



# DIFERENCIAÇÃO DE GRUPOS DE EUCALIPTOS POR PROCEDIMENTOS UNI E MULTIVARIADO<sup>1</sup>

Gislaine Cristina Batistela<sup>2</sup>, Carlos Roberto Padovani<sup>3</sup>

**RESUMO:** Entre as diversas propriedades físicas analisadas na madeira, a densidade básica é bastante utilizada como parâmetro de seleção. Apesar de observar variação entre e dentro de uma mesma árvore, esta última variação normalmente não é considerada nos procedimentos estatísticos realizados. Este trabalho teve como objetivo empregar as técnicas de análise de variância multivariada (MANOVA) e análise de variância univariada (ANOVA) para a comparação dos perfis de resposta dos grupos de eucaliptos estudados e estabelecer a proximidade genética entre estes perfis pela distância generalizada de Mahalanobis. O conjunto de dados para a densidade básica das árvores relativas aos três grupos considerados, G1 = *Eucalyptus saligna*, G2 = *E. grandis* e G3 = *E. grandis* x *E. urophylla* possuem, respectivamente,  $n_1 = 27$ ,  $n_2 = 31$  e  $n_3 = 30$  unidades experimentais. Em cada árvore a densidade básica foi mensurada em discos amostrados a 0% (base), 25%, 50%, 75% e 100% da altura comercial. Concluiu-se que o disco selecionado a 100% da altura comercial da árvore é o diferenciador de todos os grupos e os discos 25%, 50% e 75% da altura comercial da árvore são diferenciadores das espécies puras com o híbrido. O disco que não deve ser considerado para diferenciação dos grupos é o retirado da base da árvore, pois nele todas as densidades mostraram-se iguais estatisticamente. Do ponto de vista do procedimento multivariado, verificou-se que os três grupos são diferentes entre si assegurando um nível conjunto de significância de 5%, considerando o tronco da árvore como um todo, o que não pode ser assegurado nas comparações pelo processo univariado. A distância de Mahalanobis indicou as espécies puras como sendo as mais próximas quanto as características genéticas.

**PALAVRAS-CHAVE:** Análise multivariada, distância de Mahalanobis, densidade básica da madeira de eucaliptos.

## EUCALYPTUS GROUPS DIFFERENTIATION USING UNIVARIATE AND MULTIVARIATE PROCEDURES

**ABSTRACT:** Among several analyzed wood physical characteristics, basic density is widely used as selection parameter. In spite of observing this variation among and within the same tree, density is not usually considered in statistical procedures. This paper uses multivariate analysis of variance (MANOVA) and univariate analysis of variance (ANOVA) to compare profile results from a group of eucalyptus studied and establishes a genetic proximity among these profiles through Mahalanobis generalized distance. The data set for tree basic densities encompassed three groups: G1 = *Eucalyptus saligna*, G2 = *E. grandis* e G3 = *E. grandis* x *E. urophylla*, that had  $n_1 = 27$ ,  $n_2 = 31$  e  $n_3 = 30$  experimental units. Basic density in each tree was measured in sampled disks from 0% (base), 25%, 50%, 75% and 100% of commercial height. It was observed that the disk from 100% of height is the differentiator among all groups and the 25%, 50% and 75% disks of commercial tree height are the differentiator between pure species and hybrid. The base disk should not be considered for differentiation because all densities were statistically equal in this height. Concerning multivariate procedure it was observed that the three groups are different assuring significant level at 5% and considering tree trunk as a whole, different from what was assured with univariate process comparison. Mahalanobis distance showed that pure species are the closest ones when considering genetic characteristics.

**KEYWORDS:** Multivariate analysis, Mahalanobis distance, eucalyptus basic density.

## 1 INTRODUÇÃO

A madeira como matéria-prima resultante de árvores, constitui-se em material com uma grande variabilidade em suas propriedades, tanto em árvores de mesma espécie como dentro de uma mesma árvore. As variações encontradas nas propriedades físicas da madeira, dentro de uma mesma árvore, podem ocorrer ao longo do tronco (direção longitudinal) e no sentido medula-casca

<sup>1</sup>Parte da Tese de doutorado do primeiro autor. Programa de Pós-Graduação em Agronomia – Energia na Agricultura.

UNESP - Universidade Estadual Paulista, Botucatu, São Paulo.  
<sup>2</sup> Câmpus Experimental de Itapeva, UNESP - Universidade Estadual Paulista, Itapeva, São Paulo. E-mail:

gislaine@itapeva.unesp.br

<sup>3</sup> Departamento de Bioestatística, IBB, UNESP - Universidade Estadual Paulista, Botucatu, São Paulo.

(direção radial) (ALZATE et al., 2005; COUTO et al., 2012).

Em relação às propriedades físicas da madeira, a densidade básica é a mais empregada como parâmetro de seleção, sendo influenciada pela base genética e ambiente e pelo resultado da interação desses dois fatores. A densidade básica varia em função de muitos fatores tais como a idade, taxa de crescimento das árvores, clima, tratamentos silviculturais, sítio e local de amostragem no tronco, entre outros (ALZATE et al., 2005; SETTE JUNIOR et al., 2012).

A definição de densidade básica da madeira ( $\rho_b$ ) é estabelecida, por vários autores, como a relação entre massa seca ( $M_0$ ) da amostra e o volume verde ou saturado ( $V_V$ ), indicada pela fórmula  $\rho_b = \frac{M_0}{V_V}$  (REZENDE; FERRAZ, 1985).

Aprofundando o estudo na literatura especializada, verifica-se que, embora a maioria dos autores revele que existe uma profunda variação da densidade básica da madeira entre e dentro das árvores, não se mostra como fator comum de análise de dados desses experimentos a preocupação quanto à utilização de procedimentos estatísticos, principalmente, na construção de modelos preditores. Ou seja, o fato de as medidas serem realizadas em uma mesma unidade experimental implica dependência entre as observações, negando, assim, a suposição de independência, pressuposto necessário para a aplicação dos modelos clássicos de análise de variância e regressão na análise dos dados, expediente comum em grande parte dos artigos científicos publicados.

Neste sentido, propõe-se empregar a técnica de análise de variância multivariada (MANOVA) para a comparação dos perfis médios de resposta dos grupos de eucaliptos estudados e estabelecer a proximidade genética entre estes perfis pela distância generalizada de Mahalanobis e, posteriormente, comparar os resultados obtidos com o procedimento convencional univariado (ANOVA – análise de variância univariada).

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados originais são relativos a árvores de eucaliptos de oito anos de idade pertencentes a três talhões de duas espécies e um híbrido de eucalipto com 250 árvores cada. O experimento clonal foi instalado na Fazenda Santa Rosa em São Miguel Arcanjo, SP – longitude de 48° 03' W, latitude de 23° 58' S e uma altitude de 672 metros em relação ao nível do mar; com precipitação média anual de 1200mm  $\pm$  225mm, temperatura média anual de 18°C, pertencente a Companhia Suzano de Celulose e Papel. De cada talhão foram amostradas 50 árvores, sendo 50 de *Eucalyptus saligna*, 50 de *E. grandis* e 50 híbridos de *E. grandis* x *E. urophylla* (BENJAMIN, 2002).

No presente estudo, foram feitas adaptações no conjunto de dados para que as exigências de normalidade dos erros e homogeneidade das matrizes de variâncias e

covariâncias fossem satisfeitas. Nesse sentido, o novo conjunto de dados para a densidade básica das árvores relativas aos três grupos considerados, G1 = *E. saligna*, G2 = *E. grandis* e G3 = *E. grandis* x *E. urophylla* permaneceram, respectivamente, com  $n_1 = 27$ ,  $n_2 = 31$  e  $n_3 = 30$  unidades experimentais. Os discos considerados foram: disco A, disco C, disco D, disco E e disco F, ou seja, os discos amostrados a 0% (base), 25%, 50%, 75%, 100% da altura comercial da árvore, a partir dos quais se determinou o valor da densidade básica da madeira, mensurada em kg/m<sup>3</sup>.

Os valores da densidade básica da madeira são apresentados na forma vetorial composta de cinco mensurações realizadas em discos retirados do tronco de uma mesma árvore (unidade experimental) relativos às posições de avaliação consideradas, caracterizando, neste sentido medidas repetidas na mesma unidade. A descrição de características representativas do modelo biológico para o comportamento das respostas da densidade básica em função da posição da altura de amostragem da árvore, na direção longitudinal, foi estabelecida por medidas descritivas envolvendo o vetor de médias e a matriz de variâncias e covariâncias das posições dos discos.

A partir da matriz dos dados da densidade básica da madeira coletados nas árvores amostradas, realizou-se as técnicas paramétricas da ANOVA e MANOVA, para a comparação das respostas médias dos três grupos. Complementou-se o procedimento da ANOVA com a construção dos intervalos de confiança de Tukey e da MANOVA com os intervalos de confiança simultâneos (ICS) de Hotelling para todas as possíveis diferenças entre pares de médias (JOHNSON; WICHERN, 2007).

Para investigar quão dissimilares são os grupos considerados foram empregados seus centroides e determinaram-se entre eles as distâncias genéticas, indicadas pela distância generalizada de Mahalanobis (CRUZ; REGAZZI; CARNEIRO, 2012; PELUZIO et al., 2014).

Quanto ao processo univariado adotou-se o convencional para o modelo linear do experimento com uma fonte de variação, que possibilita realizar as comparações entre os grupos pela técnica ANOVA e complementado com o teste de comparações múltiplas de Tukey (MONTGOMERY, 2012).

Em relação ao modelo linear multivariado (MLM) este pode ser representado matricialmente por:

$$\mathbf{Y}_{n \times p} = \mathbf{X}_{n \times g} \boldsymbol{\beta}_{g \times p} + \boldsymbol{\varepsilon}_{n \times p} \quad (1)$$

em que:

$\mathbf{Y}_{n \times p}$  é matriz de observações de  $p$  medidas realizadas para as  $n$  unidades experimentais;

$\mathbf{X}_{n \times g}$  é a matriz de planejamento com  $g < n$ , constituída por 0's e 1's, associando cada unidade experimental ao seu respectivo grupo;

$\beta_{g \times p}$  é a matriz de parâmetros, sendo cada linha constituída por  $p$  elementos que representam os valores esperados da variável resposta em cada uma das medidas realizadas nas unidades experimentais de um determinado grupo;  $\epsilon_{n \times p}$  é a matriz dos componentes aleatórios das observações com distribuição normal multivariada  $N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$ .

A técnica da MANOVA consiste em envolver as matrizes de variação entre (**B**) e dentro (**W**) dos grupos e a partir destas estabelecer as estatísticas multivariadas para o teste da hipótese da comparação dos vetores de médias (JOHNSON; WICHERN, 2007).

A complementação da MANOVA foi realizada com a construção dos intervalos de confiança simultâneos para contrastes entre vetores de médias denotados, genericamente, por  $\mathbf{e}'(\boldsymbol{\mu}_i - \boldsymbol{\mu}_{i'})$ , cujos limites estimados pelo método de Hotelling são expressos por:

$$LI = \mathbf{e}'(\bar{\mathbf{y}}_i - \bar{\mathbf{y}}_{i'}) - \Delta \quad \text{e} \quad LS = \mathbf{e}'(\bar{\mathbf{y}}_i - \bar{\mathbf{y}}_{i'}) + \Delta, \quad (2)$$

com

$$\Delta = \sqrt{\frac{(n_i + n_{i'} - 2)p}{n_i + n_{i'} - p - 1} F_{(\alpha; p; n_i + n_{i'} - p - 1)} \left( \frac{n_i + n_{i'}}{n_i n_{i'}} \right) \mathbf{e}' \left( \frac{\mathbf{W}}{n - g} \right) \mathbf{e}'}$$

em que  $\mathbf{e}$  é o vetor canônico o qual é composto por 0's e 1's sendo que o número 1 seleciona a diferença de médias de interesse,  $\bar{\mathbf{y}}_i$ ,  $(\bar{\mathbf{y}}_{i'})$  é o vetor de médias amostrais do grupo  $i(i') = 1, \dots, g$  (JOHNSON; WICHERN, 2007).

Para calcular as distâncias genéticas entre os centroides dos grupos utilizou-se a distância de Mahalanobis expressa por:

**Tabela 1** - Média e desvio padrão da densidade básica, em  $\text{kg/m}^3$ , segundo grupo e resultado do teste estatístico univariado por disco.

Disco	Grupo			Valor p
	G1	G2	G3	
A (0%)	471,8 (23,0)	494,5 (30,9)	485,8 (23,2)	0,0057
C (25%)	456,4 (14,1)	450,0 (18,1)	483,4 (13,9)	< 0,001
D (50%)	471,9 (16,8)	464,4 (18,9)	507,3 (19,0)	< 0,001
E (75%)	469,4 (19,6)	488,1 (20,0)	524,3 (20,6)	< 0,001
F (100%)	463,5 (24,7)	508,0 (27,9)	534,2 (23,0)	< 0,001

**Tabela 2** - Intervalos de confiança de Tukey para as diferenças entre as médias de dois grupos.

Disco	G1 x G2	G1 x G3	G2 x G3
A (0%)	(6,3; 39,1) *	(-2,6; 30,5)	(-24,7; 7,2)
C (25%)	(-16,1; 3,4)	(17,2; 36,9) *	(23,9; 42,9) *
D (50%)	(-19,0; 4,0)	(23,8; 47,0) *	(31,7; 54,0) *
E (75%)	(6,1; 31,3) *	(42,2; 67,6) *	(23,9; 48,5) *
F (100%)	(28,6; 60,4) *	(54,7; 86,7) *	(10,7; 41,6) *

\*  $p < 0,05$

$$\delta_{ii'}^2 = (\bar{\mathbf{y}}_i - \bar{\mathbf{y}}_{i'}) \mathbf{S}_{ii'}^{-1} (\bar{\mathbf{y}}_i - \bar{\mathbf{y}}_{i'}), \quad (3)$$

para  $i \neq i'$ , com  $\mathbf{S}_{ii'}$  a matriz comum de variâncias e covariâncias amostrais relativas aos grupos  $i$  e  $i'$  (CRUZ; REGAZZI; CARNEIRO, 2012; PELUZIO et al., 2014).

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

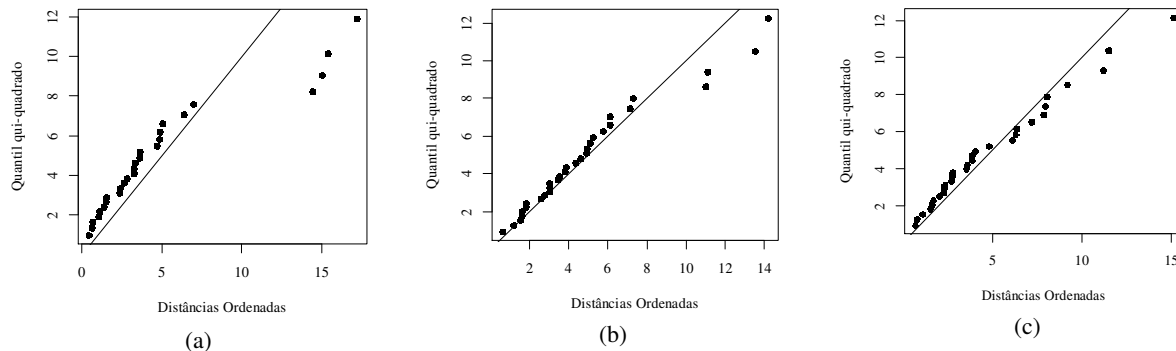
#### 3.1 PROCEDIMENTO UNIVARIADO

Ao nível de 5% de significância, o teste de Lilliefors mostrou a não rejeição da hipótese de normalidade para a densidade básica da madeira em todos os discos selecionados ao longo do tronco da árvore. Os resultados do teste de Bartlett indicaram que não houve rejeição da homogeneidade das variâncias dos grupos considerando a densidade básica da madeira em cada disco amostrado ao longo do tronco da árvore.

Para comparação da densidade básica da madeira pela técnica da ANOVA (Tabela 1) considerando múltiplas (cinco) análises correspondentes a cada disco selecionado ao longo do tronco da árvore nos diferentes grupos, os valores de  $p$  indicaram que existem diferenças significantes entre os grupos estudados em todos os discos considerados ( $p < 0,01$ ).

A Tabela 2 complementa os resultados da ANOVA mostrando os limites de confiança para os contrastes entre as médias dos grupos de eucaliptos, os quais possibilitam indicar os resultados das comparações entre todos os pares de médias realizados por meio do teste de Tukey considerando o nível de 5% de significância.

A comparação entre G1 (*E. saligna*) e G2 (*E. grandis*) mostrou-se significativa nos discos A, E e F (discos selecionados a 0%, 75% e 100% da altura comercial da árvore); na comparação G1 (*E. saligna*) e G3 (híbrido) e G2 (*E. grandis*) e G3 (híbrido) nos discos C, D, E e F (discos amostrados a 25%, 50%, 75% e 100% da altura comercial da árvore). Destacam-se os discos E e F (discos retirados a 75% e 100% da altura comercial da árvore) como posições de diferenciação dos grupos entre si e, também, os discos C e D (discos retirados a 25% e 50% da altura comercial da árvore) que permitem diferenciar significativamente ( $p < 0,05$ ) as espécies puras do híbrido.



**Figura 1** - (a) Q-Q plot das observações do G1; (b) Q-Q plot das observações do G2; (c) Q-Q plot das observações do G3

Observou-se pela Figura 1 que a nuvem de pontos se aproxima de uma reta para os três grupos, exceto para algumas distâncias ordenadas maiores possível de comprometer a aderência à normalidade. Porém, Hair Junior et al. (2009) asseguram que “apesar da normalidade univariada de cada variável não garantir a normalidade multivariada, se todas as variáveis atendem essa condição, então quaisquer desvios da normalidade multivariada geralmente são inócuos.”

O resultado do procedimento de Box para igualdade de matrizes do teste de variâncias e covariâncias dos grupos não indicou rejeição da hipótese de nulidade que assegura a homogeneidade ao nível de 5% de significância ( $MC^{-1}=42,3989$ ,  $p > 0,05$ ).

No procedimento multivariado para estabelecer as estatísticas relativas ao teste de hipóteses sobre a igualdade dos vetores de médias dos grupos da técnica MANOVA, calculou-se a matriz produto ( $\mathbf{B}\mathbf{W}^{-1}$ ) resultante da multiplicação das matrizes relativas à variação entre os grupos ( $\mathbf{B}$ ) e a inversa da matriz comum de variação dentro dos grupos ( $\mathbf{W}^{-1}$ ). Verificou-

Não foi possível mostrar que existe diferença, no disco A (disco amostrado na base da árvore), entre G1 (*E. saligna*) e G3 (híbrido) e entre G2 (*E. grandis*) e G3 (híbrido).

### 3.2 PROCEDIMENTO MULTIVARIADO

A normalidade multivariada foi examinada por meio do gráfico Q-Q plot para cada grupo estudado (Figura 1).

se que todos os critérios utilizados (Traço de Hotelling-Lawley, Traço de Pillai, Critério de Wilks, Critério de Roy) permitem rejeitar a hipótese de igualdade dos vetores de médias dos grupos ( $p < 0,001$ ), ou seja, foi possível mostrar diferença significativa entre os vetores das densidades básicas médias dos grupos considerando o tronco da árvore como um todo.

Para identificar quais componentes do vetor de médias são definidores da significância da diferença entre os grupos, construíram-se os limites dos intervalos de 95% de confiança simultâneos de Hotelling para as diferenças entre pares das densidades básicas médias dos grupos nos discos amostrados no tronco da árvore, como pode ser observado na Tabela 3.

No disco correspondente a 100% da altura comercial da árvore, os resultados mostraram que as densidades básicas médias da árvore se diferenciam entre si nos três grupos estudados ( $p < 0,05$ ). Já no disco amostrado na base (0% da altura comercial), não foi possível mostrar diferença entre as densidades básicas médias ( $p > 0,05$ ).

**Tabela 3** - Intervalos de confiança simultâneos de Hotelling para as diferenças entre as médias de dois grupos

Disco	G1 x G2	G1 x G3	G2 x G3
A (0%)	(-47,4; 2,0)	(-38,9; 10,9)	(-15,2; 32,7)
C (25%)	(-8,3; 21,1)	(-41,8; -12,2) *	(-47,6; -19,1) *
D (50%)	(-9,8; 24,8)	(-52,8; -17,9) *	(-59,6; -26,1) *
E (75%)	(-37,7; 0,3)	(-74,0; -35,7) *	(-54,6; -17,8) *
F (100%)	(-68,5; -20,5) *	(-94,9; -46,5) *	(-49,4; -3,0) *

\*  $p < 0,05$

Na comparação das espécies puras com o híbrido (G1 x G3 e G2 x G3), as densidades básicas médias mostraram-se diferentes nos discos amostrados a 25%, 50%, 75% e 100% da altura comercial da árvore. Entre as espécies puras (G1 x G2) só foi possível mostrar diferença entre as densidades básicas médias no disco selecionado a 100% da altura comercial da árvore.

Determinou-se para as proximidades genéticas dos três grupos as distâncias 5,77 entre as espécies puras; 11,57, entre *E. saligna* e híbrido; e 11,42, entre *E. grandis* e híbrido.

### 3.3 COMPARAÇÃO ENTRE OS RESULTADOS DOS PROCEDIMENTOS UNIVARIADO E MULTIVARIADO

Quando se realizam vários testes univariados e os resultados encontrados são discutidos conjuntamente como se fora realizado um único teste multivariado dos dados, há que se considerar a inflação realizada no nível de significância ( $\alpha$ ) do teste (HUBERT; MORRIS, 1989; OSHIWA, 2002).

O nível de significância de um teste é representado pela probabilidade de cometer o Erro Tipo I, ou seja, a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula,  $H_0$ , (que supõe igualdade de médias) dado que ela é verdadeira (HUANG; PAES, 2009).

Um teste estatístico univariado para a comparação das médias de  $k$  grupos, quando a hipótese de igualdade das médias ( $H_0$ ) é rejeitada, deve ser complementado com um procedimento que envolve comparações múltiplas. Dentre estes testes, destacam-se: teste t de Student, teste de Tukey, teste de Duncan, teste de Dunnet e o teste LSD como sendo os mais comuns para confirmação dos resultados experimentais, que mostram quais tratamentos diferem, ou não, estatisticamente (SOUSA et al., 2012).

Quanto aos testes de comparações, tem-se algumas limitações para seu uso apropriado, destacando-se, em particular, a ortogonalidade dos contrastes de médias quando se utiliza o teste t de Student. A consequência imediata da má utilização do teste t para várias comparações no contexto de uma conclusão global consiste no superdimensionamento da probabilidade do Erro Tipo I (CAMPOS et al., 2014).

Os procedimentos envolvidos nos testes estatísticos univariados e multivariados expressos nas técnicas ANOVA e MANOVA, respectivamente, nos permitem rejeitar a hipótese nula de que as médias de grupos são todas iguais, porém eles não apontam de maneira precisa onde se localizam as diferenças significantes quando há mais de dois grupos. Múltiplos testes t de Student sem qualquer forma de ajuste tornam-se impróprios para indicar a significância das diferenças entre as médias de pares de grupos, porque a probabilidade do Erro Tipo I (rejeição da igualdade de médias quando ela não existe, ou seja, falsas rejeições) aumenta consideravelmente com o número de comparações entre grupos. Essa situação assemelha-se a usar múltiplas ANOVAs

univariadas versus MANOVA (HAIR JUNIOR et al., 2009).

Porém, na comparação de médias de  $k$  grupos independentes é possível utilizar o teste t para realizar

$r = \binom{k}{2}$  comparações. Para estabelecer a probabilidade

conjunta de significância de  $r$  testes é necessário multiplicar as probabilidades de que cada teste obtenha individualmente um resultado significativo. Já a probabilidade de que nenhum dos testes seja estatisticamente significativo é  $(1-\alpha)^r$ . Assim, a probabilidade de que pelo menos um teste seja significativo, isto é, o nível de significância conjunto do teste é  $1-(1-\alpha)^r$  (SILVA; VENCOVSKY, 2002; HUANG; PAES, 2009).

Neste estudo, num nível de significância definido a priori de 5%, encontraram-se mais diferenças significativas no procedimento univariado do que no multivariado (Tabela 4). Conforme argumentam Silva e Vencovsky (2002) e Huang e Paes (2009), esse fato já era esperado, porque a análise global das comparações por meio de várias comparações univariadas, possui o nível de significância “inflacionado” (aumentado), isto é, o nível de significância real é  $1-(1-0,05)^3 = 0,14$ , que é aproximadamente três vezes o nível de significância estipulado a priori.

Desta maneira, quando são feitas comparações de forma independente, o erro real que se pode cometer é maior que 5% e, portanto indicam algumas falsas rejeições (BATISTELA, 2014).

A Tabela 4 mostra as diferenças estatísticas encontradas na comparação entre os vetores das densidades básicas médias dos grupos, segundo os procedimentos univariado e multivariado.

Do ponto de vista do procedimento multivariado, verificou-se que os três grupos são diferentes entre si assegurando um nível conjunto de significância de 5%, considerando o tronco da árvore como um todo.

**Tabela 4 - Diferenças significantes segundo os procedimentos estatísticos.**

Comparação	Procedimento	Disco				
		A (0 %)	C (25 %)	D (50 %)	E (75 %)	F (100 %)
G1 x G2	Univariado	*			*	*
	Multivariado					*
G1 x G3	Univariado		*	*	*	*
	Multivariado		*	*	*	*
G2 x G3	Univariado		*	*	*	*
	Multivariado		*	*	*	*

\*  $p < 0,05$

## 4 CONCLUSÕES

Na comparação entre os vetores de médias da densidade básica da madeira nos grupos de eucaliptos estudados (*E. saligna*, *E. grandis* e *E. grandis* x *E. urophylla*), o disco selecionado a 100% da altura comercial da árvore é o diferenciador de todos eles e os discos 25%, 50% e 75% da altura comercial da árvore são diferenciadores das espécies puras com o híbrido. O disco que não deve ser considerado para diferenciação dos grupos é o retirado da base da árvore, pois nele todas as densidades mostraram-se iguais estatisticamente.

As distâncias genéticas entre os grupos mostraram compatibilidade com os resultados dos testes estatísticos envolvendo os procedimentos uni e multivariado.

Em relação às significâncias encontradas nos procedimentos uni e multivariado mostrou-se, em quantidade, resposta vantajosa ao univariado, conforme descreveu Huang e Paes (2009), o número superior encontrado no presente estudo, no procedimento univariado, já era esperado. Isto acontece porque o nível real das significâncias para o procedimento separado, quando visto sob aspecto conjunto é de aproximadamente 14%.

Portanto, deve ser considerado, enfaticamente, que a consistência do nível de 5% de significância não é assegurada neste processo. Ou seja, as diferenças significativas a 5%, mesmo em menor número, estão asseguradas no procedimento multivariado com a construção dos intervalos de confiança simultâneos de Hotelling, conforme Oshiiwa (2002) já relatou em seu estudo experimental.

## 5 REFERÊNCIAS

ALZATE, S. B. A.; TOMAZELLO FILHO, M.; PIEDADE, S. M. S. Variação longitudinal da densidade básica da madeira de clones de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden, *E. saligna* Sm. e *E. grandis* x *urophylla*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 68, p.87-95, 2005.

BATISTELA, G. C. **Uso do modelo linear multivariado de crescimento no estudo da densidade básica da madeira de eucaliptos**. 2014. 65f. Tese (Doutorado em Agronomia: Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agrônomicas, Universidade Estadual Paulista “Júlio Mesquita Filho”, Botucatu, 2014.

BENJAMIN, C. A. **Comparação entre três critérios de amostragem para avaliação da densidade básica da madeira de florestas implantadas de Eucaliptos**. 2002. 131f. Dissertação (Mestrado em Agronomia: Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agrônomicas, Universidade Estadual Paulista “Júlio Mesquita Filho”, Botucatu, 2002.

CAMPOS, S.; PISSARRA, T. C. T.; TRAFICANTE, D. P.; CARREGA, E. F.B.; ZANATA, M.; REIS, F. C. Agrupamentos de amostras circulares em função das unidades de solo. **Irriga**, Botucatu, v.19, n. 2, p.174-185, 2014.

COUTO, A. M.; PROTÁSIO, T. P.; REIS, A. A.; TRUGILHO, P.F. Amostragens longitudinais alternativas para a determinação da densidade básica em clones de *Eucalyptus* sp. **Floresta e Ambiente**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 2, p.184-193, 2012.

CRUZ, C.D.; REGAZZI, A. J.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**: Vol. 1. 4. ed. Viçosa: Editora UFV, 2012. 514p.

HAIR JUNIOR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. **Multivariate data analysis**. 7. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2009.816p.

HUANG, G.; PAES, A. T. Posso usar o teste t de Student quando preciso comparar três ou mais grupos? **Einstein: Educação Continuada em Saúde**, São Paulo, v. 7 n. 2,p.63-64, 2009.

HUBERTY, C. J.; MORRIS, J. D. Multivariate analysis versus multiple univariate analyses. **Psychological Bulletin**, v. 105, n. 2, p.302-308, 1989.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. 6. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2007. 800p.

MONTGOMERY, D. C. **Design and analysis of experiments**. 8. ed. New York: John Wiley & Sons, 2012. 752p.

OSHIIWA, M; PADOVANI, C. R. O uso de procedimentos estatísticos univariado e multivariado em ensaios agrônomicos com delineamento em blocos completos casualizados. **Energia na Agricultura**, Botucatu, v. 17, n. 2, p.58-68, 2002.

PELUZIO, J. M.; LOPES, L. A.; CARVALHO, E. V.; AFFÉRI, F. S.; DOTTO, M. A. Características agrônomicas e divergência genética de cultivares de soja para percentagem de óleo nas sementes. **Revista de Ciências Agrárias**, Belém, v. 57, n. 1, p.1-8, 2014.

REZENDE, M. A.; FERRAZ, E. S. B. Densidade anual da madeira de *Eucalyptus grandis*. **IPEF**, Piracicaba, v. 1, n. 30, p.37-41, 1985.

SETTE JUNIOR, C. R. OLIVEIRA, I. R.; TOMAZELLO FILHO, M. YAMAJI, F. M.; LACLAU, J. P. Efeito da idade e posição de amostragem na densidade e características anatômicas da madeira *Eucalyptus grandis*. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 36, n. 6, p.1183-1190, 2012.

SILVA, H. D.; VENCOVSKY, R. Poder de detecção de “Quantitative Trait Loci”, da análise de marcas simples e da regressão linear múltipla. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 59, n. 4, p.755-762, 2002.

SOUSA, C. A.; LIRA JUNIOR, M. A.; FERREIRA, R. L. C. Avaliação de testes estatísticos de comparações múltiplas de médias. **Ceres**, Viçosa, v. 59, n. 3, p.350-354, 2012.