

Determinação de funções de produtividade de algodão e soja em cultivo sequeiro no extremo oeste da Bahia

Flávio Bittencourt¹

Everardo Chartuni Mantovani²

Gilberto Chohaku Sedyama³

Nerilson Terra Santos⁴

Resumo

Um estudo de caso foi realizado em fazendas localizadas nos municípios de São Desidério e de Correntina, região oeste da Bahia, nas safras de algodão e soja de 2008/2009 e 2009/2010, com o objetivo de determinar funções de produção por meio de modelos de regressão linear múltipla. Como variável dependente adotou-se a produtividade e como variáveis independentes foram adotadas a data do plantio, a evapotranspiração de referência, a evapotranspiração da cultura e a disponibilidade real de água no solo em três profundidades (0 a 30, 30 a 60 e 60 a 90 cm). Nenhum modelo se ajustou aos dados de produtividade da safra do algodão de 2008/2009. Entretanto, na safra 2009/2010 a produtividade do algodão foi descrita por um modelo composto pelas variáveis data do plantio e precipitação efetiva. A produtividade da soja na safra 2008/2009 pode ser explicada por um modelo com as variáveis data do plantio e evapotranspiração da cultura, e na safra 2009/2010 com as variáveis data do plantio e disponibilidade real de água no solo na profundidade de 0 a 30 cm. Concluiu-se que as produtividades de algodão e soja não puderam ser modeladas por um modelo único de função de produção, que a data do plantio correlacionou negativamente em todas as culturas, exceto para o algodão na safra 2008/2009 e a interrelação entre as variáveis estudadas em cada período e cultura indica que a influência de determinado parâmetro na produtividade varia estatisticamente em cada situação.

Palavras-chave: Precipitação. Bahia. IRRIPLUS.

Introdução

Na região oeste da Bahia, em 2011, o algodão alcançou uma produtividade de 270 arrobas por hectare, valor somente ultrapassado pela Austrália cujo plantio é irrigado. Neste mesmo ano a produtividade da soja foi de 56 sacas por hectare atingindo um patamar superior à média brasileira e à americana (ASSOCIAÇÃO DE AGRICULTORES E IRRIGANTES DA BAHIA – AIBA, 2012).

Em 2015, o fator climático, a queda de preço e o alto custo de produção forçaram a retração da área plantada da cultura do algodão. Todavia, a distribuição espacial da chuva favoreceu a cultura que teve produtividade média de pluma de 107 arrobas por hectare e superou a média nacional. A

1 Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL-MG), professor. flavio.bittencourt@unifal-mg.edu.br. Rua Gabriel Monteiro da Silva, 700, Centro, Alfenas, MG, CEP 37130-000.

2 Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor. everardo@ufv.br.

3 Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor. g.sedyama@ufv.br.

4 Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor. nsantos@ufv.br.

soja alcançou a produtividade de 49 sacas por hectare, um pouco abaixo da média brasileira, devido às estiagens. Entretanto, a expectativa para a safra 2015/2016 é que a produtividade conquiste um valor histórico de 57 sacas por hectare (ASSOCIAÇÃO DE AGRICULTORES E IRRIGANTES DA BAHIA – AIBA, 2015).

Bons índices pluviométricos são observados entre os meses de outubro e março e, entre os anos 1997 e 2010, as médias mensais da precipitação pluvial variaram entre 131,3 e 250,5 mm, embora com grande irregularidade na distribuição espacial e temporal (ASSOCIAÇÃO DE AGRICULTORES E IRRIGANTES DA BAHIA – AIBA, 2011).

Um conjunto de fatores como as características fisiográficas e a influência de vários sistemas atmosféricos colaboram para a irregularidade da distribuição espacial e temporal das chuvas na região oeste da Bahia. No período mais chuvoso, nos meses de dezembro, janeiro e fevereiro, a precipitação pluvial está mais concentrada no oeste do Estado, diminuindo a partir de março até junho-julho-agosto e aumentando em setembro até fevereiro (ARAÚJO et al., 2008; TANAJURA et al. 2010).

Em condições de sequeiro, a produtividade das culturas é altamente dependente das interações entre os estádios de desenvolvimento da cultura e as variações climáticas. A intensidade, a regularidade e a distribuição da precipitação pluvial interferem significativamente nesse tipo de cultivo. O suprimento de água para uma cultura resulta de interações que se estabelecem ao longo do sistema solo-planta-atmosfera; à medida que o solo seca, mais difícil é para a planta absorver água, ocasionando déficit hídrico. A deficiência hídrica afeta acentuadamente alguns processos morfofisiológicos nas culturas, como a redução da produção da massa foliar, do fechamento dos estômatos, da aceleração da senescência e da abscisão das folhas.

A precipitação pluvial é uma variável que pode ser quantificada e é um elemento climático fundamental para as plantas, sendo essencial para o crescimento, desempenhando um papel importante na fotossíntese e, portanto, na produção. Se os demais fatores de produção são fixos, em nível ótimo, a produtividade depende exclusivamente da água (FRIZZONE; ANDRADE JÚNIOR, 2005) e no caso do cultivo em sequeiro da precipitação pluvial.

Assim, depreende-se que a produtividade das culturas agrícolas é resultado da interação de vários fatores referentes ao solo, à planta e à atmosfera. São relações complexas que envolvem processos biológicos, fisiológicos, físicos e químicos. A relação funcional entre esses fatores e a produção das culturas é denominada de função de produção (MAÑAS; VALERO, 1993; DOORENBOS; KASSAN, 1994; LEAL, 2000; FACCIOLI, 2002; FRIZZONE; ANDRADE JÚNIOR, 2005).

Na região oeste da Bahia, São Desidério e Correntina são dois municípios entre aqueles com maior volume de exportação do estado. Os dois municípios fazem parte de uma região da Bahia em que a produção de algodão já alcança 98 % da produção estadual e 30 % da produção nacional, e a soja, 100 % da estadual e 5 % da nacional (ASSOCIAÇÃO DE AGRICULTORES E IRRIGANTES DA BAHIA – AIBA, 2011).

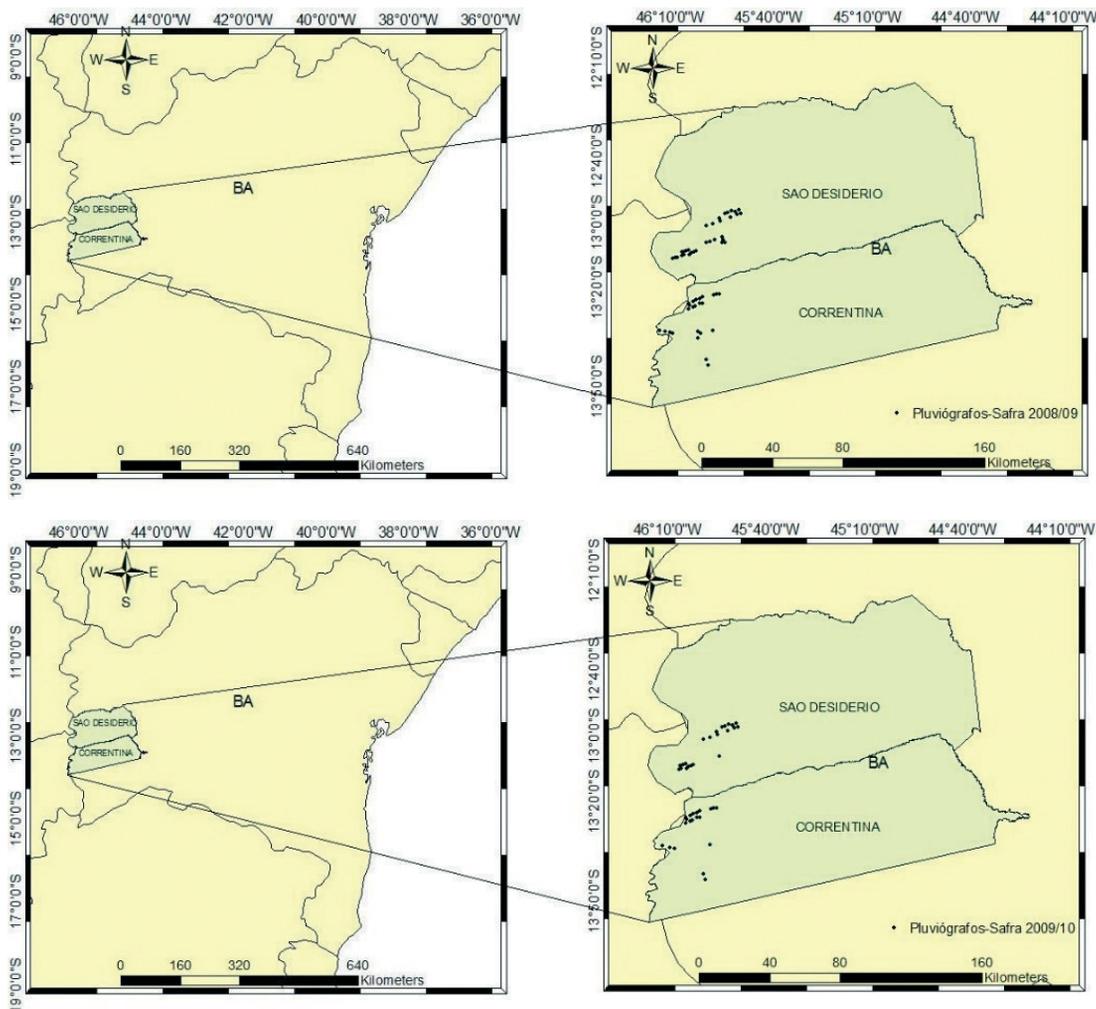
O cultivo sequeiro é predominante na região oeste da Bahia, principalmente nos municípios mencionados acima, além disso, não foram encontrados na literatura trabalhos que apresentem estudos sobre funções de produção de algodão e soja para esta região. Devido a esses fatores, o objetivo deste trabalho foi o de modelar funções de produção para as culturas de algodão e soja a partir dos dados cedidos pela empresa IRRIGER de fazendas situadas nestes municípios nas safras 2008/2009 e 2009/2010.

Material e métodos

Os dados utilizados neste trabalho são oriundos de 15 fazendas do Grupo MAEDA S/A, localizadas nos municípios de São Desidério e Correntina, extremo oeste baiano, somando-se um total de mais de 30 mil hectares de área. São referentes às safras 2008/2009 e 2009/2010 das culturas de algodão e soja e foram fornecidos pela IRRIGER, empresa que se dedica à prestação de serviços relacionados à gestão da irrigação e da precipitação pluviométrica em área de produção agrícola extensiva, utilizando critérios técnicos adequados e ferramentas de análise comprovadas cientificamente (MANTOVANI; MOREIRA, 2010).

Foram instalados 58 pluviômetros para acompanhar a precipitação pluvial das glebas cultivadas, distanciados, no mínimo, por aproximadamente dois mil metros um do outro, podendo em uma mesma fazenda ter mais de um pluviômetro dependendo do número de gleba cultivada. Na safra 2008/2009 foram utilizados os dados de 56 deles e na safra 2009/2010 de 42. A disposição dos pluviômetros na área estudada pode ser visualizada na Figura 1.

Figura 1. Distribuição espacial dos pluviômetros na área estudada de acordo com as safras



Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

As curvas de retenção de água do solo das fazendas do estudo foram obtidas para determinar a capacidade de campo (cc) e o ponto de murcha permanente (pm) e a densidade aparente do solo

em três profundidades (0 a 30, 30 a 60 e 60 a 90 cm). Para cada cultura e cultivar foi adotado um fator de disponibilidade de água no solo, fator f , parâmetro que limita a parte da água que está disponível no solo para a planta e funciona como um fator de segurança abaixo do qual a cultura sofre pelo déficit hídrico; conforme a gleba cultivada o valor estava entre 0,6 e 0,7.

O programa IRRIPLUS (IRRIPLUS, 2008) foi utilizado em diversas situações, como para o monitoramento da água disponível no solo, para o cálculo da precipitação efetiva, da evapotranspiração de referência, da evapotranspiração da cultura, entre outros.

A disponibilidade total de água no solo (DTA) calculada pela Equação 1 é uma característica do solo que corresponde à água armazenada no intervalo entre as umidades correspondentes à capacidade de campo e ao ponto de murcha permanente. Pode ser expressa em altura de lâmina de água por profundidade do solo, geralmente em mm de água por cm de solo ou em volume de água por unidade de área de solo (BERNARDO et al., 2006).

$$DTA = \frac{cc - pm}{10} da \quad (1)$$

em que:

DTA - disponibilidade total de água no solo (mm cm⁻¹);

cc - capacidade de campo (%);

pm - ponto de murcha permanente (%);

da - densidade aparente do solo (g cm⁻³).

Com os valores de f , cc e pm foi calculada a disponibilidade real de água no solo (DRA) para cada gleba onde estavam os pluviógrafos. A DRA é definida como a fração da disponibilidade total de água no solo que a cultura poderá utilizar sem afetar significativamente a sua produtividade, dada pela Equação 2 (BERNARDO et al., 2006).

$$DRA = DTA \times f \quad (2)$$

em que:

DRA: disponibilidade real de água no solo (mm cm⁻¹);

DTA: disponibilidade total de água no solo (mm cm⁻¹);

f : fator de disponibilidade de água no solo.

As entradas no modelo do balanço hídrico são as variáveis precipitação e irrigação. A saída considera a evapotranspiração, o escoamento superficial e a percolação. O IRRIPLUS (IRRIPLUS, 2008) calcula a evapotranspiração de referência (ET_o), Equação 3, por meio do modelo de Penman-Monteith sendo representado segundo Hamakawa (2002) por:

$$ET_o = \frac{\delta}{(\delta + \gamma^*)} (R_n - G) \frac{1}{\lambda} + \frac{\gamma}{(\delta + \gamma^*)} \frac{900}{(t + 275)} U_2 (e_s - e_d) \quad (3)$$

em que:

ET_o - evapotranspiração de referência (mm d⁻¹)

R_n - saldo da radiação (MJ m⁻² d⁻¹)

G - fluxo de calor no solo (MJ m⁻² d⁻¹)

t - temperatura média do ar (°C)

U₂ - velocidade média do vento, medida a 2 metros de altura no período de 24 horas (m s⁻¹)

- e_s - pressão de vapor de saturação à temperatura média (kPa)
 e_d - pressão de vapor média diária (kPa)
 δ - declividade da curva de pressão de vapor de saturação na temperatura t (kPa °C⁻¹)
 γ - coeficiente psicrométrico (kPa °C⁻¹)
 γ^* - coeficiente psicrométrico modificado (kPa °C⁻¹)
 λ - calor latente de evaporação à temperatura t (MJ kg⁻¹ - vapor de água)

Para o cálculo da evapotranspiração da cultura, Equação 4, o programa considera o modelo formulado por Mantovani e Costa (1998) citado por Mantovani et al. (2013):

$$ETc = ETo.Kc.Ks.Kl \quad (4)$$

em que:

- ETc - evapotranspiração da cultura, em mm d⁻¹;
 ETo - evapotranspiração de referência, em mm d⁻¹;
 Kc - coeficiente de cultura, adimensional;
 Ks - coeficiente de estresse hídrico, adimensional;
 Kl - coeficiente de localização, adimensional.

O valor do coeficiente de estresse (Ks), Equação 5, é calculado utilizando o modelo logarítmico proposto por Bernardo et al. (2006):

$$Ks = \frac{\ln(LAA+1)}{\ln(CTA+1)} \quad (5)$$

em que:

- Ks - coeficiente de estresse;
 LAA - lâmina atual de água no solo, em mm;
 CTA - capacidade total de água no solo, em mm.

No caso de utilização de sistemas irrigados, utiliza-se do valor do coeficiente de localização de irrigação (Kl), que é calculado em função da porcentagem de área molhada ou sombreada, sendo descrito por diversos modelos (MANTOVANI et al., 2009) e o mais utilizado é o desenvolvido por Keller e Bliesner (1990), Equação 6:

$$Kl = 0,1\sqrt{P} \quad (6)$$

em que:

- Kl - coeficiente de localização de irrigação, adimensional;
 P - porcentagem de área molhada ou sombreada, %.

A precipitação efetiva considerada neste trabalho é aquela que fica armazenada no solo até a profundidade efetiva das raízes das plantas, atendendo às necessidades hídricas e representa a parcela da precipitação total deduzida das perdas por escoamento superficial e percolação (BACK et al., 1998; SAMPAIO et al., 2000; BARBOSA et al., 2005).

A data do plantio das culturas variou de safra e de fazendas, o plantio do algodão na safra 2008/2009 foi de 06/12/2008 a 09/01/2009 e na safra 2009/2010 de 30/11/2009 a 21/12/2009.

Para a soja, a safra 2008/2009 foi de 05/11/2008 a 22/12/2008 e a safra 2009/2010 de 22/10/2009 a 16/12/2009.

O modelo de regressão linear múltipla foi adotado para modelar a função de produção de cada cultura e safra e está representado pela Equação 7.

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^7 \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

em que:

Y - produtividade da cultura (algodão ou soja) nas safras estudadas (@ ha⁻¹ ou sc ha⁻¹);

β_0 e β_i - são os coeficientes de regressão a serem estimados, $i = 1, \dots, 7$;

X_1 - data do plantio (dias);

X_2 - evapotranspiração de referência total da cultura (mm d⁻¹);

X_3 - evapotranspiração total da cultura (mm d⁻¹);

X_4 - precipitação efetiva total (mm);

X_5, X_6, X_7 - disponibilidade real de água no solo em três profundidades (mm cm⁻¹);

ε_i - erro aleatório assumido como independente com distribuição normal com média zero e variância σ^2 .

Antes de obter as estimativas dos coeficientes de cada modelo, foram mensuradas as correlações (r) entre as variáveis. O desejável é que as variáveis independentes apresentem correlação forte com a variável dependente e correlações fracas entre si. Para Devore (2012), a correlação é fraca se $0 \leq |r| \leq 0,5$, forte se $0,8 \leq |r| \leq 1$, e moderada caso contrário. Além disso, observou-se a dependência entre duas variáveis independentes, averiguada por meio da estatística fator de inflação da variância (VIF), Equação 8. Heiberger (2013) afirma que variáveis independentes com VIF acima de 5 apresentam colinearidade com outra variável independente e não devem fazer parte do modelo. O VIF foi calculado utilizando o pacote *car* (FOX; WEISBERG, 2011) do programa R (R CORE TEAM, 2015).

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}, j = 1, 2, \dots, p \quad (8)$$

em que:

R_j^2 - é o quadrado do coeficiente de correlação múltipla resultante quando a variável X_j é regredida contra as outras variáveis preditoras;

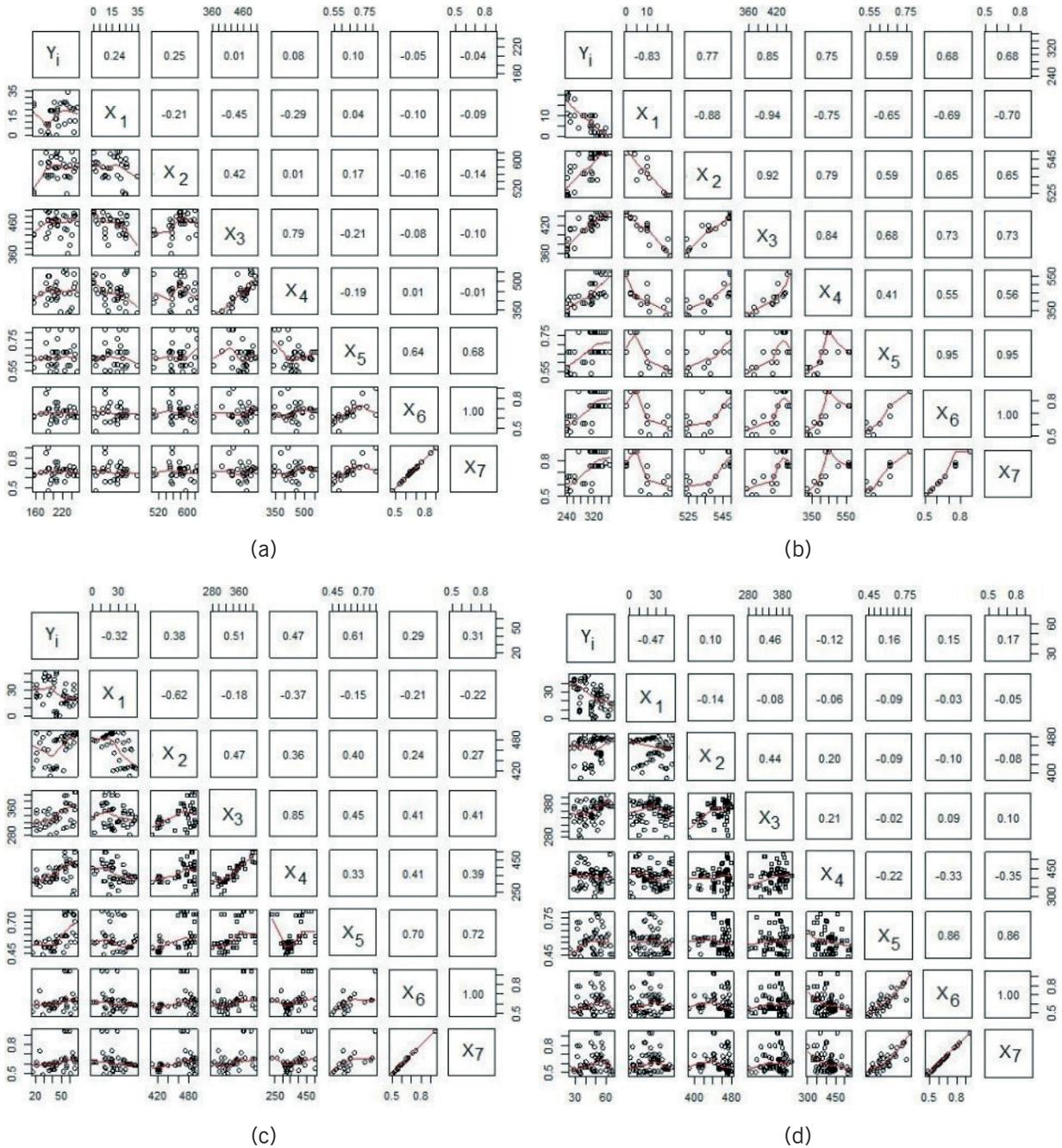
p - é o número de variáveis preditoras.

O método *stepwise* foi adotado para buscar o modelo que apresentasse variáveis independentes influentes e menor AIC (Critério de Informação de Akaike).

Resultados e discussão

As correlações entre as variáveis foram obtidas e são apresentadas para cada safra e cultura na Figura 2. Os gráficos foram confeccionados pelo programa R (R CORE TEAM, 2015) e exibem, além do valor da correlação entre duas variáveis, os diagramas de dispersão entre as variáveis.

Figura 2. Correlação múltipla entre as variáveis candidatas aos modelos das safras e culturas: (a) safra 2008/2009 e (b) safra 2009/2010 da cultura do algodão; (c) safra 2008/2009 e (d) safra 2009/2010 da cultura da soja



Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

A primeira linha de cada figura representa as correlações entre a variável dependente (Y) e as demais variáveis independentes (X_j). Na segunda linha são mostradas as correlações entre a variável X_1 e as demais variáveis independentes e assim sucessivamente.

Na safra 2009/2010 da cultura do algodão pode ser observado que as correlações são de moderadas a fortes e nos demais casos se classificam como de fracas a moderadas. Algumas variáveis independentes apresentam correlações de moderadas a fortes entre si, o que é um indicativo de colinearidade (ou multicolinearidade).

A colinearidade das variáveis independentes foi mensurada pela estatística VIF e após extinguir todas as combinações possíveis foram obtidas as seguintes variáveis candidatas e valores dos VIFs para cada cultura e safra, apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Valores do fator de inflação de variância das variáveis independentes candidatas aos modelos segundo as culturas e safras

Culturas	Safras	Variáveis						
		X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
Algodão	2008/09	1,15	1,08	-	1,13	1,07	-	-
	2009/10	3,43	-	-	2,37	1,78	-	-
Soja	2008/09	1,03	1,28	1,26	1,21	1,07	-	-
	2009/10	1,77	1,95	-	1,28	1,03	-	-

Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

Na safra 2008/2009 da cultura do algodão, as variáveis candidatas foram X_1 , X_2 , X_4 e X_5 . Na safra 2009/2010, X_1 , X_4 e X_5 . Na safra 2009/2010 da cultura da soja, X_1 , X_2 , X_3 , X_4 e X_5 . E na safra 2009/2010, X_1 , X_2 , X_4 e X_5 .

Embora essas sejam as variáveis candidatas por apresentar menor VIF, ainda não é suficiente para que elas componham o modelo. Em todos os casos acima foi utilizado o método stepwise e o AIC e obteve-se os modelos ajustados e estatísticas apresentados pelas Equações 9, 10 e 11.

$$Y_1 = 260,0426 - 3,5627X_1 + 0,1540X_4 \quad (9)$$

sendo $F = 43,64$; $p < 0,0001$; $R_{aj}^2 = 70,9\%$

$$Y_2 = -4,0526 - 0,3507X_1 + 0,1646X_3 \quad (10)$$

sendo $F = 22,42$; $p < 0,0001$; $R_{aj}^2 = 38,3\%$

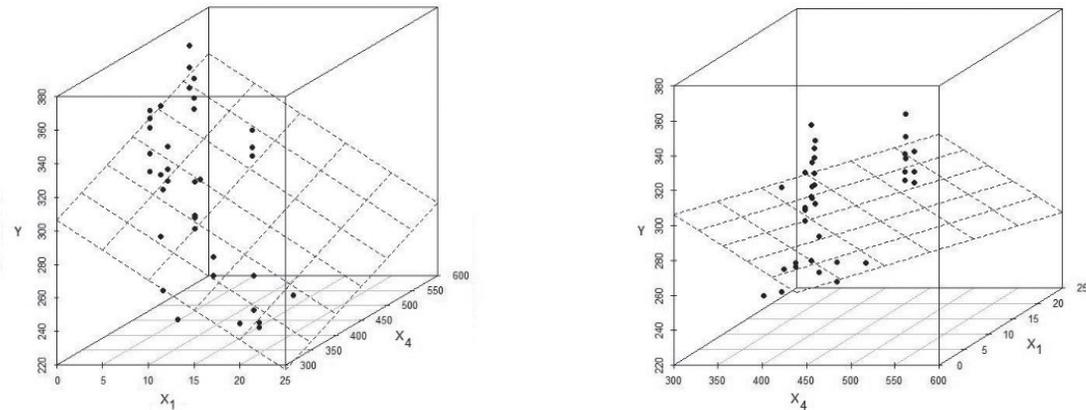
$$Y_3 = 2,5729 - 0,2857X_1 + 88,4812X_5 \quad (11)$$

sendo $F = 25,43$; $p < 0,0001$; $R_{aj}^2 = 38,51\%$

Para descrever a produtividade da safra 2008/2009 da cultura do algodão não se obteve um modelo cujos coeficientes fossem significativos. Os modelos obtidos Y_1 , que descrevem a produtividade da safra 2009/2010 da cultura do algodão, Y_2 e Y_3 , que descrevem, respectivamente, a produtividade das safras 2008/2009 e 2009/2010 da cultura da soja, apresentaram em comum a variável X_1 , além de apresentar estimativa negativa para o coeficiente β_1 . Tal resultado implica redução da produtividade quanto mais tarde for o plantio.

Os diagramas de dispersão e o plano ajustado para cada modelo ajustado foram confeccionados por meio do pacote *scatterplot3d* (LIGGES; MÄCHLER, 2003) do programa R (R CORE TEAM, 2015). Para a safra 2009/2010 do algodão, o plano ajustado e o diagrama de dispersão dos valores observados podem ser visualizados em duas perspectivas na Figura 3, na qual a variável dependente está representada no eixo vertical e as variáveis independentes estão representadas nos eixos horizontais.

Figura 3. Diagrama de dispersão e plano ajustado à produtividade da cultura do algodão na safra 2009/2010 em duas perspectivas

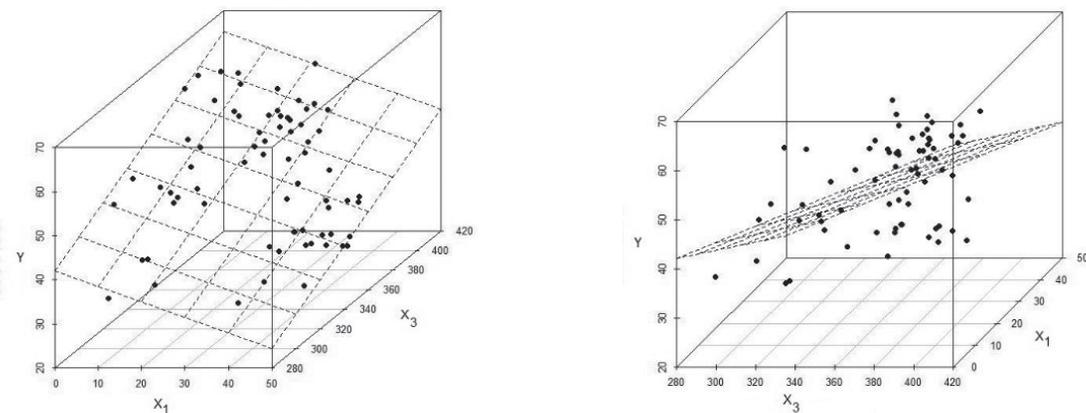


Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

Pode-se observar que quando o plantio foi realizado mais tarde e quando a precipitação efetiva total foi menor, a produtividade, como variável dependente, diminui. O início do plantio ocorrido em 30/11/2009, $X_1 = 0$, apresenta maior produtividade, valor este que vai decrescendo a partir de $X_1 = 5$. Por outro lado, a precipitação efetiva total apresenta valores positivos de produtividade quando $450 < X_4 < 500$ mm.

Na Figura 4 o plano ajustado, Equação 10, e o diagrama de dispersão apresentam no eixo vertical a produtividade e nos eixos horizontais a data de plantio e a evapotranspiração total da cultura.

Figura 4. Diagrama de dispersão e plano ajustado à produtividade da cultura da soja na safra 2008/2009 em duas perspectivas

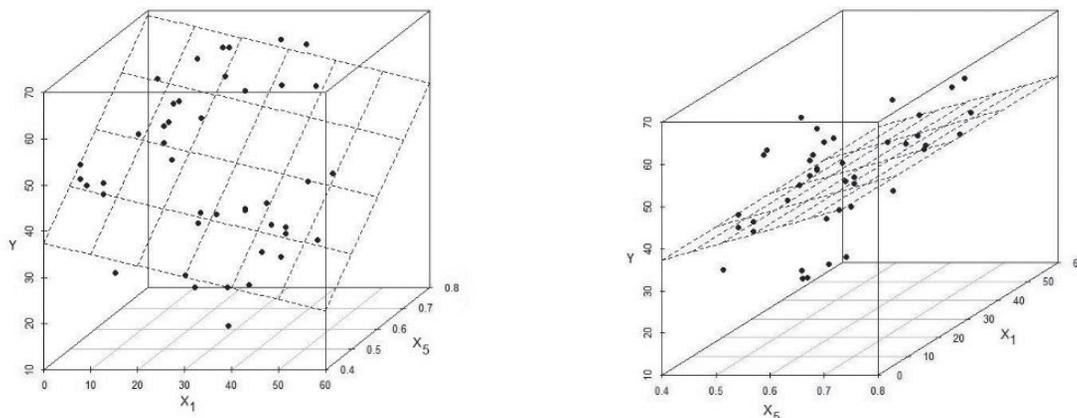


Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

A soja produziu mais quando a data do plantio estava mais próxima do dia 05/11/2008 ($X_1=0$) e quando a variável X_3 apresentava valores acima de 320 mm d⁻¹.

A Figura 5 exibe o plano ajustado, Equação 11, e o diagrama de dispersão dos valores observados da safra 2009/2010 da cultura da soja. No eixo vertical está apresentada a variável dependente e nos eixos horizontais as variáveis X_1 e X_5 .

Figura 5. Diagrama de dispersão e plano ajustado à produtividade da cultura da soja na safra 2009/2010 em duas perspectivas



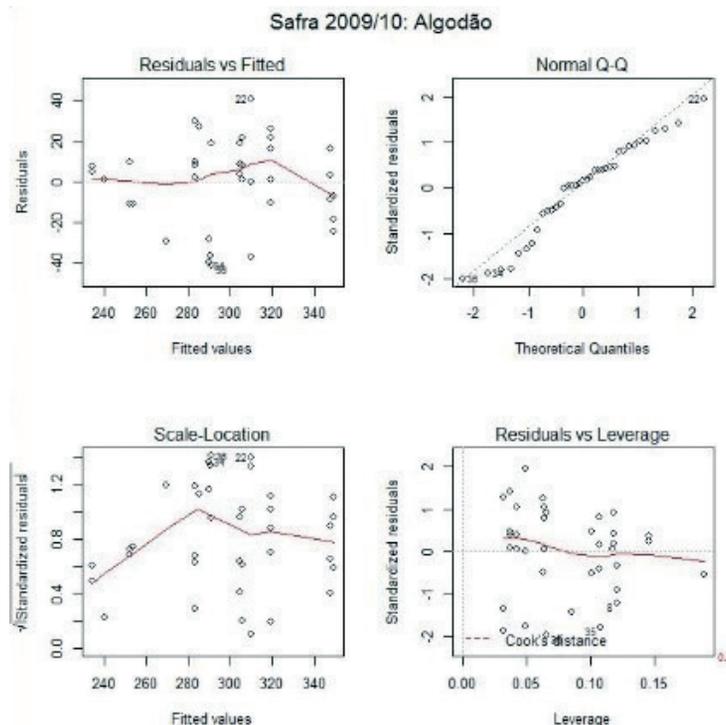
Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

Observa-se que quando $10 < X_1 < 30$ dias após o início do plantio (22/10/2009) e para valores observados maiores de X_5 a produtividade obtida foi maior do que para outros valores.

Os diferentes modelos encontrados e a visualização dos gráficos permitem observar que a estimativa da produtividade não possui um único padrão de comportamento, sendo diferente para cada safra e cultura, quando consideradas as variáveis independentes adotadas neste trabalho. Pode-se observar que poucos pontos se distribuem sobre o plano encontrado para estimar a produtividade, o que corrobora os valores do R_{aj}^2 encontrados para cada modelo.

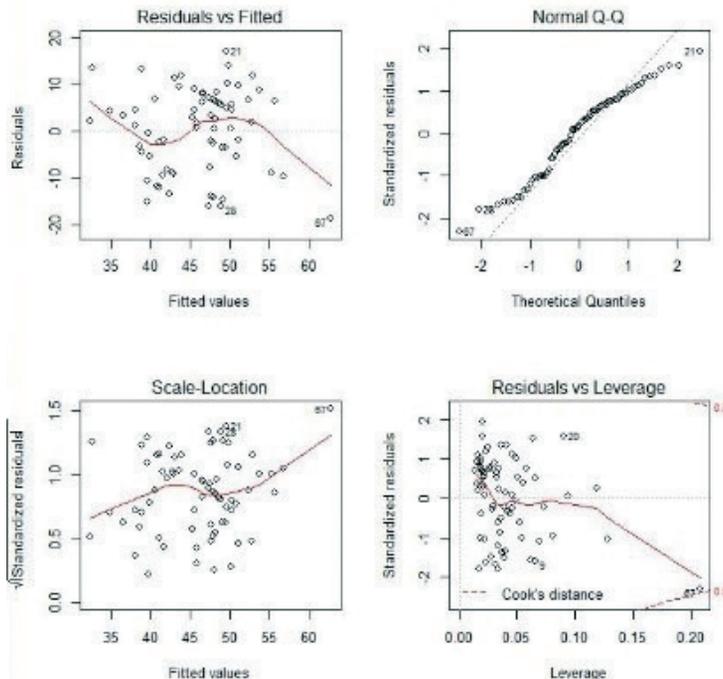
Os modelos ajustados tiveram as suas pressuposições testadas: normalidade, homogeneidade de variância e independência dos resíduos, sendo as análises gráficas apresentadas na Figura 6.

Figura 6. Comportamento dos resíduos dos modelos ajustados segundo as safras e culturas para a visualização das violações das pressuposições



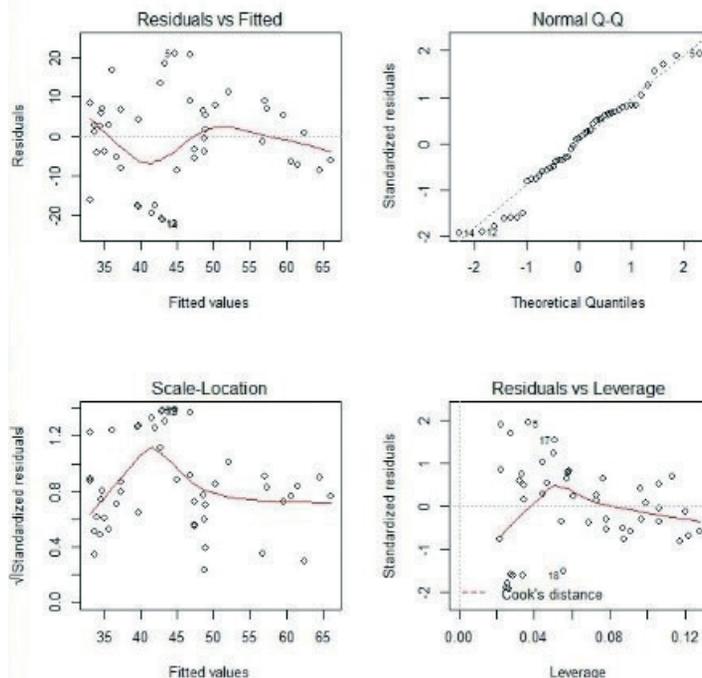
(a)

Safra 2008/09: Soja



(b)

Safra 2009/10: Soja



(c)

Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

Para cada modelo ajustado são apresentados quatro gráficos, em que o primeiro deles avalia a homogeneidade de variâncias e a independência dos resíduos. No segundo gráfico, à direita do anterior, pode ser observado se os resíduos se distribuem normalmente. A homogeneidade de vari-

âncias e a independência dos resíduos também podem ser avaliadas no terceiro gráfico, o qual é o mais indicado para tal fim. O último gráfico permite visualizar se há valores influentes no conjunto de dados. Conclui-se pela visualização dos gráficos que as pressuposições dos modelos ajustados em todos os casos foram atendidas.

O pacote *lmtest* (ZEILEIS; HOTHORN, 2002) do programa R (R CORE TEAM, 2015) foi utilizado para testar as pressuposições, sendo apresentados os testes e os respectivos valores-p na Tabela 2.

Tabela 2. Resultados dos testes estatísticos das pressuposições dos modelos adotados

Culturas	Safras	Valor-p		
		Shapiro-Wilk	Breusch-Pagan	Breusch-Godfrey
Algodão	2009/10	0,2036	0,8131	0,1787
Soja	2008/09	0,0594	0,9046	0,3771
	2009/10	0,2281	0,1823	0,09511

Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

A hipótese nula do teste Shapiro-Wilk é a de que os resíduos seguem distribuição normal, no teste Breusch-Pagan a hipótese nula é a de que há homogeneidade de variância e no teste Breusch-Godfrey, a hipótese nula é a de que os resíduos são independentes. Assim, depreende-se, de acordo com os testes ora apresentados, que as pressuposições dos modelos ajustados foram atendidas.

Conclusões

A partir dos resultados apresentados e da discussão discutida conclui-se que: as produtividades de algodão e soja das fazendas estudadas não puderam ser modeladas por meio de um modelo único de função de produção para cada cultura e safra, pois apresentaram variáveis independentes diferentes. As variáveis independentes adotadas para modelar a produtividade apresentaram forte correlação entre si e, em alguns casos, fraca correlação com a variável dependente. Pode-se observar que poucos pontos se distribuem sobre o plano encontrado para estimar a produtividade, o que corrobora os valores encontrados para o R_{aj}^2 .

Como a estimativa do coeficiente da variável X_1 apresentou valor negativo, sugere-se que o intervalo de plantio entre as fazendas seja diminuído e que se adote uma data ótima para o início do plantio, que poderia ser no início de dezembro para o algodão e no início de novembro para a soja.

A interrelação entre as variáveis estudadas em cada período e cultura indica que a influência de determinado parâmetro na produtividade varia estatisticamente em cada situação.

Agradecimentos

À IRRIGER e ao grupo MAEDA pela cessão dos dados.

À Capes pelo auxílio financeiro.

Productiveness functions determination in cotton and soybeans harvested by dry cultivation in far western Bahia

Abstract

A case study was carried out on cotton and soybean farms located in the communities of São Desidério and Correntina, western region of Bahia in 2008/2009 and 2009/2010, aiming to determine production functions through multiple linear regression models. As dependent variable, productiveness was adopted. On the other hand, for the independent variables, cropping date, referential evapotranspiration, cropping evapotranspiration and the ground factual water availability in 3 field depth (0 to 30, 30 to 60, and 60 to 90 cm) were adopted. None of the models adjusted to cotton and soybean productiveness data of 2008/2009. Nevertheless, in the harvest of 2009/2010, cotton productiveness was described by a model arranged by planting date and effective precipitation variables. 2008/2009 soybean productiveness can be justified by a model with cropping date variant and ground factual water availability in the depth from 0 to 30 cm. It is possible to conclude that cotton and soybean productiveness could not be modelled by a single functional production model, planting date correlated adversely in all cropping models, except for the 2008/2009 cotton production and the inter-relation between the studied variants in each term and production shows that the influence of a specific cropping parameter statistically vary in each situation.

Keywords: Precipitation. Bahia. IRRIPLUS.

Referências

ASSOCIAÇÃO DE AGRICULTORES E IRRIGANTES DA BAHIA (AIBA). **Anuário da Região Oeste da Bahia**: Safra 2010/11. Bahia, 2011. Disponível em: http://aiba.org.br/wp-content/uploads/2013/11/anuario_oeste_bahia_2011.pdf>. Acesso em: 12 fev. 2016.

ASSOCIAÇÃO DE AGRICULTORES E IRRIGANTES DA BAHIA (AIBA). **Anuário da Região Oeste da Bahia**: Safra 2010/12. Bahia, 2012. Disponível em: http://aiba.org.br/wp-content/uploads/2013/11/anuario_oeste_bahia_2012.pdf>. Acesso em: 12 fev. 2016.

ASSOCIAÇÃO DE AGRICULTORES E IRRIGANTES DA BAHIA (AIBA). **Anuário da Região Oeste da Bahia**: Safra 2014/15. Bahia, 2015. . Disponível em: <http://aiba.org.br/wp-content/uploads/2015/12/Anu%C3%A1rio-Aiba-2014-15-WEB.pdf>>. Acesso em: 12 fev. 2016.

ARAÚJO, L. E.; SOUSA, F. A. S.; RIBEIRO, M. A. F. M.; SANTOS, A. S. S.; MEDEIROS, P. C. Análise estatística de chuvas intensas na Bacia Hidrográfica do Rio Paraíba. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 32, n. 2, p. 162-169, mar. 2008. Disponível em: < <http://www.scielo.br/pdf/rbmet/v23n2/05.pdf>>. Acesso em: 14 fev. 2016.

BACK, A. J.; DORFMAN, R.; CLARKE, R. Avaliação de métodos para dimensionamento da irrigação suplementar em clima úmido. **RBRH – Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 26, n. 4, p. 33-49, out./dez. 1998. Disponível em: <https://abrh.s3-sa-east-1.amazonaws.com/Sumarios/51/f90e-002f3f0f05b199a6ca2fe5c0bc65_3f99c48907217bd50870695d8dcb3089.pdf>. Acesso em: 14 fev. 2016.

BARBOSA, F. C.; TEIXEIRA, A. S.; GONDIM, R. S. Espacialização da evapotranspiração de referência e precipitação efetiva para estimativa das necessidades de irrigação na região do Baixo Jaguaribe – CE. **Revista Ciência Agrônômica**, Ceará, v. 36, n. 1, p. 24-33, jan./abr. 2005. Disponível em: <<http://www.ccarevista.ufc.br/seer/index.php/ccarevista/article/view/4/5>>. Acesso em: 14 abr. 2016.

BERNARDO, S.; SOARES, A. A.; MANTOVANI, E. C. **Manual de Irrigação**. 8. ed. Viçosa, MG: UFV-Imprensa Universitária, 2006.

DEVORE, J. L. **Probabilidade e Estatística para Engenharia e Ciências**. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

DOORENBOS, J. ; KASSAN, A. H. **Efeito da água no rendimento das culturas**. Campina Grande, PB: UFPB, 1994. (Estudos FAO. Irrigação e Drenagem, 33).

FACCIOLI, G. G. **Modelagem da uniformidade e da lâmina de irrigação na produtividade do feijoeiro**. 2002. 192 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2002.

FOX, J.; WEISBERG, S. **An R Companion to Applied Regression**. Second. Thousand Oaks CA: Sage, 2011. Disponível em: <<http://socserv.socsci.mcmaster.ca/jfox/Books/Companion>>. Acesso em: 29 mai. 2016.

FRIZZONE, J. A.; ANDRADE JÚNIOR, A. S. (Editores Técnicos). **Planejamento de Irrigação: análise de decisão de investimento**. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica, 2005.

HAMAKAWA, P. J. **Análises multivariadas e de séries temporais de elementos meteorológicos e de parâmetros fenológicos do cacauzeiro (*Theobroma cacao* L.) sob diferentes estratégias de irrigação**. 2002. 165 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2002.

HEIBERGER, R. M. **HH: Statistical Analysis and Data Display: Heiberger and Holland**. Vienna, Austria, 2013. R package version 2.1-32. Disponível em: <<http://cran.r-project.org/web/packages/HH/index.html>>. Acesso em: 29 mai. 2016.

IRRIPLUS. 2008. **Sistema para Manejo de Irrigação: Versão 2.8: UFV/GESAI/CIENTEC-Viçosa**, 2008. Disponível em: <<http://www.irriplus.com.br/>>. Acesso em: 9 mar. 2016.

KELLER J.; BLIESNER, R. D. **Sprinkle and trickle irrigation**. New York: AVI Book, 1990.

LEAL, B. G. **Sistema computacional para avaliação e estimativa das produtividades potencial e real das culturas agrícolas**. 2000. 96 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2000.

LIGGES, U.; MÄCHLER, M. Scatterplot3d – an R packages for visualizing multivariate data. **Journal of Statistical Software**, v. 8, n. 11, p. 1-20, 2003. Disponível em: <<http://www.jstatsoft.org>>. Acesso em: 11 jul. 2016.

MAÑAS, M. S. O.; VALERO, J. (Coord.). **Agronomia Del Riego**. Madri: Ediciones Mundi-Prensa, 1993.

MANTOVANI, E. C.; BERNARDO, S.; PALARETTI, L. F. **Irrigação**: princípios e métodos. 3. ed. Viçosa, MG: Editora UFV, 2009.

MANTOVANI, E. C.; DELAZARI, F. T.; DIAS, L. E.; ASSIS, I. R.; VIEIRA, G. H. S.; LANDIM, F. M. Eficiência no uso da água de duas cultivares de batata-doce em resposta a diferentes lâminas de irrigação. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 31, n. 4, p. 602-606, out. - dez. 2013. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/hb/v31n4/15.pdf>>. Acesso em: 19 ago. 2016.

MANTOVANI, E. C.; MOREIRA, H. M. Sistema Irriger de gerenciamento de irrigação. In: REUNIÓN INTERNACIONAL DE RIEGO, 2., 2010. **Anais...** Córdoba, AR, 2010. p. 29-38. (E. E. A. Manfredi, 9 y 10 de Noviembre, 2010). Disponível em: <https://inta.gob.ar/sites/default/files/script-tmp-inta-2010_riego.pdf>. Acesso em: 10 mar. 2016.

SANO, E. E.; SANTOS, C. C. M.; SILVA, E. M.; CHAVES, J. M. Fronteira agrícola do oeste baiano: considerações sobre os aspectos temporais e ambientais. **Geociências**, UNESP, São Paulo, v. 30, n. 3. p. 479-489, jan. 2011. Disponível em: <http://www.revistageociencias.com.br/geociencias-arquivos/30_3/Art%2013_Sano.pdf>. Acesso em: 12 ago. 2016.

R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Austria, 2015. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>. Acesso em: 14 jul. 2015.

SAMPAIO, S. C.; CORRÊA, M. M.; VILLAS-BÔAS, M. A.; OLIVEIRA, L. F. C. Estudo da precipitação efetiva para o município de Lavras, MG. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 4, n. 2, p. 210-213, 2000. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbeaa/v4n2/v4n2a13.pdf>>. Acesso em: 28 jul. 2016.

TANAJURA, C. A. S.; GENZ, F.; ARAÚJO, H. A. Mudanças climáticas e recursos hídricos na Bahia: validação da simulação do clima presente do HADRM3P e comparação com os cenários A2 e B2 para 2070 e 2100. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 25, n. 3, p. 345-358, 2010. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbmet/v25n3/a06v25n3.pdf>>. Acesso em: 03 ago. 2016.

ZEILEIS, A.; HOTHORN, T. Diagnostic checking in regression relationships. **R News**, v. 2, n. 3, p. 7-10, 2002. Disponível em: <<http://cran.r-project.org/doc/Rnews/>>. Acesso em: 26 mar. 2016.

Histórico editorial:

Submetido em: 06/09/2016

Aceito em: 03/03/2017

Como citar:

ABNT

BITTENCOURT, F.; MANTOVANI, E. C.; SEDIYAMA, G. C.; SANTOS, N. T. Determinação de funções de produtividade de algodão e soja em cultivo sequeiro no extremo oeste da Bahia. **Revista Agrogeoambiental**, Pouso Alegre, v. 10, n. 1, p. 67-82, jan./mar. Doi: <http://dx.doi.org/10.18406/2316-1817v10n120181089>

APA

BITTENCOURT, F., MANTOVANI, E. C., SEDIYAMA, G. C. & SANTOS, N. T. (2018). Determinação de funções de produtividade de algodão e soja em cultivo sequeiro no extremo oeste da Bahia. *Revista Agrogeoambiental*, 10 (1), 67-82. Doi: <http://dx.doi.org/10.18406/2316-1817v10n120181089>

ISO

BITTENCOURT, F.; MANTOVANI, E. C.; SEDIYAMA, G. C. e SANTOS, N. T. Determinação de funções de produtividade de algodão e soja em cultivo sequeiro no extremo oeste da Bahia. *Revista Agrogeoambiental*, 2018, vol. 10, n. 1, pp. 67-82. Eissn 2316-1817. Doi: <http://dx.doi.org/10.18406/2316-1817v10n120181089>

VANCOUVER

Bittencourt F, Mantovani EC, Sedyama GC, Santos NT. Determinação de funções de produtividade de algodão e soja em cultivo sequeiro no extremo oeste da Bahia. *Rev agrogeoambiental*. 2018 jan/mar; 10(1): 67-82. Doi: <http://dx.doi.org/10.18406/2316-1817v10n120181089>