



Revista Brasileira de Geografia Física

Homepage: www.ufpe.br/rbgfe



Espécies *Caesalpinia pyramidalis* Tul. e *Prosopis juliflora* Sw (DC.) sob diferentes regimes hídricos: crescimento e ajuste de modelos matemáticos

José Wesley Lima Silva¹, Thieres George Freire da Silva², Marcela Lúcia Barbosa³

¹ Biólogo, Mestrando, Biometria e Estatística Aplicada, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Dois Irmãos, s/n, CEP 52171-900, Recife, Pernambuco. (81) 3320-6490. wesleyprofbio@hotmail.com. ² Engenheiro-Agrônomo, Professor, Unidade Acadêmica de Serra Talhada, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Fazenda Saco, s/n, CEP 56900-000, Serra Talhada, Pernambuco. (87) 3929-3208. thieres_freire@yahoo.com.br (autor correspondente). ³ Mestre em Meteorologia Agrícola, Departamento de Engenharia Agrícola, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa - MG, marcelalucia.ufrpe@hotmail.com

Artigo recebido em 10/10/2015 e aceito em 28/12/2015

RESUMO

Poucos são os estudos que destacam o efeito de diferentes regimes hídricos sobre o crescimento de plantas da Caatinga; ao passo que modelos matemáticos empíricos são utilizados em larga escala na modelagem de crescimento de plantas, mas também tem sido pouco aplicados para espécies desse bioma. Objetivou-se avaliar o crescimento inicial e o desempenho de modelos matemáticos no ajuste de dados biométricos e de biomassa de espécies ocorrentes na caatinga sob diferentes regimes hídricos. Um experimento foi conduzido, em condições de viveiro, no município de Serra Talhada, PE, com as espécies *Caesalpinia pyramidalis* Tul. (catingueira) e *Prosopis juliflora* Sw (DC.) (algaroba) submetidas a regimes hídricos com base na evapotranspiração de referência (ET_o) (50%.ET_o, 75%.ET_o, 100%.ET_o e 125%.ET_o). Ao longo do tempo foram feitas medições biométricas e de biomassa nas plantas. Foram testados os modelos de Gompertz, Sigmoidal, Logístico, Chapman e Gaussiano, usando como variáveis independentes, os dias após a semeadura e graus dias acumulados. Os quatro regimes hídricos não exerceram influência na matéria seca da raiz, e não se observou diferenças para o acúmulo de matéria seca das folhas e da planta nas lâminas superiores a 75% de ET_o. *P. juliflora* apresentou maior emissão de folíolos, porém não se diferenciou em área foliar da *C. pyramidalis*. As variáveis biométricas da catingueira e da algaroba foram melhores ajustadas pelo modelo de Gompertz, enquanto os de Chapman e Gaussiano foram os que mais explicaram a variação dos dados de biomassa nos distintos regimes hídricos, utilizando como variável independente os graus dias acumulados.

Palavras-chave: algaroba, biometria, biomassa, catingueira, graus dias, modelagem, regressão não linear.

Species *Caesalpinia pyramidalis* Tul. and *Prosopis juliflora* Sw (DC.) on different water regimes: growth and mathematical models fitting

ABSTRACT

Few are the studies that highlight the effect of different water regimes on the plants growth of the Caatinga; while empirical mathematical models are used in a large scale in the modelling of plants growth, but it also has been applied to species of this biome. Objective to evaluate the initial growth and performance of mathematical models in the adjustment of biometric and biomass data of species occurring in the caatinga under different water regimes. An experiment was conducted under conditions of viveiro, in the municipality of Serra Talhada, State of Pernambuco, with the species *Caesalpinia pyramidalis* Tul. (catingueira) and *Prosopis juliflora* Sw (DC.) (algaroba) submitted to water regimes based on the reference evapotranspiration (ET_o) (50%.ET_o, 75%.ET_o, 100%.ET_o and 125%.ET_o). Over time biometric and biomass measurements in plants were made. The Gompertz, Logistic, Sigmoid, Chapman and Gaussian models were tested, using as independent variables, the days after sowing and degrees days accumulated. The four water regimes do not exerted influence on root dry matter, and was not observed differences for dry matter accumulation of leaves and the plant in water regime greater than 75% of ET_o. *P. juliflora* higher issuing leaflets, but not differentiated in leaf area of *C. pyramidalis*. Biometric variables of *C. pyramidalis* and *P. juliflora* were better adjusted by the Gompertz model, while Chapman and Gaussian were more explained the variation of biomass data in the different water regimes using as independent variable the degree days accumulated.

Keywords: algaroba, biometrics, biomass, catingueira, degree days, modeling, nonlinear regression.

Introdução

A Caatinga é uma formação vegetal brasileira, que se localiza entre os paralelos 2°54'S e 17°21'S, e meridianos de 35°W e 45°W, presente nos estados do Nordeste brasileiro e em Minas Gerais (Prado, 2003). É um bioma inserido no Semiárido, onde os níveis de chuva são baixos e irregulares, e se concentra nos meses de janeiro a abril; além disso, a alta incidência de radiação solar e temperatura associada à baixa de umidade do ar resultam em alta demanda atmosférica (Prado, 2003). Por isso, esse bioma apresenta-se como uma área de risco diante dos cenários de Mudanças Climáticas (Obermaier e Rosa, 2013).

As previsões dos cenários futuros preveem a redução do período chuvoso no Semiárido brasileiro, levando a fortes alterações na superfície vegetada (Marengo, 2006). De acordo com o quarto relatório do IPCC (2007), a temperatura aumentará, em média, 0,2°C por década até 2099. Com isso, a região semiárida, torna-se uma área que necessita de cuidados especiais e estudos detalhados sobre a sua resposta morfofisiológica das suas espécies.

Como resposta às condições do ambiente, as plantas da caatinga possuem adaptações complexas, e o estresse hídrico é o principal fator que influencia no crescimento da vegetação. Todavia, outros fatores também interagem nesse processo, como o déficit de pressão de vapor d'água no ar e radiação solar, que contribuem para aumentar o consumo de água da vegetação e induzir processos como fotossíntese e respiração (Trovão et al., 2007).

Embora as plantas estejam sujeitas há estresses abióticos (Lima, 2010), as suas respostas dependem do genótipo, da intensidade do estresse e do estágio de desenvolvimento da planta (Santos & Carlesso, 1998).

Praticamente todas as espécies da caatinga possuem mecanismos de adaptação ao estresse hídrico, porém algumas delas se mostram mais resistentes. Exemplo disso, tem-se a *Caesalpinia pyramidalis* Tul., conhecida como catingueira. É uma planta nativa da família Leguminosae e subfamília Caesalpinioideae, que no período de estiagem perde as folhas para minimizar a transferência de água para a atmosfera (Oliveira et al., 2011). Todavia, no início do período chuvoso, as folhas começam a brotar, servindo de alimentação principalmente

para caprinos, ovinos e bovinos (Silva, 2012). É uma espécie que possui uso bem diversificado, desde para extração de madeira e produção de carvão, assim como no uso medicinal e fármaco, no reflorestamento de áreas degradadas e em sistemas agroflorestais (Oliveira, 2010).

Por outro lado, a *P. juliflora*, conhecida como algaroba, é uma espécie nativa do Peru, adaptada a regiões semiáridas, que possui grande potencial econômico, podendo ser usada na produção de madeira e de carvão vegetal, para fins medicinal e farmacológico, e mesmo em aplicações na indústria e na apicultura (Pegado et al., 2006; Oliveira, 2010). É pertencente à família Leguminosae e subfamília Mimosoideae, com o gênero *Prosopis*, possuindo mais de 40 espécies. A sua introdução no Semiárido brasileiro ocorreu na década de 40, por pesquisadores brasileiros da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, com sementes oriundas do Peru, as quais foram plantadas no município pernambucano de Serra Talhada. Existem alguns registros que mostram que essa espécie também foi inserida no Rio Grande do Norte (Ribaski et al., 2009). A algaroba ocorre de maneira espontânea no continente americano, sobretudo no México, Peru, Equador, Venezuela, Colômbia e na América Central (Ribaski et al., 2009). É uma planta, que apresenta características similares às plantas nativas da Caatinga. Adaptada aos períodos de estiagem apresenta múltiplos usos como a produção de madeira, lenha para produção de carvão e possui um grande potencial forrageiro, representando uma alternativa econômica viável para as famílias sertanejas (Pegado et al., 2006).

Apesar das suas adaptabilidades, o período mais crítico para essas plantas ocorre durante as primeiras fases de crescimento (plântula e indivíduos jovens), uma vez que sob restrições hídricas podem promover distúrbios no desenvolvimento (Kanegae et al., 2000).

Segundo Figueirôa et al. (2004), as pesquisas com plantas da Caatinga não são muitas quando comparadas a espécies de outros ecossistemas brasileiros.

O estudo detalhado da resposta dessas espécies a diferentes condições ambientais pode ser feito mediante a determinação de curvas de crescimento representadas por modelos matemáticos lineares e não lineares (Floriano et al., 2006). O ajuste de modelos não lineares

permite associar uma série de dados experimentais obtidos em um tempo “t” e estimar parâmetros que possuem uma interpretação fisiológica e biológica (Mazzini et al., 2003; Terra et al., 2010). Segundo Pires e Calegario (2007), o uso desses modelos necessita de equações mais complexas, que dificultam sua utilização de forma mais ampla; por outro lado, modelos lineares acabam também ganhando destaque na descrição do crescimento de espécies, logo que são mais simples de serem usados, e possuem boa representatividade em locais com pouca variabilidade ambiental.

O uso de modelos de crescimento está difundido em várias áreas de conhecimento (Maestri et al., 2003; Floriano et al., 2006; Lyra et al., 2008; Terra et al., 2010; Mendes, 2011; Prado et al., 2013), todavia, no crescimento de plantas nativas da caatinga estas informações são quase inexistentes. Para outros ecossistemas ou agroecossistemas, esses autores citados desenvolveram estudos com modelos não lineares do tipo Logístico e Gompertz, Sigmoidal e Chapman, porém o modelo de Gauss também se torna ótima opção de aplicação.

Neste contexto, o modelo que melhor descreve a variação dos dados de crescimento deve ser avaliado, por meio do uso de índices estatísticos importantes (r - coeficiente de correlação de Pearson, d - índice de concordância de Willmott, MBE - erro médio de estimativa RMSE - raiz quadrada do quadro do erro médio de estimativa), que estimam o desvio e o erro de afastamento dos dados estimados em relação aos observados (Floriano et al., 2006; Teixeira et al., 2013).

Assim, levando-se em consideração a escassez de informações sobre o crescimento e uso de modelos não lineares na descrição da evolução de plantas nativas da caatinga, objetivou-se avaliar o crescimento inicial e o desempenho de modelos matemáticos no ajuste de dados biométricos e de biomassa de espécies ocorrentes na caatinga sob diferentes regimes hídricos.

Material e métodos

Área de Estudo

O experimento foi conduzido na Unidade Acadêmica de Serra Talhada - UAST, Universidade Federal Rural de Pernambuco - UFRPE, em Serra Talhada - PE (Latitude: 7°59'S, longitude: 38°15'O e altitude: 431 m), onde o

clima da região é classificado como Semiárido. O estudo foi feito entre 15 de junho a 28 de novembro de 2013, sob um viveiro coberto por sombrite a 50%.

Material vegetal

Vagens de *P. juliflora* foram coletadas em árvores do entorno da UAST, enquanto as de *C. pyramidalis* foram obtidas na zona rural da cidade de Custódia - PE, na região do Sertão do Moxotó. Em seguida ambas foram cortadas para extrair suas sementes e armazenadas à temperatura ambiente. As sementes foram desinfestadas em solução de hipoclorito de sódio, concentrada a 2,5%, onde ficaram imersas por cinco minutos. No tratamento pré-germinativo, as sementes de algaroba foram imersas em água a 80°C por 15 segundos, e as de catingueira em água a 100°C por 10 segundos. Posteriormente, as sementes foram postas em bandejas de isopor com 200 células com substrato vermiculita, onde permaneceram por cerca de um mês, sendo as germinações a partir do décimo dia, após a colocação das sementes.

As mudas foram acomodadas em sacos de polietileno com as dimensões 0,20 x 0,30m. O solo utilizado para o transplântio foi classificado como cambissolo com composição de 9,28% de argila, 19,83% de silte e 70,89% de areia a densidade do solo foi de 1,45 Kg dm⁻³, condutividade elétrica de 3,46 dS m⁻¹, matéria orgânica de 8,84 g Kg⁻¹, capacidade de troca cátions de 13,5 cmolc dm⁻³ e pH de 7,2 com saturação de base de 76%.

A partir dessas informações químicas, o solo foi adubado com formulado NPK, e ureia. Foram necessários 435 mL de água para colocar o solo dos sacos em capacidade de campo, e as reposições ocorreram a cada dois dias com base na evapotranspiração de referência local, como descrito posteriormente.

Delineamento Experimental

Os sacos foram colocados no viveiro, espaçados em 0,2 m x 0,2 m, em delineamento inteiramente casualizado, em arranjo 2 x 4, correspondendo a duas espécies e quatro regimes hídricos com base na evapotranspiração de referência (ET_o) para o período experimental, como se segue: 50%.ET_o, 75%.ET_o, 100%.ET_o e 125%.ET_o, correspondendo a lâminas diárias de água de 31 ml (R31d), 46 ml (R46d), 61 ml (R61d) e 78 ml (R78d), nessa ordem, com 18

unidades experimentais para cada tratamento. Cada unidade dos referidos regimes hídricos recebeu, nessa ordem, 5,2 L, 7,7 L, 10,2 L e 13,0 L nos 166 dias de período experimental.

A ETo foi calculada pelo método padrão de Penman Monteith parametrizado no Boletim 56 da FAO (Allen et al., 1998). Os dados meteorológicos foram obtidos por meio de uma Estação Automática do Instituto Nacional de Meteorologia a 200 m do viveiro.

Biometria e biomassa

As medidas de biometria e de biomassa foram obtidas aos 69,1, 1.115, 1.429,7, 1.595,4 e 1.896 graus dias acumulados (GDA) após a emergência, que corresponderam a 69, 109, 130, 143 e 166 dias após a sementeira (DAS).

Os valores de GDA foram calculados com base na temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) do ar, e a temperatura base (Tb) de 15°C, pela seguinte equação:

$$GD = \frac{T_{max}-T_{min}}{2} - T_b \quad (1)$$

As medições biométricas realizadas foram: altura da planta (AP), largura do dossel (LD), comprimento (CF), largura das folhas (LF), número de folhas emitidas (NF) e número de folíolos por folhas (NF/F). Além disso, foi medida a área foliar (AF), por meio do software Lafore, após a obtenção de imagens das folhas em um escâner comercial, no momento da amostragem das plantas. O índice de área foliar foi estimado assumindo os valores de AF e o espaçamento de distribuição das plantas dentro do viveiro (0,2 m x 0,2 m).

Na ocasião da amostragem, a planta foi separada em folhas, caule e raiz, e suas partes foram acondicionadas em saco de papel para serem levadas à estufa de circulação forçada a 65°C, obtendo-se, após pesagem em balança de precisão (0,0001g), os valores de biomassa seca da folha (BSF), do caule (BSC) e da raiz (BSR). O somatório das partes da biomassa compreendeu a biomassa seca total da planta (BSTP).

Os dados obtidos foram submetidos a teste de normalidade dos resíduos.

Análise estatística

As variáveis biométricas e de biomassa foram submetidas ao teste de normalidade, de tal modo que, as variáveis que apresentaram significância a 5% de probabilidade foram sujeitas à análise de variância, e ao teste de comparação de médias de Tukey, usando o software “GENES”.

Modelos Matemáticos

A seguir são apresentados os cinco modelos analisados na descrição do crescimento das espécies em diferentes regimes hídricos. Para isso, considerou-se como variáveis dependentes, os dados biométricos e de biomassa, e as variáveis independentes dias após a sementeira (DAS) e graus dias acumulados (GDA).

Modelo Logístico. Modelo desenvolvido originalmente por Verhulst em 1838, com curva sigmoideal. Na literatura existem várias parametrizações, sendo aqui adotada a seguinte:

$$Y_i = \frac{\beta_1}{1 + \left(\frac{x_i}{\beta_2}\right)^{\beta_3}} + \varepsilon_i \quad (2)$$

em que, Y_i é o valor esperado da variável resposta, neste caso os dados de biometria ou de biomassa, β_1 é a assíntota superior, que compreende o valor máximo a ser atingindo, x_i equivale ao tempo, considerado GDA ou DAS, β_2 é um parâmetro relacionado com o intercepto, ou seja, o valor de $E[Y_i]$ correspondente a $x=0$, β_3 é um parâmetro que não tem significado biológico, porém está relacionado com a taxa média do crescimento da curva, e ε_i é o erro aleatório.

Modelo de Gompertz. Proposto por Benjamin Gompertz, e segundo Ueda (2003), a sua utilização se estende desde a análise de crescimento populacional até o crescimento animal e vegetal. Análogo ao modelo logístico existe várias formas de parametrização; usualmente aplica-se:

$$Y_i = \beta_1 e^{-e^{-\left(\frac{x_i - \beta_2}{\beta_3}\right)}} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Modelo Sigmoidal. É usado largamente na determinação de curva de crescimento vegetal,

pois a maioria das espécies apresentarem crescimento sigmoide.

$$Y_i = \frac{\beta_1}{1 + e^{-\left(\frac{x_i - \beta_2}{\beta_3}\right)}} + \varepsilon_i \quad (4)$$

Modelo de Chapman. Usualmente aplicado em estudos das ciências florestais, bem como no crescimento de peixes pela Engenharia de Pesca. Dentre os modelos estudados esse é o que apresenta o comportamento mais distante do linear, ou seja, que possui curvatura mais acentuada.

$$Y_i = \beta_1(1 - e^{-\beta_3 x_i})^\lambda + \varepsilon_i \quad (5)$$

em que, λ é um parâmetro da equação de Chapman.

Modelo Gaussiano. Não possui comportamento sigmoide, sendo a sua curva de crescimento determinada por um pico máximo, ou seja, o crescimento inicial ocorre de uma forma exponencial até atingir um ponto máximo, a partir do qual ocorre um decaimento exponencial até atingir um ponto constante.

$$Y_i = \beta_1 e^{\left[-0,5\left(\frac{x_i - \beta_2}{\beta_3}\right)^2\right]} + \varepsilon_i \quad (6)$$

As regressões foram realizadas por meio do software Sigmaplot, o qual utiliza o algoritmo de Marquardt-Levenberg para estimar os parâmetros. Esse algoritmo mostra os valores dos parâmetros que minimizam a soma de quadrados da diferença entre os valores observados e os preditos da variável dependente.

Desempenho dos Modelos

Por falta do conhecimento em relação ao melhor modelo, considerou-se a hipótese nula como, a que todos os modelos são iguais, e como hipótese alternativa a existência de um ou mais modelos adequados.

Inicialmente, os modelos foram ajustados e selecionados com base no menor valor do quadrado médio dos resíduos (QMR), que é o estimador do erro ou afastamento da curva aos dados, e do coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}) representado pela equação citada por Pereira (2013):

$$R^2_{aj} = 1 - \left[\frac{(1-R^2)(n-i)}{n-p} \right] \quad (7)$$

em que, p é o número de parâmetros assumidos pelo modelo, n é o número de amostras ou medidas, i é a relação de interceptação da curva dos valores observado com a curva do modelo, considerando 1 se houver interceptação das curvas com os pontos.

Após a escolha dos melhores modelos, procedeu-se a validação com as equações ajustadas na condição de maior regime hídrico. Nessa etapa foram usados dados de dois experimentos independentes de *Caesalpinia pyramidalis* Tul. e *Prosopis juliflora* Sw (DC.), conduzidos com plena disponibilidade de água, durante a estação da primavera e verão, no município de Serra Talhada, nas mesmas condições de sombrite a 50%. Nesses experimentos foram monitoradas ao longo do tempo as mesmas variáveis biométricas e de biomassa, porém em dias após a semeadura distintos. Detalhes experimentais podem ser obtidos em Barbosa et al. (2013).

Assim, os dados de GDA acumulados e DAS nesses dois experimentos foram aplicados aos modelos ajustados no presente trabalho.

A comparação dos valores estimados em relação aos observados foi realizada pelos seguintes índices e erros estatísticos:

Índice de concordância de Willmott (d). Demonstra o quanto os dados estimados se afastam dos observados, ou seja, a exatidão do modelo (Willmott et al., 1985), sendo calculado por:

$$d = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^n (E_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n (E_i - \bar{O}) + (O_i - \bar{O})^2} \right] \quad (8)$$

em que, E_i são os valores estimados pelo modelo; O_i são os valores observados provenientes de experimento independente; \bar{O} é a média dos valores observados e n é o número de observações.

O coeficiente de correlação linear de Pearson (r). Determina a precisão do método, destacando a dispersão dos pontos em relação à média do conjunto de dados, representada pela reta da regressão entre os valores estimados e observados, sendo obtido pela seguinte equação:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})(E_i - \bar{E})}{\sqrt{[\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2][\sum_{i=1}^n (E_i - \bar{E})^2]}} \quad (9)$$

onde, \bar{E} é a média dos valores estimados.

O produto entre o índice de concordância de Willmott e o coeficiente de correlação linear de Pearson resulta no índice de confiança (c) proposto por Camargo e Sentelhas (1997), o qual classifica o modelo de ótimo a péssimo. Eficiência da modelagem (EF). Destaca a eficiência dos modelos em estimar novos valores de crescimento, expressa por:

$$EF = \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2 - \sum_{i=1}^n (E_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2} \quad (10)$$

Erros estatísticos dos modelos. Obtidos pelo erro médio de estimativa (MBE) e pela raiz quadrada do quadrado do erro médio (RMSE), os quais são calculados pelas equações:

$$MBE = \frac{\sum_{i=1}^n (E_i - O_i)}{n} \quad (11)$$

$$RMSE = \left(\frac{\sum_{i=1}^n (E_i - O_i)^2}{n} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (12)$$

Finalmente, concomitante a utilização destes índices foi realizado o teste t de Student, no qual se aceitou a hipótese nula com um valor de $p > 0,05$.

Resultados e discussão

Análise de crescimento

Logo após a germinação das sementes das duas espécies foi evidenciada a presença de cotilédones verdes no ápice, tendendo a abrir. Essa característica também foi observada por Feliciano et al. (2008) em estudos com *Myracrodruon urundeuva* Allemão. Os cotilédones são estruturas essenciais, pois atuam como fonte de nutrientes para o desenvolvimento inicial dos demais órgãos da plântula. Oliveira e Morais (1999) constataram em *Phaseolus vulgaris* L., *Vigna unguiculata* (L.) Walp., *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit, *Prosopis juliflora* Sw. (DC.), *Tamarindus indica* L. e *Delonix regia* L. que a remoção de cotilédones nos três primeiros dias de emergência diminuiu drasticamente a capacidade de novas brotações, bem como, a sobrevivência dessas espécies, por ausência de reserva de nutrientes.

Normalidade dos dados foi verificada para a maioria das variáveis biométricas e de biomassa mensuradas, pressuposto necessário para a realização da análise de variância. Todavia, apenas àquelas demonstradas na Tabela 1 apresentaram diferenças estatísticas ($p < 0,05$).

Não houve interação entre os efeitos de espécie e regime hídrico sobre as variáveis analisadas ($p > 0,05$). Porém, houve efeito isolado do fator espécie para as variáveis BSR, BSTP, LD, CF, LF e NF/F. Enquanto, o efeito do fator regime hídrico foi evidenciado para AF, BSF, BSTP, CF e NF/F.

Tabela 1. Análise de variância para a biomassa seca da folha (BSF), da raiz (BSR) e total da planta (BSTP), área foliar (AF), largura do dossel (LD), comprimento da folha (CF), largura da folha (LF), e número de folíolo por folha (NF/F).

| Fonte de Variação | GL | AF (m ²) | BSF (g) | BSR (g) | BSTP (g) | LD (cm) | CF (cm) | LF (cm) | NF/F (unid.) |
|--------------------|----|----------------------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|--------------|
| Espécie (E) | 1 | 1,64 | 2,00 | 10,18* | 11,72** | 10,44* | 22,6** | 34,81** | 7,02* |
| Regime hídrico (R) | 3 | 26,67** | 2,67** | 1,99 | 6,41* | 5,66* | 4,71 | 1,79 | 4,87* |
| E x R | 3 | 0,64 | 0,81 | 0,66 | 0,62 | 1,18 | 58,33 | 0,37 | 1,56 |

Valores seguidos de ** foram diferentes estatisticamente ao nível de 1% de probabilidade, * foram diferentes estatisticamente ao nível de 5% de probabilidade.

Quanto ao acúmulo de biomassa seca da raiz, não houve diferenças entre os regimes hídricos, para ambas as espécies. Figueirôa et al. (2004) obtiveram valores semelhantes, trabalhando com *Myracrodruon urundeuva* Allemão (Anacardiaceae) em regimes hídricos de 25, 50 e 75% da capacidade de campo. Da mesma forma, Silva et al. (2008) em pesquisas com

Schinus terebinthifolius verificaram que a matéria secas das raízes não se diferenciaram nas condições de 100%, 75%, 50% e 25% da capacidade de campo. Cabral et al. (2004) não encontraram diferenças em relação biomassa seca da raiz para os valores de 25, 50 e 100% da capacidade de campo da espécie *Tabebuia aurea* (Manso) Benth, até os 60 dias após a semeadura.

Porém, entre os 90 e 120 dias verificou-se que as plantas em solo com 100% da capacidade de campo se diferenciam da condição de 25%. Resultado semelhante foi encontrado por Nascimento et al. (2011) com a espécie *Hymenaea courbaril* L., nas mesmas condições de disponibilidade de água. Uma razão para esses resultados semelhantes é que plantas da caatinga que não se desenvolvem próximo a reservas de água, tendem a acumular mais biomassa no sistema radicular durante os primeiros meses de desenvolvimento (Correia e Nogueira, 2001; Lenhard et al., 2010; Souza et al., 2010).

A espécie *C. pyramidalis* apresentou diferenças para as variáveis AF, BSF, BSTP, LD e NF/F (Figuras 1A, 1B, 1C, 1D e 1E). Para *P. juliflora* houve diferença entre as lâminas aplicadas apenas para AF, BSF e BSTP (Figuras 1F, 1G e 1H). O regime R78d promoveu maior crescimento para ambas as espécies. Por outro lado, o regime R31d proporcionou maior estresse hídrico ($p < 0,05$); ao passo que os regimes R46d e R61d não diferiram das condições extremas (R78d e R31d). De acordo com Gomes et al. (2004) e Portes et al. (2006), processos metabólicos são fortemente influenciados pelo aumento no estresse hídrico, gerando maior tempo de fechamento estomática, o que reduz a condutância estomática e diminui as taxas de fotossíntese e respiração, promovendo prejuízos nas taxas de crescimento das plantas.

A área foliar das mudas apresentou maiores valores no regime R78d, enquanto que a condição de maior estresse (R31d) promoveu as menores magnitudes. Esse resultado corrobora com aquele obtido por Lenhard et al. (2010), os quais encontraram para *Caesalpinia férrea*, sob regimes hídricos de alagamento (70%, 40% e 12,5% da capacidade de campo), que a condição de 70% resultou maior área foliar. Sob condição de estresse hídrico, Cabral et al. (2004) também registraram redução significativa na área foliar. Para as espécies *Enterolobium contortisiliquum* (Vell.) Morong e *Erythrina velutina* Mart. ex

Benth, Dantas (2014) observou maior área foliar nos tratamentos controle e estresse moderado, em relação ao déficit hídrico severo (450mm, 225mm, 125,5mm).

A biomassa seca da folha (BSF) e total da planta (BSTP) apresentam as mesmas tendências que a área foliar para ambas as espécies, concordando com Cabral et al. (2004), que verificaram incremento significativo no tratamento de 100% da capacidade de campo. Resultados semelhantes foram encontrados por Silva e Nogueira (2003) para as espécies *Mimosa caesalpinifolia* Benth, *E. contortisiliquum*, *P. juliflora* e *T. aurea*, onde identificaram que ocorreu maior alocação de biomassa seca das folhas e total para o tratamento controle ao invés dos submetidos a estresse hídrico. Nascimento et al. (2011) verificaram que o estresse hídrico afetou significativamente o acúmulo de matéria seca das folhas, caule e raiz. Segundo Nogueira et al. (2001), o déficit hídrico é um dos principais fatores que afetam a produção vegetal. Em condições de restrição hídrica as plantas produzem folhas pequenas para minimizar o aquecimento nos tecidos foliares e a transpiração, porém essas ações acarretam na diminuição da área fotossinteticamente ativa, prejudicando diretamente a produção de assimilados essenciais para o desenvolvimento dos órgãos reprodutivos (Scalon et al., 2011). Dessa forma, é importante quantificar os efeitos causados pelo estresse hídrico para que se possa identificar possíveis adaptações e suas influências em outros processos fisiológicos das plantas (Trovão et al., 2007).

Verificou-se que *P. juliflora* acumulou maior quantidade de BSF e BSTP quando comparada à *C. pyramidalis* (Figuras 2A e 2E), no R31d e R78d, respectivamente. Barbosa et al. (2013) classificaram a *P. juliflora* com desempenho morfofisiológico superior ao da *C. pyramidalis*.

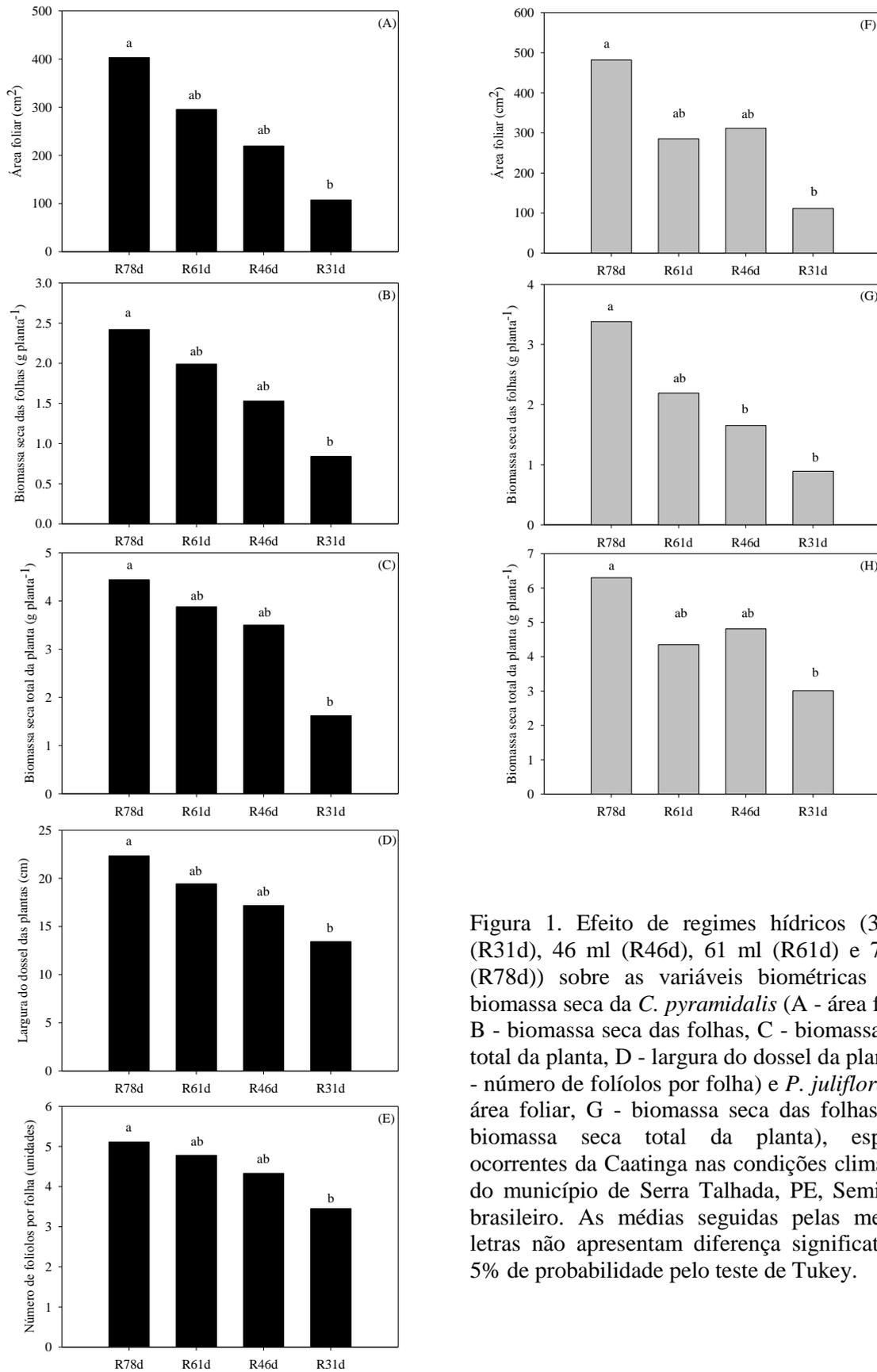


Figura 1. Efeito de regimes hídricos (31 ml (R31d), 46 ml (R46d), 61 ml (R61d) e 78 ml (R78d)) sobre as variáveis biométricas e de biomassa seca da *C. pyramidalis* (A - área foliar, B - biomassa seca das folhas, C - biomassa seca total da planta, D - largura do dossel da planta, E - número de folíolos por folha) e *P. juliflora* (F - área foliar, G - biomassa seca das folhas, H - biomassa seca total da planta), espécies ocorrentes da Caatinga nas condições climáticas do município de Serra Talhada, PE, Semiárido brasileiro. As médias seguidas pelas mesmas letras não apresentam diferença significativa a 5% de probabilidade pelo teste de Tukey.

A *P. juliflora* apresentou maior número de folíolos por folhas e se desenvolveu mais do que a *C. pyramidalis* (Figura 2B). Contudo, maiores comprimento e largura da folha (Figuras 2C e 2D, no R61d; 2G e 2H, no R78d) e dossel (Figura 2F, no R78d) foi registrado para a *C. pyramidalis*. Resultado semelhante foram

observados por Barbosa et al. (2013). Com relação ao acúmulo de biomassa na raiz e ao número de folíolos por folha, a espécie *P. juliflora* se mostrou mais resistente ao estresse hídrico.

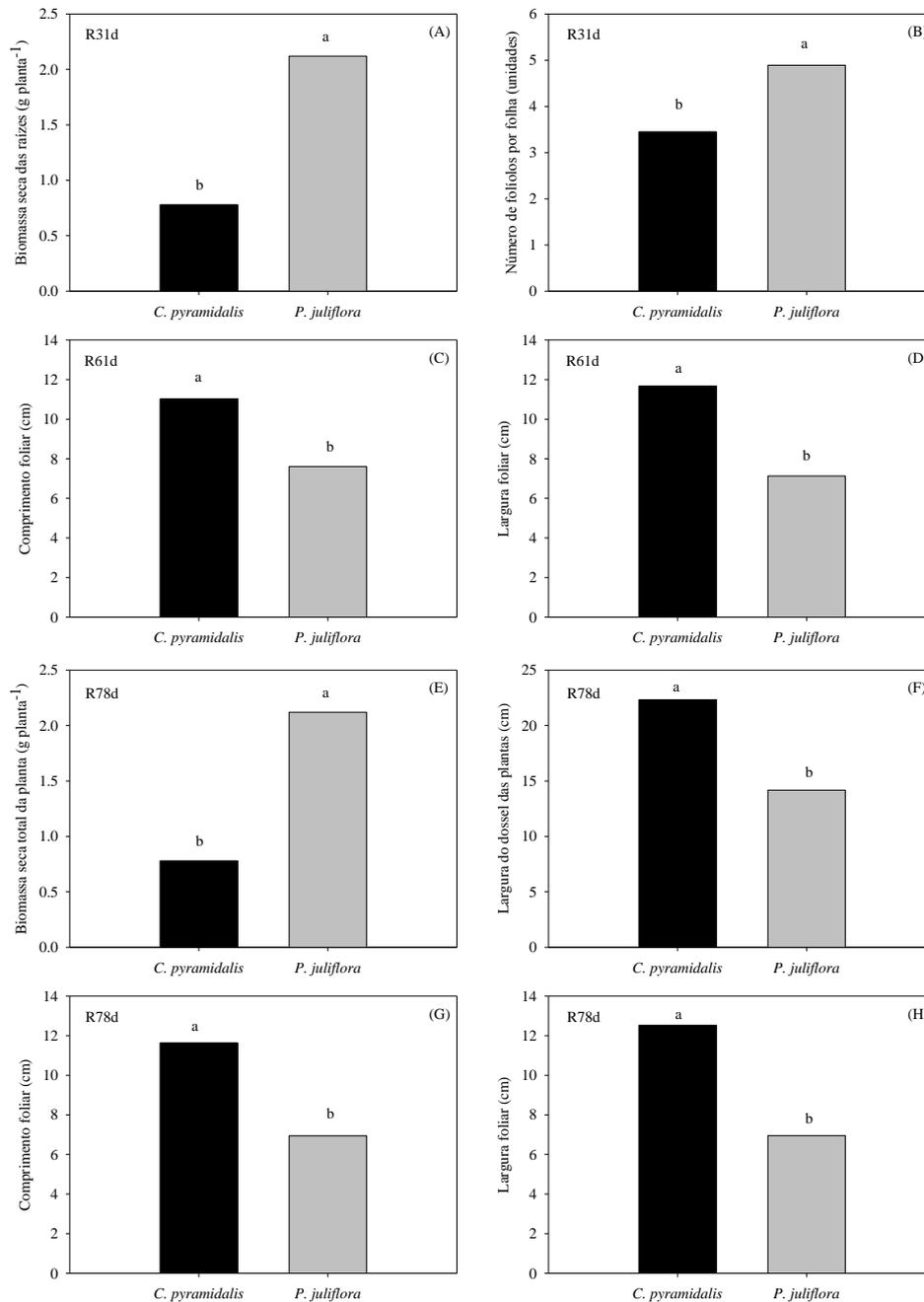


Figura 2. Efeito do fator espécie (*C. pyramidalis* e *P. juliflora*) nos diferentes de regimes hídricos (31 ml (R31d), 46 ml (R46d), 61 ml (R61d) e 78 ml (R78d)) sobre as variáveis biométricas e de biomassa seca, nas condições climáticas do município de Serra Talhada, PE, Semiárido brasileiro. As médias seguidas pelas mesmas letras não apresentam diferença significativa a 5% de probabilidade pelo teste de Tukey.

Segundo Santos e Carlesso (1998), o déficit hídrico altera o comportamento da planta, ou seja, promove uma adaptação na planta para que permaneça no ambiente, porém a mesma poderá responder de forma favorável à mudança ou não; quase sempre esse tipo de mudança acarreta na má formação da planta e no seu mau crescimento.

Modelos ajustados

Para todos os dados biométricos e de biomassa, percebeu-se que os melhores ajustes e avaliações de desempenho dos modelos foram obtidos para aqueles em que a variável independente foi os graus dias acumulados (GDA). Logo, essa variável foi usada para ajustar os cinco modelos estudados, com a finalidade de encontrar a equação que descrevesse a evolução dos referidos dados.

Os ajustes dos modelos às variáveis biométricas da espécie *C. pyramidalis* foram bastante precisos, mostrando resultados satisfatórios (Tabela 2). De forma geral, o modelo de Gompertz se ajustou ao maior número de variáveis, com valor de coeficiente de determinação (R^2_{aj}) de 0,8689 a 0,9993. Já os modelos Logístico e Chapman também obtiveram bons ajustes, porém a um número menor de variáveis.

Floriani et al. (2006) afirmaram que os modelos de Chapman e Gompertz se ajustaram de forma semelhante aos dados de altura de árvores.

Análogo à espécie *C. pyramidalis*, o modelo de Gompertz se ajustou ao maior número de variáveis da espécie *P. juliflora*, especialmente no regime hídrico de R78d. O modelo de Chapman também mostrou um bom ajuste, seguido do Logístico e Gaussiano. Por sua vez, o Sigmoidal não apresentou ajuste a nenhuma das variáveis biométricas da espécie *P. juliflora* (Tabela 3).

Resultado similar foi relatado por Pereira (2013) que obteve melhor ajuste do modelo de Gompertz, ao invés do logístico, aos dados de crescimento do cafeeiro em condições de irrigadas.

Enquanto, Wyzykowski (2009) com o modelo de Gompertz, encontrou valores de R^2_{aj} acima de 0,82 nas condições irrigadas, e de 0,67 em sequeiro, indicando que esse modelo se

ajusta melhor a condições de suprimento de água pleno.

Por outro lado, a curva Gaussiana se mostrou ótima alternativa para ajustar aos dados de crescimento em condições de restrição hídrica, logo no experimento, as plantas tenderam a apresentar senescência foliar e perdas em largura do dossel e em área foliar, ao final do período de análise.

A curva Gaussiana é simétrica, entretanto, um dos seus lados pode se ajustar aos dados que possuem maior evolução ou decréscimo exponencial até convergirem a um valor constante. Isso explica os bons ajustes em condições de estresses hídricos, os quais limitaram o crescimento inicial das espécies. Por outro lado, o regime R78d, que proporcionou maior crescimento inicial das plantas, dificultou o ajuste do modelo Gaussiano, devido ao acelerado crescimento inicial.

A equação Sigmoidal foi a que menos ajustou aos dados de crescimento destas espécies, mesmo com características semelhantes aos demais modelos de Gompertz, Chapman e Logístico.

Para os dados de biomassa seca da folha (BSF) e total da planta (BSTP) da *C. pyramidalis* os melhores ajustes foram alcançados com o modelo de Chapman, enquanto que para a biomassa seca do caule (BSC), a curva Gaussiana descreveu os dados com precisão em três dos quatro regimes hídricos estudados (Tabela 4).

Brito et al. (2007) citam que a equação de Chapman apresenta bons resultados para análise de crescimento de espécies florestais, corroborando com essa pesquisa, onde o valor de R^2_{aj} foi acima de 0,8916.

Para o acúmulo de biomassa seca da espécie *P. juliflora* (Tabela 5), os ajustes dos modelos ocorreram de forma menos uniforme, sem mostrar um padrão específico de modelos para as diferentes partes da planta. No entanto, para o regime hídrico R78d (maior regime hídrico), o modelo de Chapman e o de Gaussiano mostraram ajustes mais precisos.

Nos R61d e R31d, não houve uniformidade quanto ao tipo de modelo, enquanto que o modelo Gaussiano foi o que descreveu o maior número de variáveis no R46d.

Tabela 2. Modelos matemáticos com melhores ajustes para as variáveis biométricas da espécie *C. pyramidalis* submetida a quatro regimes hídricos (R78d = 78 ml dia⁻¹; R61d = 61 ml dia⁻¹; R46d = 46 ml dia⁻¹; R31d = 31 ml dia⁻¹), nas condições climáticas do município de Serra Talhada, PE, Semiárido brasileiro. R²_{aj} = coeficiente de terminação ajustado e QMR = quadrado médio dos resíduos.

| Regime hídrico | Variável | Modelo | Equações e parâmetros | R ² _{aj} | QMR |
|----------------|----------|-----------|---|------------------------------|--------|
| R78d | IAF | Gompertz | $y = 1,7171e^{-e^{\frac{GDA-1937,7505}{1199,6068}}}$ | 0,8689 | 0,0862 |
| | AP | Gompertz | $y = 19,0785e^{-e^{\frac{GDA-828,5740}{844,6163}}}$ | 0,8866 | 1,7754 |
| | NF | Gompertz | $y = 6,8276e^{-e^{\frac{GDA-524,0886}{466,1182}}}$ | 0,9556 | 0,5229 |
| | LD | Gompertz | $y = 23,6233e^{-e^{\frac{GDA-632,6127}{610,4944}}}$ | 0,9488 | 1,7584 |
| | CF | Logístico | $y = \frac{47,5381}{1 + \left(\frac{GDA}{9248,8802}\right)^{-0,7347}}$ | 0,9815 | 0,5651 |
| | LF | Gaussiano | $y = 12,0975e^{-0,5\left(\frac{GDA-1707,0610}{862,4301}\right)^2}$ | 0,9012 | 1,4465 |
| | NF/F | Gompertz | $y = 4,4793e^{-e^{\frac{GDA-355,0667}{286,7978}}}$ | 0,9269 | 0,4817 |
| R61d | IAF | Gompertz | $y = 6,7200e^{-e^{\frac{GDA-4493,8287}{2610,3763}}}$ | 0,8896 | 0,0547 |
| | AP | Gompertz | $y = 10,9024e^{-e^{\frac{GDA-467,8478}{403,3374}}}$ | 0,9712 | 0,6933 |
| | NF | Logístico | $y = \frac{8,4504}{1 + \left(\frac{GDA}{633,8809}\right)^{-2,4942}}$ | 0,9989 | 0,1033 |
| | LD | Chapman | $y = 35,9161(1 - e^{-0,0003x})^{0,7644}$ | 0,9899 | 0,7307 |
| | CF | Logístico | $y = \frac{21,0642}{1 + \left(\frac{GDA}{1802,1686}\right)^{-1,0289}}$ | 0,9916 | 0,3661 |
| | LF | Chapman | $y = 12,6788(1 - e^{-0,0011GDA})^{0,8726}$ | 0,9999 | 0,0355 |
| | NF/F | Gompertz | $y = 4,3305e^{-e^{\frac{GDA-402,3661}{341,6349}}}$ | 0,9445 | 0,3956 |
| R46d | IAF | Chapman | $y = 1,6196(1 - e^{-0,0003x})^{2,1020}$ | 0,9720 | 0,0217 |
| | AP | Gompertz | $y = 8,9597e^{-e^{\frac{GDA-366,3998}{288,6828}}}$ | 0,9758 | 0,5459 |
| | NF | Gompertz | $y = 6,0833e^{-e^{\frac{GDA-662,7575}{21,3107}}}$ | 0,9953 | 0,1667 |
| | LD | Chapman | $y = 17,3646(1 - e^{-0,0030GDA})^{3,1298}$ | 0,9998 | 0,1004 |
| | CF | Logístico | $y = \frac{9,6056}{1 + \left(\frac{GDA}{679,8707}\right)^{-38,9164}}$ | 0,9898 | 0,3939 |
| | LF | Logístico | $y = \frac{10,2502}{1 + \left(\frac{GDA}{567,5868}\right)^{-6,6741}}$ | 0,9943 | 0,3101 |
| | NF/F | Gompertz | $y = 4,4444e^{-e^{\frac{GDA-666,1293}{21,9663}}}$ | 0,9948 | 0,1283 |
| R31d | IAF | Sigmoidal | $y = \frac{0,2031}{1 + e^{-\left(\frac{GDA-1553,2134}{551,2893}\right)}}$ | 0,9711 | 0,0143 |
| | AP | Chapman | $y = 9,0538(1 - e^{-0,0019GDA})^{0,9220}$ | 0,9999 | 0,0356 |
| | NF | Gaussiano | $y = 4,9324e^{-0,5\left(\frac{GDA-1218,4743}{649,6605}\right)^2}$ | 0,7457 | 0,9062 |
| | LD | Gompertz | $y = 13,4500e^{-e^{\frac{GDA-656,9710}{20,5552}}}$ | 0,9992 | 0,1503 |
| | CF | Logístico | $y = \frac{7,7647}{1 + \left(\frac{GDA}{642,3190}\right)^{-13,3896}}$ | 0,9981 | 0,1365 |
| | LF | Gompertz | $y = 10,2000e^{-e^{\frac{GDA-666,1404}{22,0972}}}$ | 0,9993 | 0,1092 |
| | NF/F | Gompertz | $y = 3,5000e^{-e^{\frac{GDA-654,4538}{22,1684}}}$ | 0,9937 | 0,1111 |

IAF = índice de área foliar (cm² cm⁻²), AP = altura da planta (cm), NF = número de folhas (unidades), LD = largura do dossel (cm), CF = comprimento foliar (cm), LF = largura foliar (cm), NF/F = número de folíolos por folha (unidades).

Tabela 3. Modelos matemáticos com melhores ajustes para as variáveis biométricas da espécie *P. juliflora* submetida a quatro regimes hídricos (R78d = 78 ml dia⁻¹; R61d = 61 ml dia⁻¹; R46d = 46 ml dia⁻¹; R31d = 31 ml dia⁻¹), nas condições climáticas do município de Serra Talhada, PE, Semiárido brasileiro. R²_{aj} = coeficiente de terminação ajustado e QMR = quadrado médio dos resíduos.

| Regime hídrico | Variável | Modelo | Equações e parâmetros | R ² _{aj} | QMR |
|----------------|----------|-----------|---|------------------------------|--------|
| R78d | IAF | Gaussiano | $y = 0,7911e^{[-0,5(\frac{GDA-1866,7023}{543,5474})^2]}$ | 0,9255 | 0,0875 |
| | AP | Gompertz | $y = 87,0197e^{-e^{\frac{GDA-621,3880}{689,9963}}}$ | 0,9741 | 4,5254 |
| | NF | Gompertz | $y = 115,5534e^{-e^{\frac{GDA-1784,5418}{1288,0298}}}$ | 0,9850 | 2,0472 |
| | LD | Gompertz | $y = 13,0950e^{-e^{\frac{GDA-290,3487}{172,0887}}}$ | 0,9754 | 0,8301 |
| | CF | Gompertz | $y = 6,5242e^{-e^{\frac{GDA-264,2025}{152,7415}}}$ | 0,9743 | 0,4254 |
| | LF | Gompertz | $y = 6,4944e^{-e^{\frac{GDA-628,6146}{21,8225}}}$ | 0,9694 | 0,4637 |
| | NF/F | Logístico | $y = \frac{6,8482}{1 + (\frac{GDA}{639,0585})^{-1,1295}}$ | 0,9941 | 0,1538 |
| R61d | IAF | Gaussiano | $y = 0,6781e^{[-0,5(\frac{GDA-1467,9466}{469,2082})^2]}$ | 0,9726 | 0,0453 |
| | AP | Logístico | $y = \frac{76,1187}{1 + (\frac{GDA}{760,8421})^{-2,2187}}$ | 0,9976 | 1,2725 |
| | NF | Logístico | $y = \frac{26,5375}{1 + (\frac{GDA}{808,4539})^{-2,1752}}$ | 0,9996 | 0,1771 |
| | LD | Gompertz | $y = 16,0338e^{-e^{\frac{GDA-292,2671}{171,1851}}}$ | 0,9893 | 0,6671 |
| | CF | Chapman | $y = 7,3833(1 - e^{-0,0195GDA})^{11333,962}$ | 0,9920 | 0,2698 |
| | LF | Chapman | $y = 6,9511(1 - e^{-0,0337GDA})^{0,00004475}$ | 0,9754 | 0,4480 |
| | NF/F | Gompertz | $y = 4,8056e^{-e^{\frac{GDA-673,7618}{20,7570}}}$ | 0,9841 | 0,2464 |
| R46d | IAF | Logístico | $y = \frac{0,6094}{1 + (\frac{GDA}{1057,8004})^{0,0279}}$ | 0,9774 | 0,0266 |
| | AP | Logístico | $y = \frac{66,8417}{1 + (\frac{GDA}{744,5931})^{-2,0617}}$ | 0,9922 | 1,9666 |
| | NF | Gaussiano | $y = 18,7906e^{[-0,5(\frac{GDA-1335,0959}{601,8918})^2]}$ | 0,9636 | 1,3225 |
| | LD | Gaussiano | $y = 15,9114e^{[-0,5(\frac{GDA-1191,8858}{641,1973})^2]}$ | 0,8090 | 2,4848 |
| | CF | Chapman | $y = 6,4622(1 - e^{-0,0428GDA})^{0,0002}$ | 0,9182 | 0,7736 |
| | LF | Chapman | $y = 6,0733(1 - e^{-0,0238GDA})^{0,00006814}$ | 0,9555 | 0,5302 |
| | NF/F | Gompertz | $y = 5,1409e^{-e^{\frac{GDA-407,0775}{302,2359}}}$ | 0,9858 | 0,2386 |
| R31d | IAF | Logístico | $y = \frac{0,2064}{1 + (\frac{DAS}{0,00000044011})^{-31,6192}}$ | 0,9519 | 0,0188 |
| | AP | Gompertz | $y = 48,9656e^{-e^{\frac{GDA-602,5944}{181,3640}}}$ | 1,0000 | 0,0000 |
| | NF | Chapman | $y = 22,3813(1 - e^{-0,0003GDA})^{0,4341}$ | 0,9862 | 0,7052 |
| | LD | Chapman | $y = 11,9167(1 - e^{-0,0683GDA})^{0,0000523}$ | 0,9418 | 1,1948 |
| | CF | Chapman | $y = 5,9694(1 - e^{-0,0193GDA})^{3719,3231}$ | 0,9427 | 0,5931 |
| | LF | Chapman | $y = 5,3956(1 - e^{-0,0183GDA})^{0,00006973}$ | 0,8916 | 0,7498 |
| | NF/F | Gompertz | $y = 5,1667e^{-e^{\frac{GDA-664,7849}{22,6178}}}$ | 0,9895 | 0,2128 |

IAF = índice de área foliar (cm² cm⁻²), AP = altura da planta (cm), NF = número de folhas (unidades), LD = largura do dossel (cm), CF = comprimento foliar (cm), LF = largura foliar (cm), NF/F = número de folíolos por folha (unidades).

Tabela 4. Modelos matemáticos com melhores ajustes para a biomassa seca acumulada (g m^{-2}) da espécie *C. pyramidalis* submetida a quatro regimes hídricos (R78d = 78 ml dia⁻¹; R61d = 61 ml dia⁻¹; R46d = 46 ml dia⁻¹; R31d = 31 ml dia⁻¹), nas condições climáticas do município de Serra Talhada, PE, Semiárido brasileiro. R^2_{aj} = coeficiente determinação ajustado e QMR = quadrado médio dos resíduos.

| Regime hídrico | Variável | Modelo | Equações e parâmetros | R^2_{aj} | QMR |
|----------------|----------|-----------|--|------------|--------|
| R78d | BSF | Chapman | $y = 46,7140(1 - e^{-0,0017GDA})^{6,5106}$ | 0,9450 | 3,5472 |
| | BSC | Gaussiano | $y = 16,8427e^{-0,5\left(\frac{GDA-2003,1446}{555,2790}\right)^2}$ | 0,9534 | 1,4463 |
| | BSR | Sigmoidal | $y = \frac{33,8088}{1 + e^{-\left(\frac{GDA-1277,8597}{209,6303}\right)}}$ | 0,9993 | 0,3708 |
| R61d | BSTP | Chapman | $y = 116,5365(1 - e^{-0,0017GDA})^{7,760}$ | 0,9935 | 2,8287 |
| | BSF | Chapman | $y = 58,8473(1 - e^{-0,0009GDA})^{3,2241}$ | 0,9574 | 2,4747 |
| | BSC | Logístico | $y = \frac{24,0951}{1 + \left(\frac{GDA}{1814,6413}\right)^{-2,4651}}$ | 0,9708 | 0,8471 |
| R46d | BSR | Chapman | $y = 36,9019(1 - e^{-0,0015GDA})^{4,3255}$ | 0,9649 | 2,1593 |
| | BSTP | Chapman | $y = 111,7026(1 - e^{-0,0011GDA})^{3,606}$ | 0,9652 | 5,3011 |
| | BSF | Chapman | $y = 28,8753(1 - e^{-0,0020GDA})^{8,2508}$ | 0,9899 | 0,9880 |
| R31d | BSC | Gaussiano | $y = 11,2656e^{-0,5\left(\frac{GDA-1895,7714}{567,7070}\right)^2}$ | 0,9977 | 0,2233 |
| | BSR | Gompertz | $y = 210,3187e^{-e^{-\frac{GDA-2964,2309}{1653,9438}}}$ | 0,9772 | 1,7453 |
| | BSTP | Chapman | $y = 116,5974(1 - e^{-0,0012GDA})^{4,808}$ | 0,9953 | 1,7877 |
| R31d | BSF | Gaussiano | $y = 15,9310e^{-0,5\left(\frac{GDA-1577,4562}{485,7430}\right)^2}$ | 0,9778 | 1,0102 |
| | BSC | Gaussiano | $y = 7,9227e^{-0,5\left(\frac{GDA-1769,4510}{550,5982}\right)^2}$ | 0,9996 | 0,0689 |
| | BSR | Gompertz | $y = 8,8355e^{-e^{-\frac{GDA-990,7906}{389,4187}}}$ | 0,9861 | 0,3915 |
| | BSTP | Gaussiano | $y = 38,4827e^{-0,5\left(\frac{GDA-1638,4214}{471,9839}\right)^2}$ | 0,9875 | 1,8243 |

1

Validação dos modelos

Após ajuste dos parâmetros para todas as variáveis das duas espécies, buscou-se validar as suas suposições. Nesse caso, a mesma foi realizada para os modelos ajustados na condição de pleno suprimento hídrico.

A validação foi bem sucedida para ambas às espécies (Tabelas 6 e 7), com a maior parte dos modelos com desempenho considerado ótimo. Salientando que a validação só foi realizada usando os graus-dia acumulados como variável independente. Essa variável, parte da premissa que a planta precisa de certa quantidade de energia térmica para se desenvolver ou completar seu ciclo de crescimento (Rodrigues, 2012).

Para considerar um modelo válido são necessários bons testes estatísticos que evidenciem tal fato, além disso, não se pode confiar em poucos testes. A realização de um número maior de avaliações permite afirmar a eficiência máxima do modelo na simulação de dados futuros (Alencar et al., 2011).

A validação foi significativa e eficiente para quase todos os modelos da espécie *C. pyramidalis* (Tabela 6), mostrando que a maioria obteve um ótimo desempenho, não sendo significativo apenas para variável NF/F.

A calibração feita para os modelos da espécie *P. juliflora* (Tabela 7) também foram validadas com ótimo desempenho, sendo as únicas exceções àqueles do IAF e do CF com desempenho sofrível, necessitando a escolha de um modelo que descreva a sua evolução.

Por meio do teste t de Student, as equações não foram rejeitadas do ponto de vista estatístico. Os modelos considerados ótimos obtiveram uma eficiência de modelagem superior a 76,2%.

O modelo de Gompertz se ajustou ao maior número de variáveis biométricas, logo foi validado com maior eficácia para as espécies. Apenas para a variável CF, o mesmo apresentou desempenho sofrível, enquanto para as demais foi classificado acima de bom, segundo o índice

de confiança de Camargo e Sentelhas (1997)
(Tabelas 6 e 7).

Tabela 5. Modelos matemáticos com melhores ajustes para a biomassa seca acumulada (g m⁻²) da espécie *P. juliflora* submetida a quatro condições de disponibilidade de água (R78D =; L2=; L3=; L4=), nas condições climáticas do município de Serra Talhada, PE, Semiárido brasileiro. R²_{aj} = coeficiente determinação ajustado e QMR = quadrado médio dos resíduos.

| Regime hídrico | Variável | Modelo | Equações e parâmetros | R ² _{aj} | QMR |
|----------------|----------|-----------|---|------------------------------|--------|
| R78d | BSF | Chapman | $y = 76,7178(1 - e^{-0,0014GDA})^{4,9703}$ | 0,9987 | 0,7813 |
| | BSC | Chapman | $y = 133,0783(1 - e^{-0,0013GDA})^{6,4700}$ | 0,9970 | 1,5851 |
| | BSR | Gaussiano | $y = 48,2832e^{-0,5\left(\frac{GDA-1821,9504}{426,9052}\right)^2}$ | 0,9525 | 4,4791 |
| | BSTP | Gaussiano | $y = 176,5271e^{-0,5\left(\frac{GDA-1991,6512}{588,8539}\right)^2}$ | 0,9907 | 6,7478 |
| R61d | BSF | Sigmoidal | $y = \frac{34,6979}{1 + e^{-\left(\frac{GDA-979,3350}{200,1070}\right)}}$ | 0,9981 | 0,6372 |
| | BSC | Chapman | $y = 59,3586(1 - e^{-0,0024GDA})^{12,0225}$ | 0,9883 | 2,3887 |
| | BSR | Gaussiano | $y = 38,1528e^{-0,5\left(\frac{GDA-1743,8951}{388,2778}\right)^2}$ | 0,9605 | 3,2305 |
| | BSTP | Logístico | $y = \frac{140,0325}{1 + \left(\frac{GDA}{1178,3566}\right)^{-4,3712}}$ | 0,9908 | 5,0188 |
| R46d | BSF | Gaussiano | $y = 27,3030e^{-0,5\left(\frac{GDA-1366,8571}{397,1095}\right)^2}$ | 0,9653 | 2,0637 |
| | BSC | Gaussiano | $y = 35,2527e^{-0,5\left(\frac{GDA-1498,5700}{427,4977}\right)^2}$ | 0,9478 | 3,4585 |
| | BSR | Gompertz | $y = 41,4491e^{-e^{-\frac{GDA-1387,2655}{845,3130}}}$ | 0,9997 | 0,1541 |
| | BSTP | Gaussiano | $y = 79,0735e^{-0,5\left(\frac{GDA-1513,6751}{471,2279}\right)^2}$ | 0,9761 | 5,0938 |
| R31d | BSF | Logístico | $y = \frac{14,6048}{1 + \left(\frac{GDA}{700,6501}\right)^{-2,9820}}$ | 0,9943 | 0,4111 |
| | BSC | Chapman | $y = 30,3821(1 - e^{-0,0023GDA})^{7,6415}$ | 0,9247 | 3,1857 |
| | BSR | Gaussiano | $y = 378,8116e^{-0,5\left(\frac{DAS-X_0}{b}\right)^2}$ | 1,0000 | 0,0000 |
| | BSTP | Gompertz | $y = 378,8116e^{-e^{-\frac{GDA-2761,139}{1781,9319}}}$ | 0,9273 | 7,3928 |

1

Tabela 6. Validação dos modelos matemáticos ajustados para a espécie *C. pyramidalis* submetida à plena disponibilidade de água (125% da evapotranspiração de referência), nas condições climáticas do município de Serra Talhada, PE, Semiárido brasileiro. r = coeficiente de correlação de Pearson, d = índice de concordância de Willmont, c = coeficiente de confiança, EF = eficiência da modelagem, MBE = erro médio de estimativa, RMSE = raiz quadrada do quadro do erro médio, t = teste t de Student

| Variável | Modelo | r | d | c | Desempenho | EF | MBE | RMSE | t |
|----------|-----------|-------|-------|-------|------------|-------|-------|-------|-------|
| BSF | Chapman | 0,926 | 0,941 | 0,871 | Ótimo | 0,821 | -1,51 | 0,163 | 0,505 |
| BSC | Gaussiano | 0,962 | 0,978 | 0,941 | Ótimo | 0,906 | 0,45 | 0,135 | 0,400 |
| BSR | Sigmoidal | 0,936 | 0,942 | 0,881 | Ótimo | 0,832 | -0,21 | 0,092 | 0,927 |
| BSTP | Chapman | 0,951 | 0,961 | 0,914 | Ótimo | 0,877 | -1,68 | 0,460 | 0,701 |
| IAF | Gompertz | 0,940 | 0,713 | 0,670 | Bom | 0,225 | -0,23 | 0,004 | 0,017 |
| AP | Gompertz | 0,972 | 0,971 | 0,944 | Ótimo | 0,893 | 0,78 | 0,016 | 0,030 |
| NF | Gompertz | 0,963 | 0,695 | 0,670 | Bom | -0,01 | -2,75 | 0,043 | 0,005 |
| LD | Gompertz | 0,991 | 0,982 | 0,972 | Ótimo | 0,936 | -0,97 | 0,444 | 0,022 |
| CF | Logístico | 0,988 | 0,973 | 0,961 | Ótimo | 0,917 | -0,07 | 0,181 | 0,788 |
| LF | Gaussiano | 0,969 | 0,971 | 0,942 | Ótimo | 0,901 | -0,54 | 0,383 | 0,117 |
| NF/F | Logístico | 0,329 | 0,021 | 0,007 | Péssimo | -312 | 1,22 | 0,148 | 0,003 |

1

O coeficiente de correlação linear de Pearson (r) variou entre 0,836 e 0,999,

mostrando que os dados estimados possuem uma relação linear forte com os dados observados, ou seja, as variáveis possuem associação linear e compartilham a mesma medida de variância. De forma geral, o *r* propõe o grau de afastamento dos dados estimados em relação à média dos observados.

Já o índice de concordância de Willmott (d) obteve um valor mínimo de 0,677 e máximo

de 0,982. Esse índice mostra as diferenças entre as medidas estimadas pelo modelo e os observados. Os valores de *d* destacam que para o modelo de Gompertz, os valores estimados tiveram uma boa concordância e em alguns casos quase perfeita, pois os valores de *d* foram bem próximo a 1.

Tabela 7. Validação dos modelos matemáticos ajustados para a espécie *P. juliflora* submetida à plena disponibilidade de água (125% da evapotranspiração de referência), nas condições climáticas do município de Serra Talhada, PE, Semiárido brasileiro. *r* = coeficiente de correlação de Pearson, *d* = índice de concordância de Willmott, *c* = coeficiente de confiança, EF = eficiência da modelagem, MBE = erro médio de estimativa, RMSE = raiz quadrada do quadro do erro médio, *t* = teste t de Student

| Variável | Modelo | r | d | c | Desempenho | EF | MBE | RMSE | t |
|----------|-----------|-------|-------|-------|------------|-------|-------|-------|-------|
| BSF | Chapman | 0,922 | 0,808 | 0,745 | Bom | 0,575 | -9,77 | 0,267 | 0,202 |
| BSC | Chapman | 0,993 | 0,934 | 0,927 | Ótimo | 0,815 | -8,25 | 0,041 | 0,102 |
| BSR | Gaussiano | 0,981 | 0,957 | 0,939 | Ótimo | 0,867 | -4,72 | 0,021 | 0,101 |
| BSTP | Gaussiano | 0,981 | 0,909 | 0,892 | Ótimo | 0,762 | -22,4 | 1,246 | 0,140 |
| IAF | Gaussiano | 0,955 | 0,599 | 0,572 | Sofrível | -0,03 | -0,68 | 0,002 | 0,029 |
| AP | Gompertz | 0,988 | 0,933 | 0,922 | Ótimo | 0,829 | -0,09 | 4,330 | 0,983 |
| NF | Gompertz | 0,980 | 0,979 | 0,959 | Ótimo | 0,931 | 0,640 | 1,076 | 0,637 |
| LD | Gompertz | 0,918 | 0,769 | 0,705 | Bom | 0,540 | -0,86 | 1,020 | 0,358 |
| CF | Gompertz | 0,836 | 0,677 | 0,566 | Sofrível | 0,435 | -0,32 | 0,510 | 0,521 |
| LF | Gompertz | 0,904 | 0,910 | 0,822 | Muito Bom | 0,529 | -0,56 | 0,814 | 0,123 |
| NF/F | Logístico | 0,991 | 0,911 | 0,903 | Ótimo | 0,763 | -0,36 | 0,185 | 0,091 |

Em relação a eficiência de modelagem (EF), nota-se que este índice é o que possui menor uniformidade. Os modelos menos eficientes foram ajustados para o IAF e o NF com valores abaixo de 0,225, enquanto que os mais eficientes chegaram a 0,936, demonstrando que o modelo estimou os dados com perfeição de 93,6%.

O erro médio de estimativa (MBE) cometido pelo modelo apresentou baixos valores, com subestimação máxima de -0,97 cm e a superestimação de 0,78 cm, em uma ampla faixa de valores de altura, por exemplo. A raiz quadrada do quadrado do erro médio (RMSE) mostra o erro cometido pelo modelo na estimação de dados em uma pequena faixa de valores. O maior RMSE foi obtido pela variável AP da espécie *P. juliflora* com valor de 4,33 cm. Porém, considerando que a planta teve um crescimento médio de 98 cm, esse erro torna-se um valor pequeno.

A partir destes testes estatísticos, pode-se afirmar que o modelo de Gompertz se ajustou com boa precisão às variáveis biométricas das duas espécies estudadas. O modelo Logístico foi ajustado para três variáveis biométricas com desempenho ótimo para CF de *C. pyramidalis* e NF/F de *P. juliflora*, e eficiência de 91,7% e 76,3% respectivamente.

Não foi possível ajustar este modelo para descrever NF/F da espécie *C. pyramidalis*, de

modo que o uso de outros modelos, além dos estudados, pode ser mais eficiente.

O MBE e RMSE foram pequenos, ou seja, o modelo está sendo o mais próximo do real possível. O modelo é aceito pelo teste t de Student, mostrando que não há diferença significativa entre os dados observados e os estimados.

Para os dados de biomassa seca, o modelo de Chapman e o Gaussiano estimaram com precisão as variáveis estudadas. A equação de Chapman estimou os novos dados com desempenho com classificação acima de bom, obtendo uma forte correlação linear e uma concordância acima de 0,80, significando que os valores estimados estão bem próximos da média dos valores observados.

O modelo não mostrou boa eficiência apenas para a variável BSF da *P. juliflora*, em que apenas 57,5% dos dados podem ser explicados pelo modelo. Neste caso, o MBE foi elevado, ou seja, ocorreu uma subestimação alta. Porém, pelo teste t não há diferença significativa entre dados observados e estimados.

Semelhante à equação de Chapman, a Gaussiana estimou os dados de biomassa com ótimo desempenho segundo o índice *c*, logo houve uma forte correlação linear (*r*) e alta concordância (*d*). Com isso, a eficiência do modelo ficou acima de 0,76. Contudo, para a variável BSTP de *P.*

juliflora houve subestimativa, com valor de MBE acentuado. O modelo Gaussiano não foi rejeitado pelo teste t de Student.

Conclusão

O regime hídrico de R78d (78 ml por dia), referente à reposição baseada em 125% da evapotranspiração de referência (ET_o) promoveu o maior acúmulo de biomassa seca da folha e biomassa seca total da planta para ambas as espécies, enquanto que a reposição baseada em 50% da ET_o (R31d - 31 ml por dia), caracterizou-se como a condição de estresse hídrico, mostrando que a disponibilidade de água é um fator importante no crescimento das espécies *Prosopis juliflora* Sw (DC.) e *Caesalpinia pyramidalis* Tul.; ao passo que o crescimento inicial da primeira espécie é superior ao da segunda.

As variáveis biométricas das espécies *Caesalpinia pyramidalis* Tul. e *Prosopis juliflora* Sw (DC.) foram melhores ajustadas pelo modelo de Gompertz, enquanto os modelos de Chapman e Gaussiano foram os que mais descreveram a variação dos dados de biomassa nos distintos regimes hídricos, em todos os casos utilizando como variável independente os graus dias acumulados.

Agradecimentos

Os autores agradecem à Universidade Federal de Rural de Pernambuco, Unidade Acadêmica de Serra Talhada pelo espaço físico cedido, bem como ao PET/Biologia pela bolsa concedida ao primeiro autor, durante o período de atuação.

Referências

Alencar, L.P., Sedyama, G.C., Wanderley, H.S., Almeida, T.S., Delgado, R.C., 2011. Avaliação de métodos de estimativa da evapotranspiração de referência para três localidades no Norte de Minas Gerais. Engenharia na Agricultura [online] 19. Disponível: <http://www.seer.ufv.br/seer/index.php/reveng/article/viewFile/260/185>. Acesso: 18 ago. 2015.

Allen, R.G., Pereira, L. S., Raes, D., Smith, M., 1998. Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements. FAO, Rome. (Irrigation and Drainage Paper, 56).

Barbosa, M.L., Silva, T.G.F., Silva, A.C.; Almeida, M.G.; Lima, A.L.A.; Souza, C.A.A., 2013. Crescimento Inicial de Espécies Ocorrentes no

Semiárido Brasileiro: Biomassa, Biometria e Análise Morfogênica. Revista Brasileira de Geografia Física [online] 6. Disponível: <http://www.revista.ufpe.br/rbgfe/index.php/revista/article/viewArticle/704>. Acesso: 18 ago. 2015.

- Brito, C.C.R., Silva, J.A.A., Ferreira, R.L.C., Santos, E.S., Ferraz, I., 2007. Modelos de crescimento resultantes da combinação e variações do modelo de Chapman-Richards e Silva-Bailey aplicados em *Leucena Leucocephala* (Lam.) de Wit. Ciência Florestal [online] 17. Disponível: <http://cascavel.ufsm.br/revistas/ojs-2.2.2/index.php/cienciaflorestal/article/view/1949>. Acesso: 18 ago. 2015.
- Cabral, E.L., Barbosa, D.C.A., Simabukuro, E. A., 2004. Crescimento de plantas jovens de *Tabebuia aurea* Manso Benth. & Hook. f. ex S. Moore submetidas a estresse hídrico. Acta Botânica Basílica [online] 18. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-33062004000200004>. Acesso: 18 ago. 2015.
- Camargo, A.P., Sentelhas, P.C., 1997. Avaliação do desempenho de diferentes métodos de estimativa da evapotranspiração potencial no Estado de São Paulo, Brasil. Revista Brasileira de Agrometeorologia 5, 89-97.
- Correia, K.G., Nogueira, R.J.M.C., 2004. Avaliação do crescimento do amendoim *Arachishypogaea* L. submetido a déficit hídrico. Revista de Biologia e Ciências da Terra [online] 4. Disponível: <http://eduep.uepb.edu.br/rbct/sumarios/pdf/amendoimdeficit.pdf>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Dantas, S.G., 2014. Crescimento inicial e morfologia foliar em plantas de *Enterolobium contortisiliquum* Vell. Morong. e *Erythrina velutina* Mart. ex Benth, sob estresse hídrico. Dissertação (Mestrado). Macaíba, UFRN.
- Feliciano, A.L.P., Marangon, L.C., Holanda, A.C., 2008. Morfologia de sementes, de plântulas e de plantas jovens de aroeira (*Myracrodurum urundeuva* Allemão). Revista de Biologia e Ciências da Terra [online] 8. Disponível: <http://www.redalyc.org/pdf/500/50080112.pdf>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Figueirôa, J.M., Barbosa, D.C.A., Simabukuro, E. A., 2004. Crescimento de plantas jovens de (*Myracrodurum urundeuva* Allemão) Anacardiaceae sob diferentes regimes hídricos. Acta Botânica Basílica [online] 18. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-33062004000300015>. Acesso: 18 fev. 2015.

- Floriano, E.P., Muller, I., Finger, C.A.G., Schneider, P.R., 2006. Ajuste e seleção de modelos tradicionais para série temporal de dados de altura de árvores. *Ciência Florestal* [online] 16. Disponível: <http://cascavel.ufsm.br/revistas/ojs-2.2.2/index.php/cienciaflorestal/article/view/1898>. Acesso: 18 ago. 2015.
- Gomes, M.M.A., Lagôa, A.M.M.A., Medina, C.L., Machado, E.C., Machado, M.A., 2004. Interactions between leaf water potential, stomatal conductance and abscisic acid content of orange trees submitted to drought stress. *Brazilian Journal of Plant Physiology* [online] 16. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S1677-04202004000300005>. Acesso: 18 ago. 2015.
- IPCC. Intergovernmental Panel on Climate Change, 2007. *Climate Change 2007 - The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the IPCC*. University Press Cambridge, Cambridge.
- Kanegae, M.F., Braz, V.S., Franco, A.C., 2000. Efeitos da seca sazonal e disponibilidade de luz na sobrevivência e crescimento de *Bowdichia virgilioides* em duas fitofisionomias típicas dos cerrados do Brasil Central. *Revista Brasileira de Botânica* [online] 23. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-84042000000400012>. Acesso: 18 ago. 2015.
- Lenhard, N.R., Scalon, S.P.Q., Novelino, J.O., 2010. Crescimento inicial de mudas de pau ferro *Caesalpinia ferrea* Mart. ex Tul. var. *leiostachya* Benth. sob diferente regimes hídricos. *Ciências e Agrotecnologia* [online] 34. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-70542010000400011>. Acesso: 18 ago. 2015.
- Lima, A.L.A., 2010. Tipos funcionais fenológicos em espécies lenhosas da caatinga, Nordeste do Brasil. Tese (Doutorado). Recife, UFRPE.
- Lyra, G.B., Souza, J.L., Lyra, G.B., Teodoro, I., Filho, G.M., 2008. Modelo de crescimento Logístico e Exponencial para o milho BR 106, em três épocas de plantio. *Revista Brasileira de Milho e Sorgo*, São Paulo [online] 7. Disponível: <http://rbms.cnpms.embrapa.br/index.php/ojs/article/viewArticle/290>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Maestri, R., Sanquetta, C.R., Arce, J.E., 2003. Modelagem do crescimento de povoamentos de *Eucalyptus grandis* através de processos de difusão. *Revista Floresta* [online] 33. Disponível: <http://ojs.c3sl.ufpr.br/ojs/index.php/floresta/article/viewFile/2272/1897>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Marengo, J.A., 2006. Mudanças Climáticas Globais e seus Efeitos sobre a Biodiversidade: caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do século XXI. Estação gráfica, Brasília.
- Mazzini, A.R.A., Muniz, J.A., Aquino, L.H., Silva, F.F., 2003. Análise da curva de crescimento de machos Hereford. *Ciências Agrotécnicas* [online] 27. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-70542003000500019>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Mendes, P. N., 2011. Ajuste dos modelos de Gompertz e Logístico na descrição das curvas de crescimento de tomate: uma abordagem Bayesiana. Tese (Doutorado). Lavras, UFLA.
- Nascimento, H.H.C., Nogueira, R.J.M.C., Silva, E.C., Silva, M.A., 2011. Análise do crescimento de mudas de jatobá *Hymenaea courbaril* L. em diferentes níveis de água no solo. *Revista Árvore* [online] 35. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622011000400005>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Nogueira, R.J.M.C., Moraes, J.A.P.V., Burity H.A., Neto, E.B., 2001. Alterações na resistência à difusão de vapor nas folhas e relações hídricas em aceroleiras submetidas a déficit de água. *Revista Brasileira de Fisiologia Vegetal* [online] 13. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-31312001000100009>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Obemaier, M., Rosa, L.P., 2013. Mudança climática e adaptação no Brasil: uma análise crítica. *Estudos Avançados* [online] 27. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-40142013000200011>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Oliveira, L.M., 2010. Tecnologia de sementes de *Caesalpinia pyramidalis* Tul. Dissertação (Mestrado). Areia, UFPB.
- Oliveira, L.M., 2010. Tecnologia de sementes de *Caesalpinia pyramidalis* Tul. Dissertação (Mestrado). Areia, UFPB. UFPB.
- Oliveira, L.M., Bruno, R.L.A., Silva, K.R.G., Alves, E.U., Silva, G.Z., Andrade, A.P., 2011. Qualidade fisiológica de sementes de *Caesalpinia pyramidalis* Tul. durante o armazenamento. *Revista Brasileira de Sementes* [online] 33. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-31222011000200011>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Oliveira, O.F., Morais, P.L.D., 1999. Influência da remoção de cotilédones no desenvolvimento

- de ramificações nas axilas cotiledonares de plântulas de leguminosas. *Acta Botânica Brasílica* [online] 13. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-33061999000300003>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Pegado, C.M.A., Andrade, L.A., Félix, L.P., Pereira, I.M., 2006. Efeitos da invasão biológica de algaroba - *Prosopis juliflora* Sw. DC. sobre a composição e a estrutura do estrato arbustivo-arbóreo da caatinga no Município de Monteiro, PB, Brasil. *Acta Botânica Brasílica* [online] 13. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-33062006000400013>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Pereira, A.A., 2013. Descrição do crescimento do cafeeiro utilizando modelos de regressão. Dissertação (Mestrado). Lavras, UFLA.
- Pinzón-Torres, J.A., Schiavinato, M.A., 2008. Crescimento, eficiência fotossintética e eficiência do uso da água em quatro espécies de leguminosas arbóreas tropicais. *Hoehnea* [online] 35. Disponível: <http://www.scielo.br/pdf/hoehnea/v35n3/v35n3a07.pdf>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Pires, L.M., Calegario, N., 2007. Ajuste de modelos estocásticos lineares e não lineares para a descrição do perfil longitudinal de árvores. *Revista Árvore* [online] 31. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622007000500008>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Portes, M. T., Alves, T. H., Souza, G. M., 2006. Water deficit affects photosynthetic induction in *Bauhinia forficata* Link (Fabaceae) and *Esenbeckia leiocarpa* Engl. (Rutaceae) growing in understory and gap conditions. *Brazilian Journal of Plant Physiology* [online] 18. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S1677-04202006000400007>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Prado, D.E., 2003. As caatingas da América do Sul, in: Leal, I.R., Tabarelli, M., Silva, J.M.C. da (Eds.), *Ecologia e Conservação da Caatinga*. Editora Universitária da UFPE, Recife, pp. 3-74.
- Prado, T.K.L., Savian, T.V., Muniz, J.A., 2013. Ajuste dos modelos Gompertz e Logístico aos dados de crescimento de frutos de coqueiro anão verde. *Ciência Rural* [online] 43. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-84782013005000044>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Ribaski, J., Drumond, M.A., Oliveira, V.R., Nascimento, C.E.O., 2009. Algaroba *Prosopis juliflora*: árvore de uso múltiplo para a região Semiárida Brasileira. Embrapa Florestal, Colombo. (Comunicado Técnico, 240).
- Rodrigues, M., 2012. Crescimento e trocas gasosas de copo-de-leite em função de graus-dia de desenvolvimento. Tese (Doutorado). Lavras, UFLA.
- Santos, R.F.; Carlesso, R., 1998. Déficit hídrico e os processos morfológico e fisiológico das plantas. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* [online] 2. Disponível: <http://www.agriambi.com.br/revista/v2n3/287.pdf>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Scalon, S.P.Q., Mussury, R.M., Euzébio, V.L.M., Kodama, F.C., Kissmann, C., 2011. Estresse hídrico no metabolismo e crescimento inicial de mudas de mutambo *Guazuma ulmifolia* Lam. *Ciência Florestal* [online] 21. Disponível: <http://cascavel.ufsm.br/revistas/ojs-2.2.2/index.php/cienciaflorestal/article/view/4510>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Silva, E.C., Nogueira, R.J.M.C., 2003. Crescimento de quatro espécies lenhosas cultivadas sob estresse hídrico em casa-de-vegetação. *Revista Ceres* [online] 50. Disponível: <http://www.ceres.ufv.br/ojs/index.php/ceres/article/view/2949>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Silva, M.A.V., Nogueira, R.J.M.C., Oliveira, A.F.M., Santos, V.F., 2008. Resposta estomática e produção de matéria seca em plantas jovens de aroeira submetidas a diferentes regimes hídricos. *Revista Árvore* [online] 32. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622008000200016>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Silva, T.S., 2012. Morfogênese e conservação *in vitro* de *Caesalpinia pyramidalis* Tul. Dissertação (Mestrado). Feira de Santana, UEFS.
- Souza, B.D., Meiado, M.V., Rodrigues, B.M., Santos, M.G., 2010. Water relations and chlorophyll fluorescence responses of two leguminous trees from the Caatinga to different watering regimes. *Acta Physiologiae Plantarum* [online] 32. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1007/s11738-009-0394-0>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Teixeira, C.F.A., Damé, R.C.F., Disconzi, P.B., Pinto, M.A.B., Winkler, A.S., Santos, J.P. 2013. Estatística de Mallows na seleção de modelos de predição da precipitação média mensal e anual no Rio Grande do Sul. *Revista Agroambiente On-line* [online] 7. Disponível: <http://revista.ufr.br/>

- index.php/agroambiente/article/view/973
Acesso: 18 fev. 2015.
- Terra, M.F.; Muniz, J.A.; Savian, T.V. 2010. Ajuste dos modelos Logístico e Gompertz aos dados de crescimento de frutos da tamareira-anã *Phoenix roebelenii* O'BRIEN. *Magistra* 22, 01-07.
- Trovão, D.M.B.M.; Fernandes, P.D.; Andrade, L.A.; Neto, J.D. 2007. Variações sazonais de aspectos fisiológicos de espécies da Caatinga. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* [online] 11. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662007000300010>. Acesso: 18 fev. 2015.
- Ueda, C.M., 2013. Modelos não lineares com diferentes estruturas de covariância em curvas de crescimento: uma aplicação no estudo da severidade da doença *Late blight*. Dissertação (Mestrado). Florianópolis, UFSC.
- Willmott, C.J., Ackleson, S.G., Davis, R.E., Feddema, J.J., Klink, K.M., Legates, D.R., O'Donel, J., Rowe, C.M., 1985. Statistics for the evaluation and comparison of models. *Journal of Geophysical Research* 90, 8995-9005.
- Wyzykowski, J., 2009. Modelos de regressão para a descrição do crescimento do cafeeiro irrigado e não irrigado após recepta. Dissertação (Mestrado). Lavras, UFLA.