

Abordagem bayesiana na comparação de substratos em mudas de cupuaçuzeiro

Vinicius S. dos Santos^{1†}, Sebastião Martins Filho¹, Rafael M. Alves², Gerlane de F. Melo³

¹Universidade Federal de Viçosa-UFV, MG, Brasil.

²Embrapa Amazônia Oriental, PA, Brasil.

³Universidade Federal Rural da Amazônia-UFRA, PA, Brasil

Resumo: O objetivo deste trabalho foi verificar a influência de sete diferentes substratos com quatro variedades de cupuaçuzeiro, por meio da abordagem bayesiana. O experimento foi realizado em Belém, PA, em delineamento inteiramente ao acaso, em arranjo fatorial 7×4 , com cinco repetições. Foram analisadas as seguintes variáveis: massa total (g) e massa seca total (g). Para a análise bayesiana, foram consideradas prioris pouco informativas para os parâmetros. Foram geradas pelo amostrador de Gibbs, duas cadeias de tamanho 110.000 com as 10.000 iterações iniciais descartadas, e para assegurar a independência, foi considerado um espaçamento de 10 entre as amostras. A convergência das cadeias foi verificada por meio dos critérios de Geweke e Gelman & Rubin, implementados no pacote BOA do software livre R. Para a seleção do melhor modelo, utilizou-se o critério DIC, o qual indicou que o modelo mais parcimonioso, para ambas as variáveis analisadas, apresenta além da média, os efeitos de substrato, variedade e a interação entre eles.

Palavras-chave: *Theobroma grandiflorum*; anova; modelo linear; MCMC; OpenBUGS.

Abstract: The objective of this work was to verify the influence of seven different substrates with four varieties of *Theobroma grandiflorum*, through the Bayesian approach. The experiment was carried out in Belém, PA, Brazil, in a completely randomized design, with a 7×4 factorial arrangement and five replicates. The following variables were analyzed: total mass (g) and total dry matter mass (g). For the Bayesian analysis, uninformative priors were considered for parameters. Were generated by the Gibbs sampler, two chains of size 110,000 with 10,000 initial iterations discarded, and to ensure the independence, was considered a spacing between the sampled points of ten iterations. The convergence of the chains was checked using the criteria of Geweke and Gelman & Rubin, available at R package BOA. For selecting the best model, we used the DIC criterion, which indicated that the most parsimonious model for both variables, features beyond the average, the effects of substrate, variety and interaction between them.

Keywords: *Theobroma grandiflorum*; anova; linear model; MCMC; OpenBUGS.

Introdução

O cupuaçuzeiro é uma das fruteiras mais importantes da Amazônia. A polpa é utilizada para o preparo de sucos, doces, sorvetes, licores e bebidas lácteas. Na culinária, é usado em bolos, pudins, cremes e bombons. O óleo extraído da semente é utilizado na indústria de cosméticos, e na confecção do cupulate, um produto semelhante ao chocolate oriundo da semente de cacau, tendo a vantagem de não possuir em sua composição os alcaloides cafeína e teobromina, presentes no chocolate e que podem causar reações adversas em algumas pessoas (KIST et al., 2012). O estado do Pará é o principal produtor de cupuaçu, com área plantada de 12,373 ha no ano de 2010 (SAGRI, 2014).

[†]Autor Correspondente: 2santosvinicius@gmail.com.

O emprego de produção de mudas orgânicas é uma tecnologia interessante, pois alia preservação ambiental com redução de custos de implantação do pomar de cupuaçuzeiro, sendo útil, principalmente, para a agricultura familiar, que não tem acesso aos insumos normalmente empregados na agricultura (SANTOS et al., 2010).

Na inferência bayesiana, todos os parâmetros do modelo são considerados variáveis aleatórias. O conhecimento do pesquisador é incorporado na análise por meio da distribuição *a priori* (conhecimento prévio). Essa distribuição de probabilidade $P(\theta)$ é combinada com a função de verossimilhança $L(\theta|x_1, \dots, x_n)$ (informação contida nos dados amostrais), gerando uma distribuição *a posteriori* $P(\theta|X)$, com base no teorema de Bayes, expresso por:

$$P(\theta|X) = \frac{L(\theta|X) \times P(\theta)}{\int L(\theta|X) \times P(\theta) d(\theta)} \quad (1)$$

Na expressão (1) observa-se que o denominador não depende de θ , logo (1) pode ser reescrita na forma $P(\theta|X) \propto L(\theta|X) \times P(\theta)$. A inferência sobre qualquer elemento de θ consiste em integrar a distribuição conjunta *a posteriori* em relação a todos os outros elementos que a constituem, obtendo assim a chamada distribuição marginal de θ_i . Entretanto, essa integração não é analítica, sendo necessário utilizar algoritmos iterativos denominados MCMC (Markov Chain Monte Carlo), dentre os quais destacam-se o amostrador de Gibbs e o Metropolis Hastings, que geram valores de uma distribuição condicional *a Priori* para cada parâmetro. O amostrador de Gibbs é um caso especial do Metropolis Hastings e é indicado quando são conhecidas as formas das distribuições condicionais completas. Caso não sejam conhecidas, utiliza-se o algoritmo de “Metropolis Hastings” (REIS et al., 2009).

Uma das maiores dificuldades dos métodos MCMC é determinar a convergência do processo, ou seja, determinar o tamanho adequado da amostra. Vários métodos tem sido utilizados para diagnosticar a convergência, com destaque para quatro: Geweke, Gelman & Rubin, Raftery & Lewis e Heidelberg & Welch (NOGUEIRA et al., 2004).

Andrade e Ferreira (2010) afirmam que os procedimentos de comparações múltiplas bayesianos são uma alternativa viável e eficiente para os casos em que testes de comparações múltiplas usuais apresentam resultados ambíguos e de problemas de controle do erro tipo I, além de serem influenciados pela heterogeneidade de variâncias e não balanceamento. Outra vantagem da análise bayesiana, segundo Rossi e Gasparini (2012), é a possibilidade de incluir na análise as informações oriundas de experimentos anteriores.

O objetivo deste trabalho foi utilizar a metodologia bayesiana para estimar os parâmetros do modelo de análise de variância, no ensaio fatorial, ajustado aos dados de peso de mudas de cupuaçuzeiro antes e após a secagem, comparando sete substratos e quatro diferentes variedades.

Material e métodos

O experimento foi conduzido no viveiro de mudas da Embrapa Amazônia Oriental com cobertura de sombrite a 50% de luminosidade, no município de Belém, Pará. O delineamento experimental utilizado foi inteiramente ao acaso, com cinco repetições, no esquema fatorial 7×4 , sete composições de substrato (1 - “Testemunha simples”, sem acréscimo de tratamento, 2 - “Cama de aviário”, 3 - “Esterco de bovinos”, 4 - “Húmus de minhoca”, 5 - “Torta de mamona”, 6 - “Esterco de ovinos” e 7 - “Testemunha padrão- material comercial) e sementes de polinização aberta de quatro variedades de cupuaçuzeiro (1 - “Coari”, 2 - “Codajás”, 3 - “Manacapuru” e 4 - “Belém”), lançadas pela Embrapa Amazônia Oriental em 2002.

Após 240 dias da instalação do experimento, foram obtidas as variáveis peso de matéria total (raiz + parte aérea) e peso de matéria seca total, em gramas, de mudas de cupuaçuzeiro. Para essas variáveis, foi assumida distribuição normal e o modelo com interação,

$$\mu_{ab} = \mu_0 + \alpha_a + \beta_b + \alpha\beta_{ab}, \quad (2)$$

em que $y_{abk} \sim N(\mu_{ab}, \sigma^2)$ e $a = 1, 2, \dots, M$ corresponde aos níveis do fator *substrato* e $b = 1, 2, \dots, N$ aos níveis do fator *variedade* e $k = 1, 2, \dots, n_{ab}$ considerando os dados no formato tabular de tamanho $M \times N$ com n_{ab} observações por célula. Ntzoufras (2009) afirma que esta forma é restrita para dados balanceados. A fim de calcular $M \times N$ grupos de médias, é necessário impor $M + N - 1$ restrições nas interações dos parâmetros $\alpha\beta = (\alpha\beta_{ab})$. Essas restrições são impostas para tornar o modelo identificável e de prática interpretação. As mais frequentes são *Corner Constraints - CR* e *Sum-to-zero - STZ*. A restrição *CR* consiste em considerar um dos níveis de cada fator como base ou categoria de referência. No modelo (2) é imposta a restrição $\alpha\beta_{ar_b} = \alpha\beta_{r_a b} = 0$ onde r_a e r_b são as categorias de referência para os fatores *substrato* e *variedade* respectivamente, sendo consideradas iguais a 1 na restrição *CR*. Nessa restrição, μ_0 é a média de Y para unidade experimental na categoria de referência de ambos os fatores. O efeito α_a denota a diferença média entre a referência e o nível do fator *substrato* quando *variedade* é definido para sua categoria r_b , assim

$$\mu_{ar_b} - \mu_{r_a r_b} = \mu_0 + \alpha_a + \beta_{r_b} + \alpha\beta_{ar_b} - \mu_0 - \alpha_{r_a} - \beta_{r_b} - \alpha\beta_{r_a r_b} = \alpha_a$$

O termo $\alpha\beta_{ab}$ da interação se refere ao efeito adicional devido a interação entre dois níveis, onde $a, b > 1$, assim tem-se

$$\mu_{ab} - \mu_{r_a b} = \mu_0 + \alpha_a + \beta_b + \alpha\beta_{ab} - \mu_0 - \alpha_{r_a} - \beta_b - \alpha\beta_{r_a b} = \alpha_a + \alpha\beta_{ab}$$

Essa diferença é afetada agora pelos níveis do fator *variedade*. Mais detalhes em Ntzoufras (2009).

As distribuições *a priori* foram definidas para todos os componentes do modelo, exceto para os níveis tomados como referência, ou seja, $r_a = r_b = 1$, para todo $a = 2, \dots, M$ e $b = 2, \dots, N$. Foram utilizadas as seguintes distribuições *a priori*:

$$\mu_0 \sim N(\mu_{\mu_0}, \sigma^2); \alpha_a \sim N(\mu_{\alpha_a}, \sigma^2); \beta_b \sim N(\mu_{\beta_b}, \sigma^2); \alpha\beta_{ab} \sim N(\mu_{\alpha\beta_{ab}}, \sigma^2) \quad e \quad \sigma^2 \sim GI(c, d)$$

onde *GI* corresponde a distribuição gama inversa com média e variância iguais a

$$E(\sigma^2) = \frac{d}{c-1} \quad e \quad Var(\sigma^2) = \frac{d^2}{(c-1)^2(c-2)}$$

Essa análise foi conduzida no software *Openbugs* (LUNN et al., 2009), sendo definidos os seguintes valores para as distribuições *a priori*, substituindo σ^2 pela precisão τ :

$$\mu_0 \sim N(0; 0, 001); \alpha_a \sim N(0; 0, 001); \beta_b \sim N(0; 0, 001); \alpha\beta_{ab} \sim N(0; 0, 001) \quad e \quad \tau \sim Gama(c, d)$$

em que a distribuição *a priori* gama apresenta média e variância dadas por

$$E(\tau) = \frac{c}{d} \quad e \quad Var(\tau) = \frac{c}{d^2}$$

produzindo assim distribuições *a priori* pouco informativas e com grande variância.

Foram geradas duas cadeias de tamanho 110.000 com as 10.000 iterações iniciais descartadas, e para assegurar a independência, foi considerado um espaçamento de 10 entre as amostras. A convergência das cadeias foi verificada por meio dos critérios de Geweke e Gelman & Rubin. O primeiro se baseia em um fator de redução de escala (\hat{R}) que pode ser interpretado como um fator de diagnóstico da cadeia, sendo que valores de \hat{R} menores que 1,1 ou 1,2 garantem a convergência. Já o critério de Geweke consiste em testar a hipótese nula de que a diferença padronizada entre a média das primeiras $n_A = 0, 1n$ iterações e a média das $n_B = 0, 5n$ últimas iterações segue distribuição normal padrão. Se o valor-p for menor que o nível de significância adotado, conclui-se que a convergência não foi alcançada. Essa análise foi conduzida no pacote BOA (*Bayesian Output Analysis*) do software livre R (SMITH, 2007).

Resultados e Discussão

Para ambas as variáveis analisadas, o teste de Gelman & Rubin forneceu valores \hat{R} próximos a um, e o valor-p gerado pelo critério de Geweke foram sempre maiores que o nível de significância pré-fixado (5%), indicando assim a convergência das cadeias por ambos os critérios.

Na Tabela 1 estão apresentados os valores de DIC para o peso de matéria total de mudas de cupuaçuzeiro antes e após a secagem. Observa-se que para ambas as variáveis estudadas, o menor valor de DIC foi obtido para o modelo com a interação, sendo portanto, este o modelo selecionado.

Tabela 1: Valores DIC para o peso de matéria total de mudas de cupuaçuzeiro antes e após a secagem em Belém, Pará, 2014.

Peso de matéria total (raiz + parte aérea)				
Modelo	Dbar	Dhat	pD	DIC
$\mu_{abk} = \mu_0$	1490,0	1488,0	2,008	1492,0
$\mu_{abk} = \mu_0 + \alpha_a$	1418,0	1410,0	7,975	1426,0
$\mu_{abk} = \mu_0 + \beta_b$	1470,0	1465,0	4,991	1475,0
$\mu_{abk} = \mu_0 + \alpha_a + \beta_b$	1378,0	1367,0	11,0	1389,0
$\mu_{abk} = \mu_0 + \alpha_a + \beta_b + \alpha\beta_{ab}$	1344,0	1316,0	27,97	1372,0
Peso de matéria seca total (raiz + parte aérea)				
Modelo	Dbar	Dhat	pD	DIC
$\mu_{abk} = \mu_0$	1208,0	1206,0	2,009	1210,0
$\mu_{abk} = \mu_0 + \alpha_a$	1148,0	1140,0	8,057	1156,0
$\mu_{abk} = \mu_0 + \beta_b$	1181,0	1176,0	5,028	1186,0
$\mu_{abk} = \mu_0 + \alpha_a + \beta_b$	1099,0	1088,0	11,08	1110,0
$\mu_{abk} = \mu_0 + \alpha_a + \beta_b + \alpha\beta_{ab}$	1074,0	1045,0	29,02	1103,0

Na Tabela 2 estão apresentados a média e desvio a posteriori dos efeitos dos parâmetros do modelo, erros Monte Carlo e Intervalo HPD 95% para a variável peso de matéria total de mudas de cupuaçuzeiro, em Belém, Pará, 2014. Verifica-se que somente as interações $\alpha_3\beta_3$; $\alpha_4\beta_2$; $\alpha_4\beta_3$; $\alpha_6\beta_3$ e $\alpha_7\beta_3$ foram significativas, pois o valor zero não consta no intervalo HPD (95%), o que também pode ser visto na Figura 1.a. O termo $\alpha_6\beta_3$, por exemplo, simboliza a interação do substrato 6 (“Esterco de ovinos”) com a variedade 3 (“Manacapuru”). Verificou-se também pelo intervalo HPD (95%) e pelo box plot que não houve diferença entre a variedade “Coari”(referência) e todas as outras variedades (Figura 1.c), diferentemente do efeito de *substrato*, em que todos diferiram do substrato de referência “Testemunha simples”(Figura 1.b).

Ainda na Tabela 2, pode-se observar que a média *a posteriori* do peso de matéria total da muda de cupuaçuzeiro para a variedade 1 - “Coari”utilizando o substrato 1 - “Testemunha simples”, ou seja, os níveis de referência, foi igual a 24 gramas. Observa-se também que, por exemplo, plantas com substrato 2 - “Cama de aviário”para uma mesma variedade apresentaram maior peso médio a posteriori, com cerca de 101 gramas a mais, ou seja, aproximadamente 125 g (101 + 24 g). Além disso, plantas com o substrato 7 - “Testemunha padrão”, por exemplo, apresentaram peso médio a posteriori de aproximadamente 92,5 g a mais do que plantas da variedade “Coari”utilizando o substrato “Testemunha simples”. O aumento é menor quando se utiliza o substrato 4 - “Húmus de minhoca”, indicando assim diferenças nos efeitos desses dois grupos. Outra análise que pode ser feita, é por exemplo, considerando a variedade 3 (“Manacapuru”) com uso do substrato 4 - “Húmus de minhoca”, tem-se um peso médio a posteriori de aproximadamente 123 g ($\alpha_4 + \alpha_4\beta_3$) a mais que a mesma variedade utilizando o substrato de referência “Testemunha simples”.

Tabela 2: Média e desvio a posteriori dos efeitos dos parâmetros do modelo, erros Monte Carlo e Intervalo HPD 95% para a variável peso de matéria total de mudas de cupuaçuzeiro, em Belém, Pará, 2014.

$Ef.^{(1)}$	Média	$DP^{(2)}$	$EMC^{(3)}$	$HPD95\%^{(4)}$		$Ef.^{(1)}$	Média	$DP^{(2)}$	$EMC^{(3)}$	$HPD95\%^{(4)}$	
				LI	LS					LI	LS
μ_0	24,29	11,08	0,179	2,42	45,62	$\alpha_3\beta_3$	51,58	23,57	0,226	5,90	97,84
σ	29,40	1,97	0,014	25,64	33,24	$\alpha_3\beta_4$	-18,13	23,79	0,257	-64,99	28,63
α_2	101,07	16,52	0,190	69,06	134,10	$\alpha_4\beta_2$	58,76	23,44	0,237	13,66	105,00
α_3	58,09	16,45	0,197	26,01	90,71	$\alpha_4\beta_3$	88,71	23,49	0,234	42,01	134,10
α_4	33,81	16,29	0,208	2,34	65,96	$\alpha_4\beta_4$	40,34	23,33	0,253	-3,10	88,18
α_5	84,97	16,64	0,220	53,51	118,4	$\alpha_5\beta_2$	0,11	23,70	0,268	-45,94	46,95
α_6	41,60	16,32	0,209	8,06	72,65	$\alpha_5\beta_3$	-30,88	23,69	0,235	-77,72	15,04
α_7	92,50	16,41	0,200	59,78	124,10	$\alpha_5\beta_4$	-13,97	23,88	0,263	-62,58	31,48
β_2	-2,07	15,85	0,209	-31,77	30,30	$\alpha_6\beta_2$	23,69	23,27	0,247	-23,54	68,03
β_3	16,88	15,98	0,204	-15,38	47,67	$\alpha_6\beta_3$	63,10	23,57	0,272	17,50	110,40
β_4	-0,68	15,97	0,219	-31,73	30,40	$\alpha_6\beta_4$	19,77	23,61	0,242	-26,62	65,93
$\alpha_2\beta_2$	-25,72	23,70	0,248	-71,19	21,41	$\alpha_7\beta_2$	12,71	23,58	0,239	-32,57	60,20
$\alpha_2\beta_3$	-20,50	23,76	0,230	-67,71	25,45	$\alpha_7\beta_3$	55,62	23,50	0,225	8,90	100,90
$\alpha_2\beta_4$	-13,48	23,69	0,239	-60,26	32,79	$\alpha_7\beta_4$	4,05	23,58	0,245	-42,47	49,28
$\alpha_3\beta_2$	-6,68	23,53	0,230	-52,87	39,23						

(1) Efeitos; (2) Desvio padrão; (3) Erro Monte Carlo; (4) Intervalo de máxima densidade a posteriori; LI: Limite inferior; LS: Limite superior

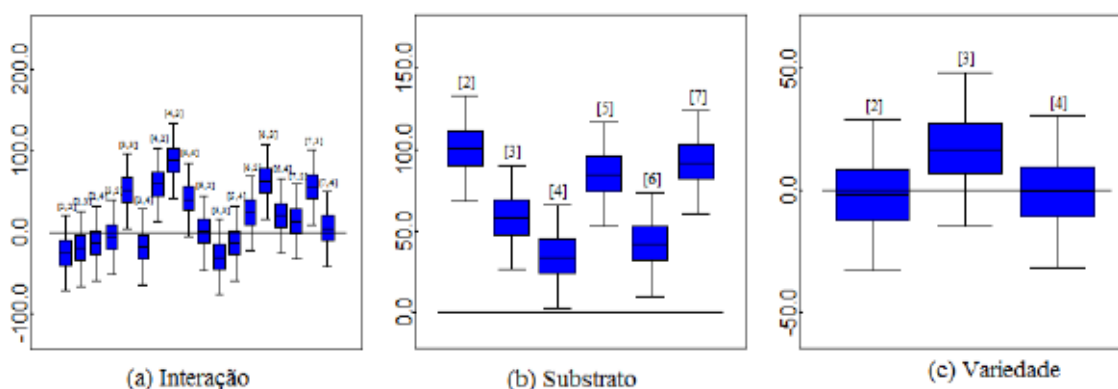


Figura 1: Box Plot a posteriori para os parâmetros do modelo indicado, com as interações (a), o fator substrato (b) e o fator variedade (c) com base no peso de matéria total de mudas de cupuaçuzeiro em Belém, Pará, 2014.

Na Tabela 3 estão apresentados a média e desvio a posteriori dos efeitos dos parâmetros do modelo, erros Monte Carlo e Intervalo HPD 95% para a variável peso de matéria seca total de mudas de cupuaçuzeiro em Belém, Pará, 2014. Verifica-se que, somente as interações $\alpha_4\beta_3$; $\alpha_6\beta_3$ e $\alpha_7\beta_3$ foram significativas, pois o valor zero não consta no intervalo HPD, o que pode ser visto também na Figura 2.a. Vale ressaltar que essas mesmas interações foram significativas também para o peso de matéria total. As variedades “Codajás”, “Manacapuru” e “Belém” não diferiram em relação a variedade de referência “Coari”(Figura 2.c).

Tabela 3: Média e desvio a posteriori dos efeitos dos parâmetros do modelo, erros Monte Carlo e Intervalo HPD 95% para a variável peso de matéria seca total de mudas de cupuaçuzeiro, em Belém, Pará, 2014.

$Ef.^{(1)}$	Média	$DP^{(2)}$	$EMC^{(3)}$	$HPD95\%^{(4)}$		$Ef.^{(1)}$	Média	$DP^{(2)}$	$EMC^{(3)}$	$HPD95\%^{(4)}$	
				LI	LS					LI	LS
μ_0	6,10	4,87	0,096	3,47	15,55	$\alpha_3\beta_3$	18,62	9,83	0,132	-0,97	37,67
σ	11,21	0,75	0,005	9,85	12,79	$\alpha_3\beta_4$	-6,25	9,92	0,130	-25,76	13,50
α_2	36,78	6,97	0,105	23,12	50,61	$\alpha_4\beta_2$	15,13	9,79	0,130	-3,89	34,15
α_3	20,54	6,93	0,105	6,94	34,23	$\alpha_4\beta_3$	33,54	9,80	0,133	14,29	52,60
α_4	12,45	6,87	0,108	-0,84	25,99	$\alpha_4\beta_4$	10,19	9,75	0,137	-8,94	29,37
α_5	32,24	7,01	0,109	18,60	46,07	$\alpha_5\beta_2$	-3,95	9,91	0,132	-23,30	15,51
α_6	19,31	6,89	0,104	5,64	32,88	$\alpha_5\beta_3$	-13,53	9,90	0,132	-33,13	5,59
α_7	30,38	6,93	0,109	16,95	44,11	$\alpha_5\beta_4$	-6,85	9,97	0,133	-26,50	12,75
β_2	0,91	6,87	0,114	-12,49	14,44	$\alpha_6\beta_2$	7,55	9,73	0,127	-11,45	26,75
β_3	7,46	6,92	0,116	-6,17	21,21	$\alpha_6\beta_3$	24,94	9,84	0,137	5,61	44,23
β_4	0,21	6,92	0,117	-13,26	13,71	$\alpha_6\beta_4$	5,63	9,86	0,124	-13,81	24,91
$\alpha_2\beta_2$	-12,29	9,89	0,130	-31,70	6,91	$\alpha_7\beta_2$	6,10	9,85	0,132	-13,39	25,33
$\alpha_2\beta_3$	-4,73	9,92	0,130	-24,27	14,56	$\alpha_7\beta_3$	20,82	9,82	0,137	1,66	39,89
$\alpha_2\beta_4$	-8,82	9,89	0,132	-28,42	10,60	$\alpha_7\beta_4$	3,99	9,86	0,136	-15,48	23,25
$\alpha_3\beta_2$	-1,58	9,82	0,133	-20,90	17,70						

(1) Efeitos; (2) Desvio padrão; (3) Erro Monte Carlo; (4) Intervalo de máxima densidade a posteriori; LI: Limite inferior; LS: Limite superior.

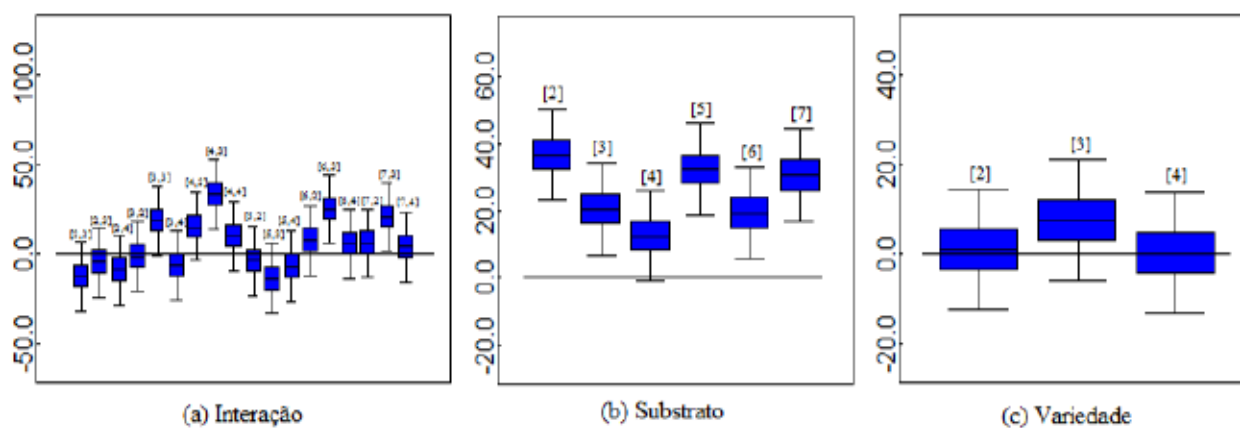


Figura 2: Box Plot a posteriori para os parâmetros do modelo indicado, com as interações (a), o fator substrato (b) e o fator variedade (c) com base no peso de matéria seca total de mudas de cupuaçuzeiro em Belém, Pará, 2014.

Com relação aos substratos, observa-se que somente o substrato 4 - “Húmus de Minhoca” não diferiu do substrato de referência “Testemunha simples” (Figura 2.b). Pode-se observar que a média a posteriori do peso de matéria seca total da muda de cupuaçuzeiro para a variedade 1 - “Coari” utilizando o substrato 1 - “Testemunha simples”, ou seja, os níveis de referência, foi igual a 6 gramas.

Observa-se ainda na Tabela 3 que, por exemplo, plantas com o substrato 2 - “Cama de aviário”, apresentaram maior peso médio a posteriori, com aproximadamente 37 g a mais do que plantas da variedade “Coari” utilizando o substrato “Testemunha simples”. O aumento foi menor quando se utilizou o substrato 4 - “Húmus de minhoca”, com aproximadamente 12 gramas. Outra análise que pode ser feita, é por

exemplo, considerando a variedade 3 (“Manacapuru”) com uso do substrato 4 - “Húmus de minhoca”, tem-se um peso médio a posteriori de aproximadamente 46 g ($\alpha_4 + \alpha_4\beta_3$) a mais que a mesma variedade utilizando o substrato de referência “Testemunha simples”. Considerando essa mesma variedade (“Manacapuru”) com o uso dos substratos 6 - “Esterco de ovinos” e 7 - “Testemunha padrão”, tem-se um peso médio a posteriori de 44 e 51 g, respectivamente, a mais que a mesma variedade utilizando o substrato de referência “Testemunha simples”.

Conclusões

Para ambas as variáveis estudadas, o critério DIC indicou como mais parcimonioso o modelo que apresenta além da média, os efeitos de substrato, variedade e a interação entre eles. Em ambas as variáveis, a variedade 3 (“Manacapuru”) com o uso dos substratos 7 (“Testemunha padrão”) e 4 (“Húmus de Minhoca”), respectivamente, apresentaram maiores médias a posteriori. Para a variável peso de matéria total, todos os substratos diferiram do substrato de referência “Testemunha simples”, enquanto que para a variável peso de matéria seca total, com exceção do substrato “Húmus de minhoca”, todos os demais diferiram do substrato de referência. Em ambas as variáveis não houve diferença entre as quatro variedades de cupuazeiro.

Agradecimentos

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), pela concessão da bolsa de estudos e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão da bolsa de pesquisa.

References

- ANDRADE, P. C. R.; FERREIRA, D. F. Comparações múltiplas bayesianas em modelos normais homocedásticos e heterocedásticos. *Ciência e agrotecnologia*, Lavras, v.34, n.4, p.845-852, 2010.
- KIST, B. B.; VENCATO, A. Z.; SANTOS, C.; CARVALHO, C.; REETZ, E. R.; POLL, H.; BELING, R. R. *Anuário Brasileiro da Fruticultura*. Santa Cruz do Sul: Gazeta Santa Cruz. 2012. 128p.
- LUNN, D., SPIEGELHALTER, D., THOMAS, A.; BEST, N. The BUGS project: Evolution, critique and future directions. *Statistics in Medicine*, v.28, n.25, p.3049-3067, 2009.
- NOGUEIRA, D. A.; SAFÁDI, T.; FERREIRA, D. F. Avaliação de critérios de convergência para o método de Monte Carlo via Cadeias de Markov. *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, v.65, n.224, p.59-88, 2004.
- NTZOUFRAS, I.; *Bayesian Modeling Using WinBugs*. New York: John Wiley & Sons. 2009. 506p.
- REIS, R. L.; MUNIZ, J. A.; SILVA, F. F.; SÁFADI, T.; AQUINO, L. H. Abordagem bayesiana da sensibilidade de modelos para o coeficiente de endogamia. *Ciência Rural*, Santa Maria, v.39, n.6, p.1752-1759, 2009.
- ROSSI, R. M.; GASPARINI, D. C. S. O uso de procedimentos estatísticos para comparação da produção de ovos considerando diferentes tratamentos e linhagens de codornas. *Semina*, Londrina, v.33, n.1, p.17-26, 2012.

SECRETARIA DE AGRICULTURA DO ESTADO DO PARÁ. *A fruticultura no Estado do Pará*. Disponível em: <http://www.sagri.pa.gov.br/>. Acesso em: 17 de fevereiro de 2014.

SANTOS, V. S.; MELO, G. F.; ALVES, R. M. Produção de mudas orgânicas de cupuaçuzeiro no estado do Pará. In: 21º Congresso Brasileiro de Fruticultura. *Anais*. CD-DVD. Natal: SBF, Sociedade Brasileira de Fruticultura, 2010.

SMITH, B. J. boa: An R Package for MCMC Output Convergence Assessment and Posterior Inference. *Journal of Statistical Software*, v.21, n.11, p.1-37, 2007.