

## ESTIMATIVA DA IRRADIAÇÃO SOLAR GLOBAL HORÁRIA A PARTIR DA TEMPERATURA DO AR PARA O SEMIÁRIDO DE ALAGOAS, BRASIL

C. M. Dos Santos<sup>1</sup>, J. L. De Souza<sup>2</sup>, C. Tiba<sup>3</sup>, E. T. Teramoto<sup>4</sup>, R. O. De Melo<sup>5</sup>

<sup>1,4</sup>Grupo de Radiometria Solar, Departamento de Engenharia Rural – FCA/UNESP/Botucatu/SP/Brasil  
e-mail: [ciceromanoel@fca.unesp.br](mailto:ciceromanoel@fca.unesp.br)

<sup>2</sup>Laboratório de Agrometeorologia e Radiometria Solar – Instituto de Ciências Atmosféricas, Universidade Federal de Alagoas (LARAS/ICAT).

<sup>3,5</sup>Departamento de Energia Nuclear – Grupo FAE, Universidade Federal de Pernambuco, Departamento de Energia Nuclear.

*Recibido: 15-08-13; Aceptado: 23-09-13.*

**RESUMEN.-** En este trabajo se evalúan 7 modelos empíricos basados en la temperatura del aire para estimar la radiación solar global media hora mensual ( $H_g^h$ ), para las regiones de Água Branca, Pão de Açúcar y Santana do Ipanema que se encuentran en el interior del Estado de Alagoas, Brasil. Los datos fueron recolectados en las estaciones solarimétricas automáticas entre 2007 y 2009. El  $H_{ge}^h$  estimado se comparó con los valores medidos utilizando los siguientes indicadores estadísticos: MBE, RMSE y "d" Willmott. Los coeficientes empíricos ajustados de los modelos dependían de la zona de estudio y el clima local. Con un RMSE promedio de  $15,91 \pm 4,59\%$ , el mejor modelo de ajuste resultó ser el 6 en la zona de Água Branca. Para Pão de Açúcar el modelo 7 resultó el mejor con un RMSE promedio  $15,54 \pm 5,79\%$ . En la región de Santana do Ipanema, el modelo 4 fue el más ajustado a las condiciones climáticas locales, con un RMSE  $15,43 \pm 2,95\%$ . Estos resultados demuestran la validez de los modelos para predecir  $H_g^h$ .

**Palabras claves:** modelado, temperatura del aire, irradiación solar global.

## ESTIMATING HOURLY GLOBAL SOLAR IRRADIATION USING AIR TEMPERATURE IN THE ALAGOAS SEMI-ARID, BRAZIL

**ABSTRACT.-** This paper evaluates 7 empirical models based on air temperature, to estimate global solar irradiation hourly average monthly ( $H_g^h$ ), in the regions of White Water, Sugar Loaf and Santana do Ipanema located in the hinterland of the State of Alagoas, Brazil. The data were measured at automatic solarimetric stations in the period of 2007 to 2009. The  $H_{ge}^h$  estimated was compared with measured values using the statistical indicatives: MBE, RMSE and "d" Willmott. The adjusted coefficients were dependent on the study area and the local climate. With average RMSE of  $15.91 \pm 4.59\%$ , the model 6 was the best fitted in the region of Água Branca. To city of Pão de Açúcar the model 7 presented the best estimation, with average RMSE of  $15.54 \pm 5.79\%$ . In the region of Santana do Ipanema, the model 4 was the most adjusted to the local climate, with RMSE of  $15.43 \pm 2.95\%$ . These results show the efficiency of the models in predicting  $H_g^h$ .

**Keywords:** modeling, air temperature, global solar irradiation.

### 1. INTRODUÇÃO

A distribuição horária da irradiância solar global ( $R_g$ ) é de fundamental importância em várias áreas do conhecimento. Portanto, existe a necessidade de seu conhecimento com maior frequência em diferentes escalas de tempo, para aplicação em estudos climáticos, engenharia, agricultura e recursos energéticos renováveis. Em estudos climáticos, a  $R_g$  é a principal forçante natural do clima da terra. Na

agricultura está diretamente ligada ao balanço hídrico, produtividade potencial e uso em modelos computacionais que simulam o crescimento e produtividade de culturas agrícolas (Heng y et. al., 2009; Yang et. al., 2006). Na utilização como recursos renováveis, abrange o aquecimento de água (casa ou espaço de aquecimento), conversão em energia elétrica e iluminação natural dos ambientes (Jacobson y Delucchi, 2011).

O total de  $R_g$  incidente em uma superfície terrestre pode ser obtida diretamente (a partir de medidas com piranômetros) ou indiretamente por estimativa, em geral utilizando-se modelagem. A modelagem pode ser de natureza analítica, estocásticos, empíricos ou Redes Neurais Artificiais (RNA's) (Mubiru y Banda, 2008). Dentre esses, os modelos empíricos são os mais utilizados pela praticidade, pois exploram relações empíricas entre a irradiância solar global

1.Físico, Doutorando em Irrigação e Drenagem FCA/UNESP/ BOTUCATU.

2.Meteorologista, Prof. Dr. Pesquisador ICAT/CECA/UFAL.

3.Físico, Prof. Dr. Pesquisador DEN/FAE/UFPE.

4.Eng. Agrícola, Doutorando em Energia na Agricultura FCA/UNESP/ BOTUCATU.

5.Físico, DEN/FAE/UFPE.

( $H_g$ ) e as variáveis meteorológicas comumente medidas em estações meteorológicas: temperatura do ar, insolação, precipitação, umidade relativa do ar, por exemplo, (Trabeaa, 2000; Weiss y Hays, 2004; Prescott, 1940). Dentre as variáveis meteorológicas a temperatura do ar é mais comumente observada em estações meteorológicas que a  $R_g$ , por isso modelos empíricos tem sido propostos para prever  $H_g$  baseado na temperatura do ar com boa acurácia (Bristow y Campbell, 1984; Hargreaves y Samani, 1982; Menges et al., 2006; Solmaz y Ozgiren, 2012; Liu et al., 2009).

Portanto, a estimativa da irradiação solar global a partir da temperatura do ar apresenta uma importante alternativa, devido à sua ampla disponibilidade nas estações meteorológicas (Basharat et al., 2013). A principal vantagem dos modelos desta categoria são os dados prontamente disponíveis. Por isso, os modelos baseados na temperatura do ar são ferramentas convenientes para o cálculo da irradiação solar global, em que os coeficientes podem ser ajustados para cada local específico e aplicados em locais com clima semelhante (Almorox et al., 2011).

Em locais de Alagoas – Brasil, modelos empíricos baseados na temperatura do ar foram analisados previamente na estimativa horária da irradiação solar global, com outras análises. Somente na região de Maceió, y Souza y et al.,

(2005) analisaram em diferentes escalas de tempo a evolução da irradiação solar global sazonal incidente em superfície. Assim, o presente trabalho objetiva estimar a irradiação solar global média horária mensal ( $H_g^h$ ) nas regiões de Água Branca, Pão de Açúcar e Santana do Ipanema – Sertão do Estado de Alagoas, com uso de modelos empíricos que requerem a temperatura do ar (máxima e mínima) como variável de entrada. Com a estimativa da  $H_g^h$ , poderão fazer projeções futuras para usinas térmicas e fotovoltaicas.

## 2. MATERIAIS E MÉTODOS

### 2.1. Local e clima.

Para o desenvolvimento deste trabalho utilizaram-se dados meteorológicos de temperatura do ar horária e irradiação solar global ( $R_g$ ), obtidos em estações solarimétricas automáticas localizadas nas regiões de Água Branca (1) ( $9^{\circ}15'15,0''S$ ;  $37^{\circ}56'15,0''W$  e 593,0m), Pão de Açúcar (2) ( $9^{\circ}44'48,1''S$ ;  $37^{\circ}26'15,1''W$  e 46,0m) e Santana do Ipanema (3) ( $9^{\circ}22'30,7''S$ ;  $37^{\circ}13'53,6''W$  e 279,4 m) (figura 1), no período de 2007 à 2009. As estações solarimétricas localizam-se na região semiárida do Estado de Alagoas (figura 2), caracterizada com microclima local.

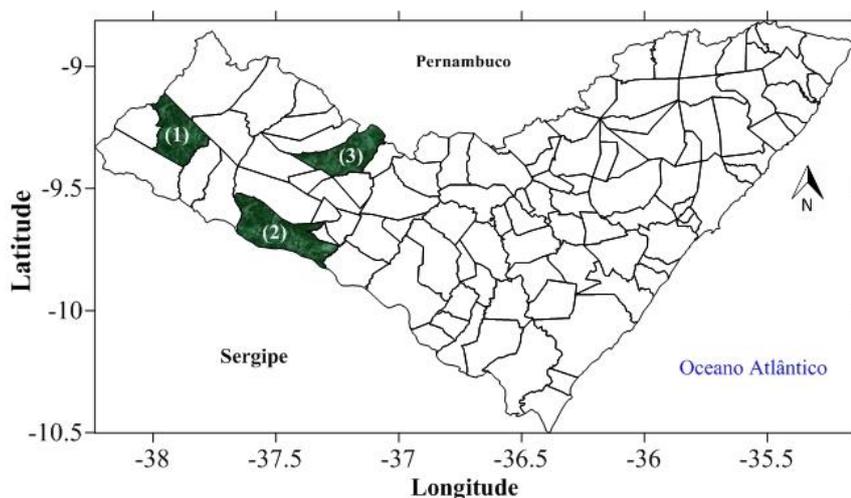


Fig. 1: Localização das estações solarimétricas instaladas em Água Branca (1), Pão de Açúcar (2) e Santana do Ipanema (3).

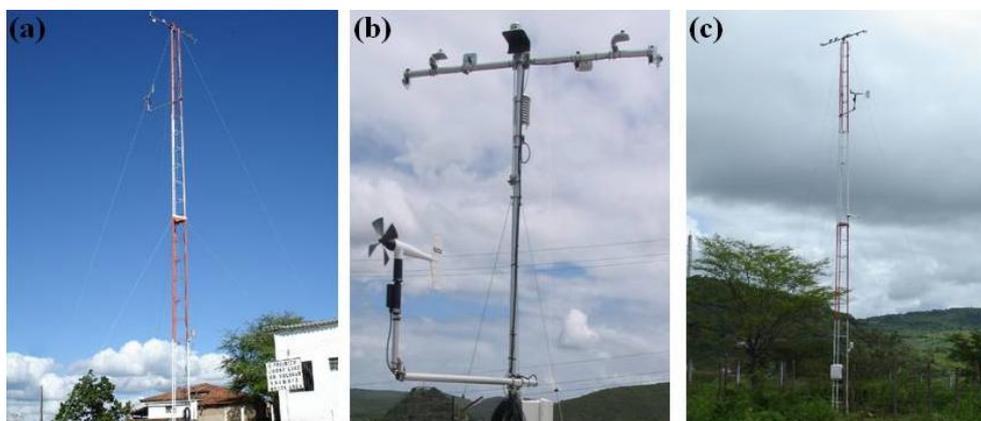


Fig.2: Estações solarimétricas instaladas em a) Água Branca, b) Pão de Açúcar e c) Santana do Ipanema.

A estação de Água Branca apresenta clima do tipo C1A'sw, caracterizado por ser subúmido seco (C1), Megatérmico (A') com deficiência de água moderada no verão (s) e excesso de água no inverno (w), segundo a classificação de Thornthwaite y Mather (1955). Possuindo precipitação e temperatura média anual de 1051,4 mm e 23,7 °C, respectivamente, os meses de dezembro e julho são o mais quente e frio do ano, com temperaturas médias de 24,583 ± 1,210°C e 19,892 ± 1,087°C. O clima de Pão de Açúcar e Santana do Ipanema é do tipo DA's2d, caracterizado por ser semiárido (D), Megatérmico (A') com grande deficiência de água no verão (s2) e excesso de água nulo no inverno (d), segundo a classificação de Thornthwaite-Mather. Pão de Açúcar possui precipitação e temperatura média anual de 571,87 mm e 27,6°C, e Santana do Ipanema 754,7 mm e 25,5°C, respectivamente. Fevereiro e agosto são os meses mais e o menos quente em Pão de Açúcar, com médias de 24,581±2,123°C e 20,217±1,563°C.

2.2 Instrumentação e dados.

Os dados de Rg foram medidos por piranômetros Preto e Branco, modelo 8-48, B&W fabricado pela Eppley, Laboratory, Inc [faixa de medida: (285 – 2800 nm); resposta cosseno: ± 2,0% (0° < θz < 70°) ], enquanto a temperatura do ar pelo sensor HMP45C – Vaisala Inc [faixa de medida: (- 40°C a + 60°C); acurácia: ±0.20°C (20°C) e ± 0,50°C (-40°C)]. A aquisição e armazenamento dos dados foram utilizando Datalogger da Campbell Scientific modelo CR1000, ajustado para guardar médias a cada minuto. Os piranômetros são mantidos em perfeitas condições de medidas e calibrados anualmente obedecendo a (WMO, 2008). Os dados observados foram transferidos para um microcomputador e posteriormente armazenados em planilhas eletrônicas. Falhas com dados foram removidos para garantir a qualidade, na estação de Água Branca verificaram-se falhas para 5 dias. A estação de Pão de Açúcar mostrou dados duvidosos para 20 dias (2,35%). A região de Santana do Ipanema não apresentou dados duvidosos. Os dados de Rg obtidos foram integrados, para obter a irradiação solar global média horária mensal (H<sub>g</sub><sup>h</sup>), conforme Equação 1 e Equação 2:

$$H_g^h = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_g^h \tag{1}$$

$$h_g^h = \int_{t_0}^{t_f} I_g^h(t) dt \tag{2}$$

em que: N' é o número de dias do mês para a hora em análise, h<sub>g</sub><sup>h</sup> a irradiação solar global horária, t<sub>0</sub> a hora inicial e t<sub>f</sub> a hora final. A irradiação solar global média horária mensal (H<sub>g</sub><sup>h</sup>) (MJm<sup>-2</sup>) foi calculada a partir da média de todos os valores horários da irradiância solar global horária (I<sub>g</sub><sup>h</sup>) (Wm<sup>-2</sup>). Para um dia completo foi considerado onze valores horários integrados de I<sub>g</sub><sup>h</sup>, valores compreendidos entre 06h00min às 16h59min.

2.3. Descrição dos Modelos empíricos

Usando o argumento que o calor sensível é responsável pela variação da temperatura do ar, Bristow y Campbell (1984) sugeriram uma relação para a irradiação solar global diária (H<sub>g</sub><sup>d</sup>), como função da irradiação solar diária no topo da atmosfera (H<sub>0</sub><sup>d</sup>) e a diferença entre as temperaturas máximas e mínimas do ar (ΔT, °C). Outros autores adaptaram este modelo no intuito de melhorar o desempenho, Meza y Varas (2000) (Equação 3 – modelo 1), y Weiss y et al., (2001) (Equação 4 – modelo 2), Abraha y Savage (2008) (Equação 5 – modelo 3), tabela 1. Baseada na suposição de que a diferença entre a temperatura diária do ar máxima e mínima fornece indicação geral de nebulosidade, Hargreaves y Samani (1982) foram os primeiros a proporem a estimativa da irradiação solar global diária (H<sub>g</sub><sup>d</sup>) em função da irradiação solar global diária que chega ao topo da atmosfera (H<sub>0</sub><sup>d</sup>) e da diferença entre a temperatura do ar máxima e mínima diária (ΔT(°C)) (Equação 6 – modelo 4). Posteriormente o modelo foi modificado por outros autores: y Annandale y et al., (2002) (Equação 7 – modelo 5), y Hargreaves y et al., (1985) (Equação 8 – modelo 6) y Hunt y et al., (1998) (Equação 9 – modelo 7), tabela 1. Além da radiação solar, a altitude, latitude, nebulosidade, umidade relativa do ar, velocidade do vento, aerossóis e a água precipitável podem influenciar a amplitude térmica do ar (ΔT) local (Bristow y Campbell, 1984; Samani, 2000). Foi adicionado o índice h sobrescrito em H<sub>g</sub> e H<sub>0</sub>, para indicar que os modelos serão avaliados em escala horária.

Tabela 1: Modelos empíricos ajustados.

Modelo		Coefficiente	Equação
1	$\frac{H_g^h}{H_0^h} = 0,75[1 - \exp(-\beta_2(\Delta T)^2)]$	β <sub>2</sub>	(3)
2	$\frac{H_g^h}{H_0^h} = 0,75 \left[ 1 - \exp \left( -\beta_2 \frac{(\Delta T)^2}{(H_0^h)} \right) \right]$	β <sub>2</sub>	(4)
3	$\frac{H_g^h}{H_0^h} = 0,75 \left[ 1 - \exp \left( -\beta_2 \frac{(\Delta T)^2}{(\Delta T_m)} \right) \right]$	β <sub>2</sub>	(5)
4	$\frac{H_g^h}{H_0^h} = \beta_1 (\Delta T)^{1/2}$	β <sub>1</sub>	(6)
5	$\frac{H_g^h}{H_0^h} = \beta_1 (1 + 2,7 \times 10^{-5} \times \text{altitude})(\Delta T)^{1/2}$	β <sub>1</sub>	(7)
6	$\frac{H_g^h}{H_0^h} = (\beta_1 (\Delta T)^{1/2} + \beta_2)$	β <sub>1</sub> e β <sub>2</sub>	(8)
7	$\frac{H_g^h}{H_0^h} = \beta_1 (\Delta T)^{1/2} + \frac{\beta_2}{H_0^h}$	β <sub>1</sub> e β <sub>2</sub>	(9)

em que  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são coeficientes empíricos a serem ajustados com dados locais. Para obtenção dos coeficientes dos modelos, foram utilizados os dados de 2007 e 2008, e para validação foram usados os dados de 2009. No ajuste dos coeficientes foi elaborado um programa tendo os modelos e

as condições de contornos necessárias nele inseridos. A irradiação solar global que chega ao topo da atmosfera,  $H_o$ , foi calculada conforme equações matemáticas descritas em (Li et al., 2011), conforme:

$$H_o = \frac{24 \times 3600 \times I_o}{\pi} \left[ 1 + 0,033 \cos \left( \frac{360DJ}{365} \right) \right] \times \left[ \left( \frac{\pi \omega_s}{180^\circ} \sin \varphi \sin \delta \right) + (\cos \varphi \cos \delta \sin \omega_s) \right] \quad (3)$$

onde  $I_o$  é a constante solar ( $=1367 \text{ Wm}^{-2}$ ),  $DJ$  é o dia Juliano começando em 1 de janeiro (para primeiro de janeiro,  $DJ = 1$ , e para 31 de dezembro,  $DJ = 365$ ),  $\varphi$  é a latitude local (em graus),  $\delta$  é a declinação solar (em graus) (Eq. 11),  $\omega_s$  é o ângulo horário (em graus) (Eq. 12).

$$\delta = 23,45 \sin \left[ \frac{360(DJ + 284)}{365} \right] \quad (4)$$

$$\omega_s = \cos^{-1}[-\tan(\delta) \times \tan(\varphi)] \quad (5)$$

Os coeficientes gerados foram inseridos nos modelos, e em seguida realizou-se a estimativa. A estatística foi desenvolvida com a geração dos gráficos por intermédio do programa estatístico “Software™ Microcal Origin 6.0®”. A amplitude térmica do ar horária foi obtida da seguinte relação (Equação 10).

$$\Delta T = T_{\max}(i) - T_{\min}(i) \quad (6)$$

em que,  $\Delta T$  é a variação horária da temperatura do ar ( $^\circ\text{C}$ ) da hora;  $T_{\max}(i)$  e  $T_{\min}(i)$  as temperaturas máxima e mínima do ar ( $^\circ\text{C}$ ) da hora (i), respectivamente. Na obtenção da temperatura do ar média horária mensal, adotaram-se mesmo procedimento da  $H_g^h$ .

#### 2.4. Índices estatísticos.

Para a verificação do desempenho dos modelos foram utilizados alguns índices estatísticos para medidas de erros e avaliação de variação como sugeridos por (Willmott, 1981; Willmott y et al., 1985), tais como: o desvio das médias MBE (Mean Bias Error), raiz quadrada do desvio quadrático médio RMSE (Root Mean Square Error) e “d” de Willmott, descritos abaixo:

$$\text{MBE (\%)} = 100 \frac{\sum_{i=1}^N (P_i - O_i)}{N \bar{X}} \quad (7)$$

$$\text{RMSE (\%)} = 100 \frac{\left[ \frac{\sum_{i=1}^N (P_i - O_i)^2}{N} \right]^{1/2}}{\bar{X}} \quad (8)$$

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N (P_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^N (|P_i| + |O_i|)^2} \quad (9)$$

em que:  $P_i$  representa os valores estimados,  $O_i$  os valores medidos,  $|P_i|$  o valor absoluto da diferença  $P_i - \bar{O}_i$ , onde  $\bar{O}_i$  representa a média de  $O_i$ , e  $|O_i|$  representa o valor absoluto da diferença  $O_i - \bar{O}_i$ ,  $\bar{X}$  é o valor médio medido e  $N$  o

número de observações. Os valores de MBE e RMSE foram apresentados em porcentagem para facilitar a comparação.

Um valor positivo para MBE mostra superestimativa, enquanto o valor negativo representa subestimativa. Quanto menor o valor absoluto de MBE, melhor será o desempenho do modelo testado (Stone, 1993). O RMSE ajuda a conhecer como está o espalhamento ou ajustamento das estimativas em relação aos dados medidos. Sendo sempre um valor com a mesma unidade dos dados originais da amostra. O RMSE, sempre apresentara valores positivos, embora mostre valor igual a zero caso nenhuma variação seja observada. Quanto menor o valor de RMSE, melhor será a avaliação do modelo (Stone, 1993). Os índices MBE e RMSE dão estimativas sobre o erro, mas não fornecem informações sobre o tamanho relativo da diferença de média e a natureza das diferenças comprometedoras (Willmott, 1982). O índice de concordância “d” de Willmott (1981), expressa o ajustamento entre os valores medidos e estimados. O índice “d” varia de 0a 1,0, onde um valor calculado de 1 indica concordância perfeita e 0 representa nenhuma concordância. A utilização dos índices MBE, RMSE e d são adequadas para validação de modelos, permitindo analisar o desvio médio (subestimativa ou superestimativa), espalhamento e ajustamento de modelos com relação às medidas (Alados et al., 2000). O coeficiente de correlação, o desvio relativo e o teste-t também foram levados em consideração na análise dos modelos. O Teste - t permite que modelos sejam comparados e, ao mesmo tempo indica se a estimativa é significativa ou não. Para determinar se um modelo é estatisticamente significativo, o valor absoluto do t calculado deve ser menor que o valor t crítico, obtido a partir de padrão de quadros estatísticos.

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### 3.1. Coeficientes ajustados localmente.

Os coeficientes gerados pelos modelos (tabela 2), com uso de  $\Delta T_1$ , mostraram forte dependência com a região de estudo, sendo caracterizada pelo clima e dinâmica da atmosfera local. Os maiores efeitos de  $\Delta T_1$  são observados no coeficiente  $\beta_2$  dos modelos 1, 2 e 3, que gerou variações. Por exemplo, máximo (3,92) em novembro e mínimo (1,53) em maio para o modelo 2 na região de Água Branca, com média de  $2,50 \pm 0,74$ . Nos modelos 1 e 3, encontraram-se variações para  $\beta_2$  entre 0,48 e 1,54, com média de  $0,64 \pm 0,27$  e  $0,99 \pm 0,37$ , respectivamente. Como os coeficientes gerados são característicos do clima local, a estação chuvosa mostrou menores valores e maiores na estação seca. Os menores valores estão associados ao efeito astronômico solar e maiores quantidades de dias com nebulosidade, que reduzem a radiação solar incidente em superfície, e consequentemente altera o coeficiente gerado para manter a relação com a redução da amplitude térmica do ar horária.

O regime de temperatura adotado não afetou significativamente a calibração do modelo 4. Embora, os

valores encontrados de  $\beta_1$  para este modelo, geraram variações no decorrer dos meses (43,24%), apresentando mínimo (0,37) para maio, máximo (0,53) em novembro e média de  $0,45 \pm 0,04$ , sem padrão anual na região de Água Branca. Apesar desta região localiza-se numa altitude  $\approx 11$  vezes maior que a de Pão de Açúcar, o coeficiente  $\beta_1$  do modelo 4 não indicou dependência com a altitude. Os coeficientes encontrados para modelo 5, que possui a altitude como fator de correção, não diferiram dos obtidos

com o modelo 4. O valor médio de  $0,44 \pm 0,04$  e desvio relativo de 1,67%, com relação ao modelo 4, indica que a correção com a altitude local não melhora o ajuste do modelo em locais do Sertão de Alagoas. Da mesma forma que os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  dos modelos 6 e 7, para as regiões de Água Branca e Pão de Açúcar, não são influenciados pela altitude e tão pouco pelo regime de temperatura adotado.

Tabela 2. Coeficientes mensais (Coef.) e média dos desvios padrões (<DP>) para os coeficientes ajustados dos modelos, com aplicação de  $\Delta T$ . \*Significativo a 95%, \*\*Não significativo a 95%.

Água Branca									
Modelo	1	2	3	4	5	6		7	
Mês\ Coef.	$\beta_2$	$\beta_2$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_1$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
Janeiro	0,71*	2,54*	1,09*	0,46*	0,46*	0,38*	0,11**	0,48*	-0,05**
Fevereiro	0,64*	2,15*	0,91*	0,44*	0,44*	0,41*	0,03**	0,45*	-0,01**
Março	0,78*	2,91*	1,09*	0,48*	0,47*	0,46*	0,03**	0,48*	0,004**
Abril	1,02*	3,37*	1,26*	0,50*	0,49*	0,05**	0,50*	0,46*	0,10*
Maio	0,48*	1,53*	0,57*	0,37*	0,36*	0,03**	0,37*	0,33*	0,08*
Junho	0,60*	1,76*	0,66*	0,40*	0,39*	0,12**	0,30*	0,38*	0,06**
Julho	0,60*	1,82*	0,67*	0,41*	0,40*	0,24*	0,18*	0,39*	0,05**
Agosto	0,53*	1,74*	0,65*	0,40*	0,39*	0,27*	0,14**	0,38*	0,04**
Setembro	0,85*	3,05*	1,17*	0,46*	0,45*	0,09**	0,44*	0,44*	0,06**
Outubro	0,75*	2,80*	1,07*	0,46*	0,45*	0,31**	0,17**	0,42*	0,12**
Novembro	0,96*	3,92*	1,55*	0,53*	0,52*	0,70*	-0,21**	0,50*	0,10**
Dezembro	0,66*	2,42*	1,00*	0,46*	0,46*	0,63*	-0,20**	0,44*	0,08**
<DP> $\pm$	0,16	0,74	0,29	0,04	0,04	0,22	0,22	0,05	0,05
Pão de Açúcar									
Modelo	1	2	3	4	5	6		7	
Mês\ Coef.	$\beta_2$	$\beta_2$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_1$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
Janeiro	0,86*	4,16*	1,35*	0,50*	0,49*	0,34*	0,19**	0,51*	-0,06**
Fevereiro	0,71*	2,92*	1,10*	0,47*	0,47*	0,42*	0,07**	0,49*	-0,05**
Março	0,81*	3,11*	1,33*	0,49*	0,48*	0,28**	0,27**	0,48*	0,03**
Abril	0,91*	2,80*	1,34*	0,51*	0,51*	0,39**	0,15**	0,46*	0,14*
Maio	0,69*	1,73*	0,86*	0,43*	0,43*	0,16**	0,31**	0,39*	0,10*
Junho	0,97*	2,34*	1,21*	0,50*	0,50*	0,24**	0,29**	0,46*	0,09*
Julho	0,74*	1,90*	1,00*	0,47*	0,47*	0,27**	0,23**	0,45*	0,05*
Agosto	0,68*	1,93*	0,97*	0,46*	0,46*	0,38*	0,10**	0,44*	0,06*
Setembro	1,11*	4,23*	1,59*	0,50*	0,49*	0,19**	0,37*	0,46*	0,11**
Outubro	0,97*	4,26*	1,51*	0,50*	0,50*	0,39**	0,15**	0,44*	0,22*
Novembro	1,36*	6,17*	2,23*	0,51*	0,51*	0,21**	0,38**	0,45*	0,22**
Dezembro	0,73*	3,25*	1,18*	0,48*	0,48*	0,27**	0,27**	0,45*	0,09**
<DP> $\pm$	0,20	1,29	0,36	0,02	0,02	0,09	0,10	0,03	0,09
Santana do Ipanema									
Modelo	1	2	3	4	5	6		7	
Mês\ Coef.	$\beta_2$	$\beta_2$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_1$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
Janeiro	0,31*	1,25*	0,72*	0,40*	0,40*	0,75*	-0,54**	0,39*	0,03**
Fevereiro	0,29*	1,07*	0,65*	0,38*	0,38*	0,46**	-0,12**	0,36*	0,07**
Março	0,37*	1,43*	0,78*	0,41*	0,41*	0,34**	0,11**	0,38*	0,10**
Abril	0,43*	1,51*	0,84*	0,42*	0,41*	-0,42**	1,16*	0,36*	0,16*
Maio	0,31*	0,86*	0,52*	0,35*	0,34*	-0,22**	0,74*	0,29*	0,14*
Junho	0,33*	0,84*	0,59*	0,37*	0,37*	-0,18**	0,74*	0,32*	0,12*
Julho	0,32*	0,82*	0,58*	0,37*	0,37*	-0,02**	0,54*	0,33*	0,08*
Agosto	0,28*	0,81*	0,54*	0,36*	0,35*	-0,04**	0,56*	0,32*	0,10*
Setembro	0,40*	1,61*	0,84*	0,40*	0,40*	-0,15**	0,79*	0,35*	0,15*
Outubro	0,31*	1,19*	0,72*	0,40*	0,40*	0,73*	-0,51**	0,34*	0,21*
Novembro	0,35*	1,53*	0,87*	0,44*	0,44*	1,48*	-1,62*	0,37*	0,28**
Dezembro	0,34*	1,36*	0,74*	0,41*	0,41*	1,18*	-1,14*	0,38*	0,11**
<DP> $\pm$	0,04	0,30	0,12	0,02	0,03	0,60	0,86	0,03	0,07

Para o coeficiente  $\beta_1$ , encontrou-se na região de Água Branca, máximo de 0,70 no mês de novembro e mínimo de 0,03 no mês de maio. O menor valor para o modelo 7 na região de Água Branca foi de  $\beta_2 = -0,01$  no mês de fevereiro. A amplitude térmica do ar ( $\Delta T$ ) pode afetar a calibração e validação dos modelos, maiores valores de  $\Delta T$  geralmente resulta numa melhor precisão no ajuste, isto significa que os modelos baseados na temperatura do ar são mais aplicáveis em áreas com maior amplitude térmica (Besharat et al, 2013). Pois, a calibração desses modelos é particularmente sensível em regiões úmidas, onde  $\Delta T$  é geralmente pequena (Liu X et. al., 2009). A pouca influencia do regime de temperatura nos modelos ajustados para o Sertão de Alagoas, consiste no fato da calibração ter ocorrido em escala horária, no qual existe pouca variabilidade temporal dessa variável na região aplicada.

Aplicando o modelo 4 para a região de Mossoró, Melo (2009) identificou que os coeficientes gerados variaram durante o ano, com máximo de ( $\beta_1 = 0,214$ ) no mês de abril e mínimo de ( $\beta_1 = 0,007$ ) para novembro, indicando que não houve nenhum padrão nos coeficientes gerados, concordando com os resultados locais. O modelo, produziu em Mossoró valores de  $\beta_1$  em intervalo distinto dos encontrados para o Sertão de Alagoas. Na região de Konya – Turquia, (Menges et al., 2006) ajustaram os modelos 4, 6 e 7 para a radiação solar média mensal e obtiveram  $\beta_1 = 0,14$ ,  $\beta_1 = 0,15$  e  $\beta_2 = 0,03$ ,  $\beta_1 = 0,26$  e  $\beta_2 = -0,15$ , respectivamente. Estes resultados comprovam a necessidade do ajuste dos modelos com dados locais associados à escala de tempo requerida (horária, diária, mensal e anual). Para o modelo de Bristow y Campbell, que serviu como base para os modelos 1, 2 e 3, os autores encontraram coeficientes de  $\beta_1 = 14,35$ ,  $\beta_2 = 0,01$  e  $\beta_3 = 0,55$ , respectivamente. O coeficiente de variação (Cv), que indica a dispersão dos dados expresso em porcentagem, é definido como a razão entre o desvio-padrão ( $\sigma$ ) e a média ( $\mu$ ):  $Cv = [(\sigma/\mu)*100]$ , mostrou variação de 23,15, 29,51, 30,20, 10,27 e 10,57% para  $\beta_1$  dos modelos 1, 2, 3, 4 e 5 em Água Branca, respectivamente. O  $\beta_2$  dos modelos 6 e 7 resultaram em elevadas variações 145,7% e 94,84%, respectivamente. Na região de Pão de Açúcar a variação para  $\beta_1$  dos modelos 1, 2, 3, 4, 5, 6 e 7 foram, respectivamente, 23,10, 39,96, 27,83, 4,93, 4,77, 29,60 e 6,49%. O  $\beta_2$  dos modelos 6 e 7 foi mais sensível e ocasionou maiores variações, 43,59 e 105,15%, respectivamente. A variação resultante na região de Santana do Ipanema para o  $\beta_1$  dos modelos 1, 2, 3, 4 e 5 foram 1,24, 25,48, 17,46, 6,80 e 7,33%, respectivamente. O mais provável é que os maiores

coeficientes de variação sejam provenientes de efeitos climáticos locais.

Em suma, o coeficiente  $\beta_1$  dos modelos 4 e 5 mostrou grandes flutuações, tanto no período chuvoso (abril a agosto – outono/inverno) quanto no período seco (setembro a março – primavera/verão). De maneira geral, todos os coeficientes gerados a partir da média horária mensal, apresentaram variabilidade aleatória nas regiões estudadas. Tais divergências são explicadas pelas variações astronômicas locais e sazonais da nebulosidade, que decorre das alterações periódicas da dinâmica atmosférica (Almorox et al., 2005). Os desvios padrão médio ( $\langle DP \rangle$ ) para os coeficientes geraram pequenas flutuações, com mínimo ( $\pm 0,02$ ) e máximo ( $\pm 1,29$ ). Os coeficientes ajustados para os modelos 1, 2, 3, 4 e 5 foram estatisticamente significativos a 95% de probabilidade. Enquanto que, a maioria dos coeficientes ajustados com os modelos 6 e 7 foram estatisticamente não significativos. Destes modelos, o coeficiente  $\beta_2$  do modelo 7 resultou ser estatisticamente significativo. Estes valores quantificam e qualificar o bom ajuste dos coeficientes dos modelos.

### 3.2. Validação dos modelos.

A evolução anual das estimativas com os modelos avaliados são comparadas com as medidas nas regiões de Água Branca (figura 3a), Pão de Açúcar (figura 3b) e Santana do Ipanema (figura 3c). Cada curva observada no mês representa a variação média horária entre 06h00min às 16h59min, distribuída em intervalos horários. Observa-se uma grande semelhança entre a distribuição das curvas da variação anual das medidas e estimativas. Menores picos de irradiações são observados para os meses compreendidos entre abril e setembro, que é ocasionado pela mudança de posição do sol durante o ano. Tanto no período seco quanto no período chuvoso nos locais de estudo, existe considerável simetria das curvas caracterizada pelo ciclo anual do sol e uma variação quase simétrica do nascer do sol até o meio dia, e do meio dia até o pôr-do-sol. Segundo Spokas y Forcela (2006), este aspecto está ligado à variação diária da irradiação solar com o ângulo de incidência. No período da tarde, as energias médias horárias são menores que as da manhã, e isto se deve à diminuição da irradiação solar direta devido ao aumento da nebulosidade, do vapor de água e material particulado durante o dia, a qual se acumula no período da tarde nos locais avaliados.

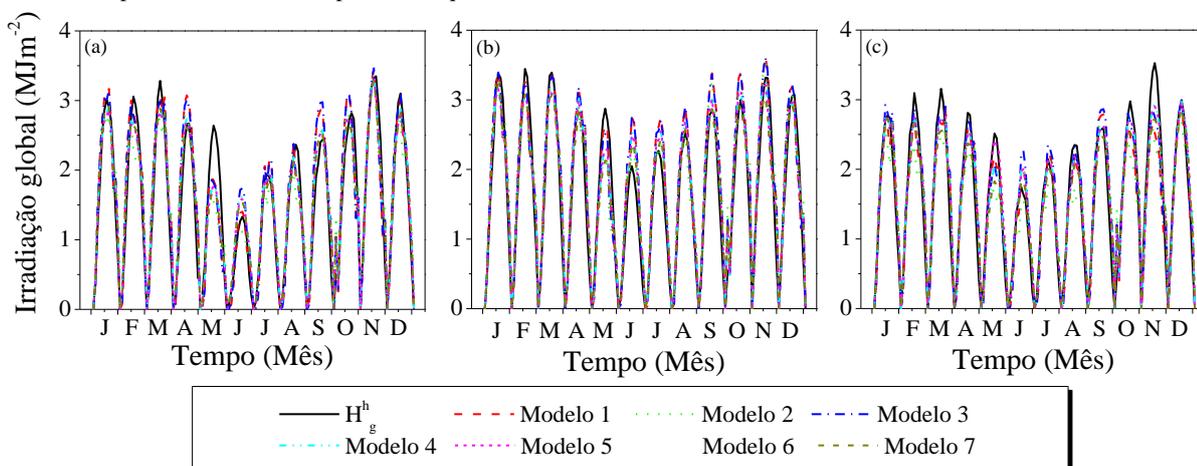


Fig. 3: Variação anual da irradiação solar global horária ( $H_g^h$ ) e ( $H_{ge}^h$ ) pelos modelos empíricos em a) Água Branca, b) Pão de Açúcar e c) Santana do Ipanema.

A evolução diária começa às 6h00 com valores médios próximos de  $0,5 \text{ MJm}^{-2}$ , cresce até às 12h, atingindo o máximo de aproximadamente  $3,50 \text{ MJm}^{-2}$  (entre a primavera e o verão) e  $3,07 \text{ MJm}^{-2}$  (entre o outono e inverno), decrescendo a seguir, até o nível de zero energia, às 18h00.

A figura 4 mostra comparação entre a irradiação solar global média horária mensal medida ( $H_g^h$ ) e estimada ( $H_{ge}^h$ ) pelos modelos empíricos, que melhor estimaram nas regiões de Água Branca, Pão de Açúcar e Santana do Ipanema. A linha sólida apresenta a concordância entre os valores, é a ideal de

comparação. Observa-se pouca dispersão dos dados, embora os pontos que estão fora da reta pode ser atribuída a redução ou espalhamento da irradiação solar nos dias parcialmente nublado sem precipitações, por contaminação do ar (exemplo: poeira) ou no aumento dos níveis de umidade do ar. O mais provável é que o efeito ocasionou-se pelo aumento da nebulosidade no período chuvoso, e consequentemente no aumento no nível de umidade do ar. Em geral, há boa concordância entre as irradiações medidas e estimadas, acompanhando bem a variabilidade temporal.

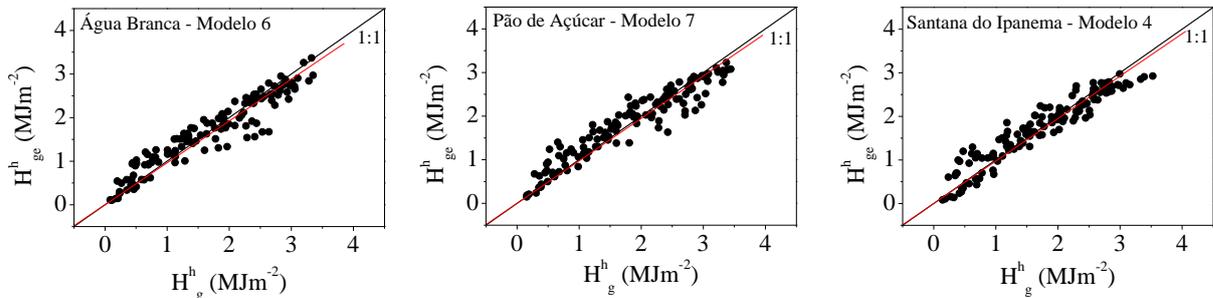


Fig. 4: Comparação entre a irradiação solar global média horária mensal medida ( $H_g^h$ ) e estimada ( $H_{ge}^h$ ) pelos modelos empíricos que melhor ajustaram. a) Água Branca (modelo 6), b) Pão de Açúcar (modelo 7) e c) Santana do Ipanema (modelo 4).

A figura 5 mostra o RMSE e o  $d$  de Willmott mensal para os modelos que melhor ajustaram nas regiões de Água Branca, Pão de Açúcar e Santana do Ipanema. As menores dispersões (RMSE) são verificadas na estação seca e as maiores no período chuvoso (maio e junho). Na região de Água Branca, todos os modelos apresentaram boas estimativas e acompanharam bem a variabilidade, com melhor desempenho para modelo 6, que indicou índice de concordância ( $d$ ) variando entre 0,83 (maio) a 0,99 (julho) e média de  $0,96 \pm 0,05$ , com coeficiente de correlação ( $r$ ) médio  $0,95 \pm 0,28$  e RMSE entre 9,39% (dezembro) e 44,23% (junho). As maiores dispersões (RMSE) são observadas no período chuvoso, que são influenciadas pela maior

concentração de dias com bastante nebulosidade e grandes variações na dinâmica atmosférica, que afetam diretamente a amplitude térmica horária do ar e a radiação solar incidente. Salienta-se que bons coeficientes de correlação não indicam, necessariamente, boa precisão do modelo na predição (Willmott, 1982). Por isso, têm-se a necessidade da utilização de outros indicadores estatísticos. Na região de Konya – Turquia, (Menges et al., 2006) utilizando o modelo 6 encontraram MBE, RMSE e coeficiente de correlação ( $r$ ) próximos aos obtidos para os locais de Alagoas, com desvio ao longo dos meses de (-6,04 % em abril e 4,78 % em janeiro).

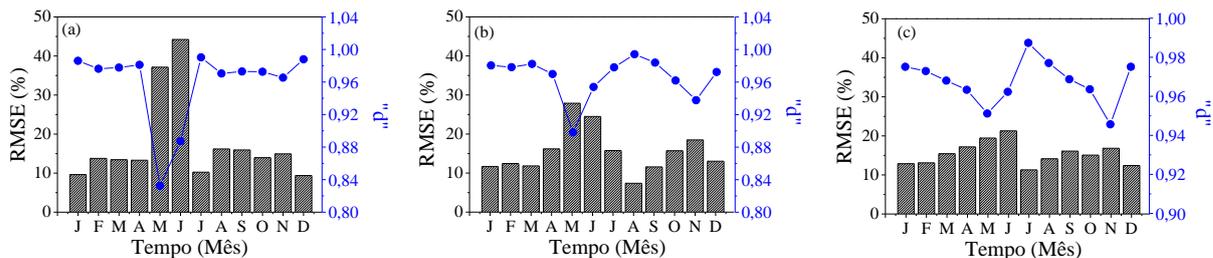


Fig. 5: RMSE e “ $d$ ” de Willmott para, a) Água Branca (Modelo 6), b) Pão de Açúcar (Modelo 7) e c) Santana do Ipanema (Modelo 4).

Com coeficiente de correlação ( $r$ ) médio de  $0,95 \pm 0,26$  e desvio relativo de 9,52%, o modelo 7 foi o que melhor se ajustou na região de Pão de Açúcar. Quando o índice de concordância ( $d$ ) foi de 0,90 em maio, obteve-se RMSE de 27,88%. Estes valores comprovam a maior dispersão dos dados no mês com maior ocorrência de dias com bastante nebulosidade (período chuvoso), onde ocorre aumento na reflexão da radiação pelas nuvens. Estatisticamente o melhor valor de “ $d$ ” = 0,99 e RMSE = 7,39% em agosto. Enquanto  $d$  e RMSE geraram valores médios no período chuvoso de  $0,97 \pm 0,02$  e  $13,54 \pm 2,61$ , respectivamente. No período seco encontraram-se maiores dispersões, com  $0,96 \pm 0,04$  e  $18,34 \pm 8,06\%$  para  $d$  e RMSE, respectivamente. Estes valores coincidem com os obtidos por (Sporkas y Forcela,

2006), que encontraram “ $d$ ” variando entre 0,86 e 0,98 e RMSE próximo ao erro experimental. Utilizando modelos empíricos para estimar a radiação solar horária (Abdul et al., 2010) obtiveram bons ajustes para (Kuala Terengganu – na Malásia) com RMSE menores que 35% (8,22% a 34,41%) (em uma situação), em geral menores que 25% e coeficientes de correlação ( $r$ ) maiores que 0,93 (entre 0,93 e 0,99), concordando com resultados obtidos para Alagoas.

O modelo original de Hargreaves y Samani (modelo 4) estimou com boa acurácia a  $H_g^h$  na região de Santana do Ipanema. Observa-se boa proximidade entre o estimado e o medido, encontrando coeficiente de correlação médio de  $0,95 \pm 0,29$  e RMSE entre 11,29 (julho) e 21,28% (junho).

O índice de concordância de Willmott “d” variou entre 0,94 e 0,99, com média  $0,96 \pm 0,01$ . Estes índices concordam com os encontrados por Kaplanis y Kaplani (2010), que verificaram desvios relativos variando de 0,20 a 12,80%, entre a  $H_g^h$  e  $H_{ge}^h$ , com modelos para a Grécia. Aplicando o modelo 4, y Menges y et al., (2006) obtiveram em Konya – Turquia,  $r = 0,99$  e RMSE semelhante aos obtidos nos locais de Alagoas, com desvio ao longo dos meses de (-5,75 % em abril e 5,00 % em fevereiro). y Solmaz y Ozgoren (2012) utilizaram dados de temperatura do ar horária para treinar duas redes neurais e estimaram a radiação solar horária em 6 províncias da Turquia, obtiveram r entre 0,99 e 0,99 e erro próximos aos obtidos em Alagoas. Os resultados obtidos para os locais de Alagoas foram estatisticamente superiores aos encontrados por (Sayago et al., 2011), ao utilizar seis RNA's identificaram r variando entre 0,80 e 0,86, RMSE entre 25% e 48% em Cañada de Lugne, província de Córdoba - Argentina.

O resultado mostra que nas três regiões as estimativas diferem estatisticamente das medidas, somente nos meses de maio e junho. Segundo Spokas y Forcela (2006) quando há diferença significativa no desempenho de modelos em locais com elevadas altitudes, a explicação mais coerente é que a massa de ar, água precipitável e a turbidez em locais altos são relativamente pequenas em comparação com locais de baixa altitude e, portanto, a transmitância radiativa é relativamente alta. Isto indica que a dispersão atmosférica é uma incerteza nesses casos necessitando de melhorias da modelagem nos locais com a inclusão do fator elevação. Altitudes mais elevadas têm menos coluna atmosférica para a radiação solar atravessar.

Ao simular a irradiação solar ocorreram subestimações e superestimações (figura 6), com maiores MBE no período chuvoso (maio e junho), concordando com os elevados valores de RMSE e baixos valores de “d”. As maiores

superestimativas foram para mês de junho, com 41,58; 21,89 e 15,87 % em Água Branca, Pão de Açúcar e Santana do Ipanema, respectivamente. As menores subestimativas foram em maio, com -28,80, -21,07 e -11,63 % em Água Branca, Pão de Açúcar e Santana do Ipanema, respectivamente. A superestimativa é ocasionada pelo aumento da reflexão da radiação solar a partir de cobertura de nuvens e pelo papel decrescente de dispersão atmosférica devido ao menor ângulo de declinação solar e maior massa ótica (Spokas y Forcela, 2006), esta influência ainda é pouca estudada. Para dias secos e úmidos a superestimativa é afetada pela influência na cobertura de nuvens, isto se atribui aos dias parcialmente nublados sem precipitação. Por apresentar clima semiárido, as chuvas nessas regiões ocorrem em pequenos intervalos de tempo com grande intensidade.

Os modelos adaptados de Bristow y Campbell (modelos 1, 2 e 3) demonstraram desempenhos na estimativa da  $H_g^h$  abaixo do modelo original de Hargreaves e Samani (modelo 4) e suas modificações (modelos 5, 6 e 7). Isto pode ser explicado pelos altos valores e variabilidade encontrados para os coeficientes ( $\beta_2$ ). Na região de Santana do Ipanema observou-se, no mês de novembro, RMSE e MBE iguais a 16,10 % e -4,89 % para o modelo 1; 18,13 % e -4,89 % para o modelo 2, respectivamente. No Sertão o modelo 1 mostrou RMSE e MBE médios de  $5,19 \pm 3,39$  e  $19,51 \pm 1,28$  %;  $4,67 \pm 3,17$  e  $24,59 \pm 2,44$  % o modelo 2;  $4,80 \pm 3,45$  e  $19,55 \pm 1,92$  % o modelo 3, respectivamente. Utilizando o modelo de Bristow e Campbell, y Menges y et al., (2006) obtiveram em Konya – Turquia, RMSE =  $0,54 \text{ MJm}^{-2}$  e  $r = 0,99$ , com desvio ao longo dos meses de (-5,71 % em abril e 5,15% em fevereiro). Os resultados obtidos para os locais de Alagoas são estatisticamente superiores aos obtidos por Spokas y Forcela (2006).

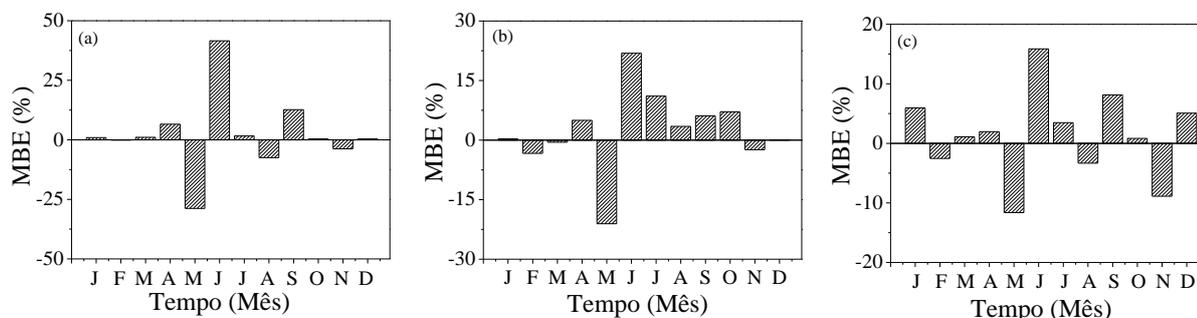


Fig. 6: MBE obtido para a) Água Branca (Modelo 6), b) Pão de Açúcar (Modelo 7) e c) Santana do Ipanema (Modelo 4).

Embora sejam propostos para prever a radiação solar diária ou mensal, os modelos avaliados estimaram a irradiação solar global média horária mensal com bons ajustes. Os bons resultados de desempenhos dos modelos se assemelham aos resultados de outros autores, como por exemplo, Kaplanis (2006) que utilizou apenas uma medida de manhã e y Yang y et al., (2006) com o uso do fator de transmitância atmosférica. Kaplanis y Kaplani (2007) propuseram um modelo empírico para prevê a média esperada da irradiação solar horária em qualquer dia com uma única medida de radiação de manhã e identificaram valores previstos com concordância muito boa, concordando com os resultados obtidos nos locais desse trabalho. A irradiação solar horária pode ser determinada pela variação diurna da radiação solar

extraterrestre e pela variação diurna da transmitância, como destacaram y Yang y et al., (2006).

#### 4. CONCLUSÃO

Na região de Água Branca a melhor estimativa foi obtida com o modelo 6, com RMSE e MBE médio de  $15,91 \pm 4,59$  % e  $11,08 \pm 3,11$  %, respectivamente. Na região de Pão de Açúcar, o modelo 7 mostrou melhor estimativa, com RMSE e d médio de  $15,54 \pm 5,79$  % e  $0,97 \pm 0,026$ , respectivamente. Em Santana do Ipanema, o modelo 4 foi o que mais se ajustou ao clima local, com MBE, RMSE e d médios iguais a  $1,340 \pm 7,43$  %,  $15,43 \pm 2,95$  % e  $0,97 \pm 0,01$ , respectivamente. Os valores subestimados e superestimados foram ocasionados pelo aumento da

nebulosidade no período chuvoso. Os baixos e elevados coeficientes de variações dos coeficientes foram ocasionados pelas condições climáticas locais.

Os modelos empíricos têm grande potencial em prever a  $H_g^h$ , para isso, recomenda-se a utilização dos coeficientes ajustados localmente. Os modelos foram capazes de estimar  $H_g^h$  com bons índices estatísticos nos locais aplicados. Os coeficientes gerados podem ser utilizados em regiões com as mesmas condições climáticas dos locais estudos,

principalmente nos demais locais do semiárido Alagoano que não existem estações solarimétricas. A utilização destes modelos será de grande importância em projetos futuros para instalações de usinas solarimétricas e térmicas na região, pois a quantidade de radiação solar incidente em escala horária é a mais aplicável nessa área de estudo, principalmente.

## NOMENCLATURA

$H_g^h$	Irradiação solar global média horária mensal	(MJm <sup>-2</sup> )
$H_{ge}^h$	Irradiação solar global média horária mensal estimada	(MJm <sup>-2</sup> )
$R_g$	Irradiância solar global	(Wm <sup>-2</sup> )
$H_g$	Irradiação solar global	(MJm <sup>-2</sup> )
$h_g^h$	Irradiação solar global horária	(MJm <sup>-2</sup> )
$I_g^h$	Irradiância solar global horária	(Wm <sup>-2</sup> )
$H_g^d$	Irradiação solar global diária	(MJm <sup>-2</sup> )
$H_o^d$	Irradiação solar global diária no topo da atmosfera	(MJm <sup>-2</sup> )
$\Delta T$	Amplitude térmica	(°C)
$\beta_1$ e $\beta_2$	Coefficientes empíricos	
$R_o$	Irradiância solar global no topo da atmosfera	(Wm <sup>-2</sup> )
$H_o^h$	Irradiação solar global média horária mensal no topo da atmosfera	(MJm <sup>-2</sup> )
MBE	Mean Bias Error	(%)
RMSE	Root Mean Square Error	(%)
"d"	"d" de Willmott	

## AGRADECIMENTOS

A CT-Hidro/CNPq 504068-03-2, CNPq-Universal 479143/2007-2, FAPEAL, CAPES, ELETROBRAS, INMET.

## REFERÊNCIAS

- Abdul A.M.; Nik W. M. N. W.; Samo K.; Ibrahim M. Z. (2010). Hourly Global Solar Radiation Estimates on a Horizontal Plane. *Journal of Physical Science*, **21**, 2, 51–66.
- Abraha M. G. y Savage M. J. (2008). Comparison of estimates of daily solar radiation from air temperature range for application in crop simulations. *Agricultural and Forest Meteorology*, **148**, 401–416.
- Alados I.; Olmo, F. J.; Foyo-Moreno, I.; Alados-Arboledas, L. (2000). Estimation of photosynthetically active radiation under cloudy conditions. *Agricultural and Forest Meteorology*, **102**, 39-50.
- Almorox B. M. y Hontoria C. (2005). Estimation of monthly Ångström – Prescott equation coefficients from measured daily data in Toledo, Spain. *Renewable Energy*, **30**, 931 – 936.
- Almorox J, Hontoria C, Benito M. (2011). Models for obtaining daily global solar radiation with measured air temperature data in Madrid (Spain). *Applied Energy*, **88**, 1703–9.
- Annandale J. G.; Jovanic N. Z.; Benade N.; Allen R.G. (2002). Software for missing data error analysis of Penman–Monteith reference evapotranspiration. *Irrigation Science*, **21**, 57–67.
- Besharat F.; Dehghan A. A.; Faghhi A. R. (2013) Empirical models for estimating global solar radiation: A review and case study. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, **21**, 798-821.
- Bristow K. L. y Campbell G. S. (1984). On the relationship between incoming solar radiation and daily maximum and minimum temperature. *Agricultural and Forest Meteorology*, **31**, 159–166.
- Hargreaves G. L. y Samani Z. A. (1982). Estimating potential evapotranspiration. *Journal of Irrigation and Drain Engineering*, **108**, 225-230.
- Hargreaves G. L.; Hargreaves G. H; Riley J. P. (1985). Irrigation water requirement for Senegal River Basin. *Journal of Irrigation and Drain. Engineering*, **111**, 265275.
- Heng L. K.; Steduto P.; Rojas – Lara B.; Raes D.; Fereres E. (2009). AquaCrop – The FAO crop model to simulate yield response to water: III. Parameterization and testing for maize. *Agronomy Journal*, **101**, 448-459.
- Hunt L.A.; Kucharb L.; Swanton C.J. (1998). Estimation of solar radiation for use in crop modeling. *Agricultural and Forest Meteorology*. **91**, 293–300.
- Jacobson M. L. y Delucchi M. A. (2011). Providing all global energy with wind, water, and solar power, Part I: Technologies, energy resources, quantities and areas of infrastructure, and materials. *Energy Policy*, **39**, 1154-1169.
- Kaplanis S. N. (2006). New methodologies to estimate the hourly global solar radiation: Comparisons with existing models. *Renewable Energy*, **31**, p.781–790.
- Kaplanis y Kaplani, E. (2007). A model to predict expected mean and stochastic hourly global solar radiation I ( $h_i, n_i$ ) values. *Renewable Energy*, **32**, 1414 – 1425.
- Kaplanis y Kaplani, E. (2010). Stochastic prediction of hourly global solar radiation for Patra, Greece. *Applied Energy*, **87**, 748–3758.
- Li, H.; Ma, W.; Lian, Y.; Wang, X.; Zhao, L. (2011). Global solar radiation estimation with sunshine duration in Tibet, China. *Renewable Energy*, **36**, 3141-3145.
- Liu X.; Mei X.; Li Y.; Wang Q.; Jensen J. R.; Zhang Y.; Porter J. R. (2009). Evaluation of temperature-based global solar radiation models in China. *Agricultural and Forest Meteorology*, **149**, 1433-1446.

- Melo S. B. (2009). Modelagem da irradiação solar global para a região de Mossoró – RN. 106p. Dissertação (Mestrado), Universidade Federal de Viçosa.
- Menges H. O.; Ertekin C.; Sonmete M. H. (2006). Evaluation of global solar radiation models for Konya, Turkey. *Energy Conversion and Management*, **47**, 3149–3173.
- Meza F. y Varas E. (2000). Estimation of mean monthly solar global radiation as a function of temperature. *Agricultural and Forest Meteorology*, **100**, 231–241.
- Mubiru J. y Banda E. J. K. B. (2008). Estimation of monthly average daily global solar irradiation using artificial neural networks. *Solar Energy*, **82**, 2, 181–187.
- Prescott J. A. (1940). Evaporation from a water surface in relation to solar radiation. *Transaction of the Royal Society of Science*, **64**, 114–125.
- Samani, Z. (2000). Estimating solar radiation and evapotranspiration using minimum climatological data. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, **126**, 4, 265–267.
- Sayago S.; Bacco M.; Ovando G.; Willington E. (2011). Radiación solar horaria: modelos de estimación a partir de variables meteorológicas básicas. *Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente*, **15**, 51-57.
- Solmaz O. y Ozgoren M. (2012). Prediction of Hourly Solar Radiation in Six Provinces in Turkey by Artificial Neural Networks. *Journal of Energy Engineering*, **138**, 194-204.
- Souza J. L.; Nicácio R. M.; Moura M. A. L. (2005). Global solar radiation measurements in Maceió, Brazil. *Renewable Energy*, **30**, 1203-1220.
- Spokas K. y Forcela F. (2006). Estimating hourly incoming solar radiation from limited meteorological data. *Weed Science*, **54**, 184 – 189.
- Stone R. J. (1993). Improved statistical procedure for the evaluation of solar radiation estimation models. *Solar Energy*, **51**, 4, 289-291.
- Thornthwaite C. W. y Mather, J. R. (1955). The water balance. Centerton, NJ: Drexel Institute of Technology – Laboratory of Climatology, 104p. (Publications in Climatology, v.8, n.1).
- Trabeaa A. A. y Shaltou M. A. M. (2000). Correlation of global solar radiation with meteorological parameters over Egypt. *Renew Energy*, **21**, 297-308.
- Weiss A. y Hays C. J. (2004). Simulation of daily solar irradiance. *Agricultural and Forest Meteorology*, **123**, 187-199.
- Weiss A.; Hays C. J.; Hu Q.; Easterling W. E. (2001). Incorporating bias error in calculating solar irradiance: implications for crop yield simulations. *Agronomy Journal*, **93**, 1321–1326.
- Willmott C. J. (1981). On the validation of models. *Physical Geography, Delaware*, **2**, 2, 184-194.
- Willmott C. J. (1982). Some comments on the evaluation of model performance. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **63**, 1309-1313.
- Willmott C. J.; Ackleson, S. G.; Davis, R. E.; Feddema, J. J.; Klink, K. M.; Legates, D. R.; O’Donnel, J.; Rowe, C. M. (1985). Statistics for evaluation and comparison of models. *J. Geophysics Res.* **90** (C5), 8995–9005.
- WMO. (2008). Guide to meteorological instruments and methods of observation. 7th ed. Geneva: World Meteorological Organization, 8, 681p.
- Yang H.; Dobermann A.; Cassman K. G.; Walter D. (2006). Features, Applications, and limitations of the hybrid-Maize simulation model. *Agronomy Journal*, **98**, 737-748.