                | F    | 2,8383      | 0,0016           | -0,27           | 0,0008        |
|    |                                     | M    | 2,8669      | 0,0017           | -               |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

**Tabela 16:** Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom para a idade de 365 dias nas 4 regiões de produção (RP).

| RP | $y_{obs}/y_{Blom}$ | Sexo | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\alpha}_4$ | $\hat{\alpha}_3$ | valor-p       |
|----|--------------------|------|-------------|------------------|------------------|------------------|---------------|
| MA | $y_{obs}$          | F    | 251,4131    | 3.589,1482       | 0,9815           | 1,1351           | <0,0001       |
|    |                    | M    | 270,2744    | 6.858,3408       | 0,5977           | 1,1585           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,0568     | 0,8845           | -0,1715          | -0,1680          | 0,0004        |
|    |                    | M    | 0,1465      | 1,2594           | -0,2006          | 0,1382           |               |
| GA | $y_{obs}$          | F    | 241,9296    | 3.820,5997       | -0,3325          | 0,7363           | <b>0,0630</b> |
|    |                    | M    | 293,2865    | 5.167,4244       | -0,5079          | 0,2790           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,3893     | 0,8510           | -0,2319          | 0,0127           | <b>0,8254</b> |
|    |                    | M    | 0,3232      | 0,8818           | 0,1196           | -0,0288          |               |
| AG | $y_{obs}$          | F    | 232,1793    | 2.888,3395       | 0,6397           | 0,77480          | <0,0001       |
|    |                    | M    | 278,8626    | 4.534,1303       | 0,01964          | 0,4205           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,3342     | 0,8096           | 0,0548           | -0,0098          | <b>0,0198</b> |
|    |                    | M    | 0,3719      | 0,9459           | 0,1634           | -0,1675          |               |
| IT | $y_{obs}$          | F    | 222,2342    | 1.555,4549       | 2,4179           | 1,0161           | <0,0001       |
|    |                    | M    | 252,5197    | 2.322,5580       | 0,9913           | 2,2384           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,3241     | 0,86491          | 0,1382           | 0,1238           | <b>0,0497</b> |
|    |                    | M    | 0,3561      | 0,9054           | -0,1862          | 0,3603           |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

Os resultados das transformações de Box-Cox e em escores de Blom para correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos para a idade de 550 dias são apresentados nas Tabelas 17 e 18, respectivamente.

De acordo com os resultados, a existência de heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre os sexos, para os pesos observados ( $y_{obs}$ ) foi confirmada pelo teste de Bartlett que foi significativo (valor –  $p < 0,0001$ ) para as regiões de produção MA, AG e IT. Para a região de produção GA o teste de Bartlett foi não significativo (valor –  $p = 0,1331$ ), portanto para esta região de produção, as variâncias entre sexos são homogêneas para a idade de 550 dias, não sendo necessário fazer a transformação.

Os valores estimados do parâmetro de transformação  $\lambda$  utilizado na transformação de Box-Cox foram -0,5, 0, 0,27 e -0,27 para as regiões de produção MA, GA, AG e IT, respectivamente. Vale resaltar que para a região de produção MA o valor de  $\lambda$  corresponde a transformação conhecida, a transformação inversa da raiz quadrada e para a região de produção GA temos a transformação logaritmo natural (Tabela 17).

A transformação de Box-Cox foi eficiente em corrigir a heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos, para a região de produção MA confirmado pelo teste de Bartlett não significativo (valor –  $p = 0,0159$ ). Porém não foi efetiva na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos, para as regiões de produção AG e IT com o teste de Bartlett significativo (valor –  $p = 0,0034$ , e  $0,0059$ , respectivamente).

A transformação em escores de Blom foi eficiente na redução dos coeficientes de assimetria e curtose e na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos, para a região de produção IT, (valor –  $p = 0,0427$ ). Para a região de produção MA e AG, a transformação em escores de Blom não foi efetiva na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre sexos, com o teste de Bartlett significativo (valor –  $p = 0,0067$  e  $0,0019$ , respectivamente, Tabela 18). Segundo Freitas (1996) os coeficientes de assimetria e de curtose foram praticamente nulos, após a transformação de Blom.

**Tabela 17:** Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Box-cox}$ ), com respectivas estimativas para o parâmetro de transformação ( $\hat{\lambda}$ ) para a idade de 550 dias nas 4 regiões de produção (RP).

| RP | $y_{obs}/y_{Box-cox}$ | Sexo | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\lambda}$ | valor-p       |               |
|----|-----------------------|------|-------------|------------------|-----------------|---------------|---------------|
| MA | $y_{obs}$             | F    | 324,9836    | 9.037,8024       | -               | <0,0001       |               |
|    |                       | M    | 354,8099    | 18.111,2832      |                 |               |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | F    | 1,8859      | 0,0002           | - 0,5           |               | <b>0,0159</b> |
|    |                       | M    | 1,8887      | 0,0004           |                 |               |               |
| GA | $y_{obs}$             | F    | 328,0328    | 9.795,2882       | -               | <b>0,1331</b> |               |
|    |                       | M    | 416,1748    | 12.762,5537      |                 |               |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | F    | 5,7504      | 0,0842           | 0               |               | <b>0,8609</b> |
|    |                       | M    | 5,9905      | 0,0868           |                 |               |               |
| AG | $y_{obs}$             | F    | 309,5697    | 6.386,8836       | -               | <0,0001       |               |
|    |                       | M    | 380,0299    | 11.208,6901      |                 |               |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | F    | 13,6107     | 1,3972           | 0,27            |               | 0,0034        |
|    |                       | M    | 14,5654     | 2,0346           |                 |               |               |
| IT | $y_{obs}$             | F    | 285,5135    | 3.299,2134       | -               | <0,0001       |               |
|    |                       | M    | 334,6599    | 5.349,3463       |                 |               |               |
|    | $y_{Box-cox}$         | F    | 2,8939      | 0,0017           | -0,27           |               | 0,0059        |
|    |                       | M    | 2,9269      | 0,0019           |                 |               |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

**Tabela 18:** Resultados do teste de Bartlett para heterogeneidade de variâncias entre sexos e estimativas da média ( $\hat{\mu}$ ), variância ( $\hat{\sigma}^2$ ), curtose ( $\hat{\alpha}_4$ ) e assimetria ( $\hat{\alpha}_3$ ) para pesos observados ( $y_{obs}$ ) e transformados ( $y_{Blom}$ ) por escores de Blom para a idade de 550 dias nas 4 regiões de produção (RP).

| RP | $y_{obs}/y_{Blom}$ | Sexo | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}^2$ | $\hat{\alpha}_4$ | $\hat{\alpha}_3$ | valor-p       |
|----|--------------------|------|-------------|------------------|------------------|------------------|---------------|
| MA | $y_{obs}$          | F    | 324,9836    | 9.037,8124       | 0,3566           | 1,0512           | <0,0001       |
|    |                    | M    | 354,8099    | 18.111,2919      | 0,2589           | 1,0738           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,0550     | 0,8392           | -0,3487          | -0,1365          | 0,0067        |
|    |                    | M    | 0,1385      | 1,3697           | -0,1264          | 0,0267           |               |
| GA | $y_{obs}$          | F    | 328,0328    | 9.795,2882       | -0,5936          | 0,7151           | <b>0,1331</b> |
|    |                    | M    | 416,1748    | 12.762,5537      | -0,6991          | -0,0837          |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,3882     | 0,7637           | 0,2463           | 0,0034           | <b>0,2149</b> |
|    |                    | M    | 0,3312      | 0,9499           | -0,0151          | -0,1906          |               |
| AG | $y_{obs}$          | F    | 309,5697    | 6.386,8836       | 0,5975           | 0,8177           | <0,0001       |
|    |                    | M    | 380,0299    | 11.208,6901      | 0,1031           | 0,3748           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,3166     | 0,7804           | -0,1809          | 0,0407           | 0,0019        |
|    |                    | M    | 0,3807      | 0,9942           | 0,5184           | -0,2982          |               |
| IT | $y_{obs}$          | F    | 285,5135    | 3.299,2134       | 3,3499           | 1,2828           | <0,0001       |
|    |                    | M    | 334,6599    | 5.349,3463       | 2,6035           | 1,1412           |               |
|    | $y_{Blom}$         | F    | -0,3429     | 0,8400           | 0,1488           | 0,1687           | <b>0,0427</b> |
|    |                    | M    | 0,4068      | 0,8841           | 0,6611           | -0,2734          |               |

MA: Maranhão; GA: Gado Algodão; AG: Mata-Agreste; IT: Itapetinga-Valadares.

De acordo com as Tabelas 13, 14, 15, 16, 17 e 18, verificou-se que a região de produção Gado-Algodão (GA) apresentou homogeneidade de variâncias entre sexos para todas as idades (205, 365 e 550 dias), não sendo necessário utilizar transformações. A transformação de Box-Cox foi eficiente na correção da heterogeneidade de variâncias entre sexos para a região de produção Mata-Agrete (AG) para a idade de 365 dias e para a região de produção Maranhão (MA) aos 550 dias.

Enquanto a transformação em escores de Blom foi efetiva nas regiões de produção Mata-Agrete (AG) e Itapetinga-Valadares (IT) para a idade de 365 dias e na região de produção Itapetinga-Valadares (IT) para a idade de 550 dias.

## 5 CONCLUSÕES

A transformação em escores de Blom mostrou-se mais adequada do que a transformação de Box-Cox para a correção da heterogeneidade de variância entre os fatores regiões de produção, idades e sexos, uma vez que apresentou um maior número de resultados favoráveis de acordo com o Teste de Bartlett.

A transformação em escores de Blom foi efetiva para reduzir os coeficientes de assimetria e a curtose para pesos ajustados em todas as análises.

As transformações de Box-Cox e em escores de Blom foram efetivas na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre idades e sexos, para pesos ajustados, em algumas regiões de produção. No entanto não foram eficientes na correção da heterogeneidade de variâncias fenotípicas entre regiões de produção para pesos ajustados de Fêmeas e Machos. Em todos os casos em que as transformações não foram efetivas houve redução nas magnitudes das variâncias.

Durante o processo de melhoramento, é necessário que os pesquisadores considerem a existência da heterogeneidade de variância a fim de evitar erros no procedimento de seleção.



## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIRRE A. **Uma nota sobre a transformação Box-Cox**. Texto para discussão, nº116, BH: UFMG/Cedeplar, 1997.

ARAÚJO, C.V.; BITTENCOURT, T.C.B.S.; ARAÚJO, S.I.; et al. Estudo de heterogeneidade de variâncias na avaliação genética de bovinos de corte da raça nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.40, n.9, p.1902-1908, 2011.

ARRUDA, Z.J. de; SUGAI, Y. **Regionalização da pecuária bovina no Brasil**. Campo Grande: Embrapa-CNPGC; Brasília: Embrapa-SPI, 1994. 142p. (Embrapa-CNPGC. Documentos, 58).

ANSCOMBE, F.J.; TUKEY, J.W. The criticism of transformations, paper presented before the American Statistical Association and the Biometric Society. Montreal, September 12, 1952.

BARTLETT, M.S. Properties of sufficiency and statistical tests. **Proceedings of the Royal Statistical Society**. Series A, v. 160, p. 268-282, 1937.

BLOM, G. **Statistical Estimates and Transformed Beta-variables**. Stockholm, 180 p., 1958.

BOX, G. E. P. e COX, D. R. An Analysis of Transformations. **Journal of the Royal Statistical Society**. Series B (Methodological), v. 26, nº. 2, p. 211-252, 1964.

**Box-Cox Method**. Chapter 6 – Analysis of Experiments. Disponível em: <[http://www.weibull.com/DOEWeb/box\\_cox\\_method.htm](http://www.weibull.com/DOEWeb/box_cox_method.htm)>.

BRITO, A. **História da raça: Tabapuã**. Rural Centro, Disponível em: <<http://ruralcentro.uol.com.br/noticias/historia-da-raca-tabapua-56229>>, 2012.

CAMPELO, J.E.G.; LOPES, P.S.; TORRES, R.A.; et al. Influência da heterogeneidade de variâncias na avaliação genética de bovinos de corte da raça Tabapuã. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.55, n.6, p.685-693, 2003.

CARNEIRO, A.P.S.; TORRES, R.A.; LOPES, P.S.; et al. Heterogeneidade e avaliação genética em bovinos, estudo utilizando dados simulados, **Acta Scientiarum Animal Sciences**, v.30, nº1, p. 113-119, 2008.

CARNEIRO, A.P.S.; CARNEIRO, P.L.S.; EUCLIDES, R.F.; et al. Genomic simulation for the study of data transformation efficiency in the genetic evaluation of

cattle in the presence of heterogeneity. **Acta Scientiarum Animal Sciences**, v.34, nº1, p. 77-81, 2012.

CARVALHEIRO, R.; FRIES, L.A.; SCHENKEL, F.S.; ALBUQUERQUE, L.G. Efeitos da heterogeneidade de variância residual entre grupos de contemporâneos na avaliação genética de bovinos de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.31, n.4, p.1680-1688, 2002.

CASELLA, G.; BERGER, R.L. **Inferência Estatística**. Tradução da 2ª edição Norte-Americana. Editora CENGANGE Learning. São Paulo, 2010.

COUTO, M.R.M. **Transformação de dados com excesso de zero em experimentos com culturas olerícolas**. Dissertação (Mestrado em Agronomia), UFSM/RS, 2008.

DEMÉTRIO, C.G.B. e ZOCCHI, S.S. **Modelos de regressão**. 2008. Disponível em: <<http://verde.esalq.usp.br/~jorge/cursos/clarice/apostilap.pdf>>.

DONG, M.C.; MAO, I.L. Heterogeneity of (co) variance and heritability in different levels of intraherd milk production variance and of herd average. **Journal of Dairy Science**, v.73, n. 3, p. 843-851, 1990.

FREITAS, A.R. Transformação de dados e estimativas e herdabilidade em bovinos. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, Fortaleza, CE. **Anais**, v.33, p.316-317, 1996.

FREITAS, A.R. Avaliação de procedimentos na estimação de parâmetros genéticos em bovinos de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, nº 1, p. 94-102, 2000.

FREITAS, A.R.; PRESOTTI, C.V.; TORAL, F.L.B. Alternativas de análises em dados de medidas repetidas de bovinos de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.6, p.2233-2244, 2005 (supl.).

GARDNER, E.J.; SNUSTAD, D.P. **GENÉTICA**. 7ª Edição, Editora Guanabara Koogan, Rio de Janeiro, 1986

LINO, D.A. **Estimação de componentes de (co)variância e de tendências genéticas em populações simuladas**. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) UEM/PR, 2006.

LÚCIO, A.D.; COUTO, M.R.M.; LOPES, S.J.; STORCK, L. Transformação box-cox em experimentos com pimentão em ambiente protegido. **Horticultura Brasileira**, v. 29, nº1, p.38-42, 2011.

MARION, A.E.; RORATO, P.R.N.; FERREIRA, G.B.; et al. Estudo da heterogeneidade das variâncias para as características produtivas de rebanhos da raça Holandesa no Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.30, n.6, p.1995-2001, 2001.

MARTINS, E.N. Avaliação genética e heterogeneidade de variância. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 39, 2002, Recife. **Anais**. Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2002. (CD-ROM)

MORAES, C.F.; FERREIRA, J.R.E.; BALESTRASSI P.P. **Análise crítica da aplicação de métodos estatísticos em processos definidos por dados que não apresentam distribuição normal**. XII SIMPEP – Simpósio de Engenharia de Produção, 2006.

MOORE, P.G.; TUKEY, J.W. Answer to query no 112. **Biometrics**, v. 10, p. 562-568, 1954.

PELTIER, M.R.; WILCOX, C.J.; SHARP, D. C. Technical note: Application of the Box-Cox data transformation to animal science experiments. **Journal of Animal Science**, v.76, p.847–849, 1998.

PEREIRA, J.C.C., **Melhoramento Genético aplicado à produção animal**. 5ª edição, Belo Horizonte: FEPMVZ Editora, 2008.

PRESOTTI, C.V.; FREITAS, A.R.; BARIONI JÚNIOR, W. Transformação de Box-Cox Em Dados de Medidas Repetidas de Bovinos de Corte. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA (SEAGRO) 11.; REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 50., 2005, Londrina. **Anais**. Londrina: UEL/Departamento de Estatística e Matemática aplicada: IBS, 2005.

REVERTER, A.; TIER, B.; JOHNSTON, D. J. e GRASER, H. U. Assessing the Efficiency of Multiplicative Mixed Model Equations to Account for Heterogeneous Variance Across Herds in Carcass Scan Traits from Beef Cattle. **Journal of Animal Science**, v.75, P.1477-1485, 1997.

RODRIGUEZ-ALMEIDA, F.A.; VAN VLECK, L.D.; CUNDIFF, L.V. Effect of accounting for different phenotypic variances by sire breed, and sex on selection of sires based on expected progeny differences for 200 and 365-day weights. **Journal of Dairy Science**, v. 73, n. 9, p. 2589-2599, 1995a.

RODRIGUEZ-ALMEIDA, F.A.; VAN VLECK, L.D.; CUNDIFF, L.V.; KACHMAM S.D. Heterogeneity of variance by sire breed, sex and dam breed in 200 and 365-day weights of beef cattle from top cross experiment. **Journal of Animal Science**, v. 73, n. 9, p. 2579-2588, 1995b.

SARCINELLI, M.F.; VENTURINI, K.S.; SILVA, L.C. Produção de bovinos – Tipo Carne, **Boletim Técnico** - PIE-UFES:00307 - Editado: 25.05.2007.

SAS INSTITUTE. In: SAS/STAT User`s guide statistic. Versão 9.2, 2002. Licenciado pela Universidade Federal de Viçosa, 2012.

TAPIA, E.F.V.; RAMOS, A.A.; WECHSLER, F.S.; et al. Heterogeneidade dos componentes de variância na produção de leite e seus efeitos nas estimativas de

herdabilidade e repetibilidade. **Revista Ciência Rural**, Santa Maria, v.41, n.6, p.1070-1075, 2011.

TORRES, R.A. **Efeito da heterogeneidade de variância na avaliação genética de bovinos da raça Holandesa no Brasil**. Belo Horizonte, MG: Universidade Federal de Minas Gerais, 1998. 124 p. Tese (Doutorado em Ciências Animal) - Universidade Federal de Minas Gerais, 1998.

TORRES, R.A.; BERGMANN, J.A.G.; COSTA, C.N.; et al. Ajustamento para heterogeneidade de variâncias para produção de leite entre rebanhos da raça Holandesa do Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.28, n.2, p.295-303, 1999.

TORRES, R.A.; BERGMANN, J.A.G.; COSTA, C.N.; et al. Heterogeneidade de variâncias e avaliação genética de bovinos da raça Holandesa no Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.4, p.1050-1059, 2000.

TUKEY, J. W. On the Comparative Anatomy of Transformations. **The Annals of Mathematical Statistics**, Vol. 28, n. 3, pp. 602-632, 1957.

VALENTE, B.D.; SILVA, L.O.C.; BERGMANN, J.A.G.; et al. Estruturas de covariância de peso em função da idade de animais Nelore das regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.60, n.2, p.389-400, 2008.

WEBER, T.; RORATO, P.R.N.; FERREIRA, G.B.B.; et al. Coeficientes de herdabilidade e correlações genéticas para as produções de leite e de gordura, em diferentes níveis de produção, para raça Holandesa no estado Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.2, p.514-519, 2005.