ASADES

Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente
Vol. 16, 2012. Impreso en la Argentina. ISSN 0329-5184

ESTUDIO COMPARATIVO DE MODELOS EMPÍRICOS DE ESTIMACIÓN DE LA RADIACIÓN SOLAR DIRECTA HORARIA

C. Raichijk, F. Taddei
GERSolar, Instituto de Ecología y Desarrollo Sustentable (INEDES), Departamento de Ciencias Básicas,
Universidad Nacional de Luján, Ruta 5 y Avda. Constitución, (6700) Luján,
Buenos Aires, ARGENTINA, Tel. /Fax: (54-2323) 440241, E-mail: gersolar@yahoo.com.ar

Recibido: 30/07/12; Aceptado: 04/10/12

RESUMEN: Se realizó un estudio comparativo de 12 modelos empíricos de estimación de la radiación solar directa horaria. Para ello se utilizaron datos horarios simultáneos de radiación global sobre plano horizontal y radiación normal directa obtenidos en la Estación Solarimétrica de la Universidad Nacional de Luján en el período enero 2011 - junio 2012. Los modelos fueron validados y comparados entre sí mediante distintos estimadores estadísticos. Al cotejar valores medidos de radiación directa con valores estimados se observaron desvíos cuadráticos medios relativos que varían entre 11,6% y 18,4%. Los modelos que emplean una función logística son los que mejor se adaptan a la base de datos obtenida en Luján.

Palabras clave: radiación solar directa, modelos empíricos de estimación.

INTRODUCCIÓN

En los últimos años se han desarrollado e implementado distintas tecnologías de aprovechamiento de la energía solar mediante el uso de concentradores, tal como se observa, por ejemplo, en las numerosas plantas solares térmicas de generación eléctrica ya instaladas y en funcionamiento, principalmente en España y EE.UU. Este cambio tecnológico impone la necesidad de contar con datos confiables de la componente directa de la radiación solar incidente en el lugar para poder dimensionar los futuros sistemas de aprovechamiento energético y evaluar su factibilidad económica. Sin embargo hasta el momento y debido fundamentalmente al alto costo de los pirheliométros sigue siendo muy poco frecuente el registro sistemático en tierra de la radiación solar directa. Como antecedentes de medición de radiación solar directa en el país sólo puede mencionarse las campañas llevadas a cabo en la Estación Ushuaia, perteneciente al programa de Vigilancia Atmosférica Global-VAG, durante los años 1995-2000 (Wilcox, 2004, citado en Grossi Gallegos et al., 2006) y por el Laboratorio de Energía Solar (LES) de la Universidad Nacional de San Luis durante el período 2000-2004 (Fasulo et al., 2006). Es por ello que, en la mayoría de los casos, para evaluar el recurso solar disponible se recurre a valores de radiación directa estimados mediante modelos.

Existen diferentes categorías de modelos de estimación de la radiación solar directa, siendo los llamados modelos de descomposición, que permiten a partir de la radiación global obtener sus componentes difusa y directa sobre plano horizontal, los de uso más frecuente. Estos modelos se definen empíricamente estableciendo correlaciones entre valores simultáneos de una de las componentes y la radiación global, incorporando en algunos casos otras variables meteorológicas como la heliofanía relativa (Gopinathan y Soler, 1995; Stanhill, 1998). En el año 2001 De Miguel et al. (2001) reportaron 250 modelos de descomposición definidos para la componente difusa. Teniendo en cuenta tan amplia diversidad de modelos de descomposición existentes y el carácter local de los mismos se torna importante, en la medida de lo posible, verificar el grado de validez de estas correlaciones cuando se requiere aplicarlas en lugares diferentes a aquellos en los que fueron obtenidos.

En el presente trabajo se evaluaron 12 modelos de descomposición utilizados para estimar la radiación solar directa horaria. Los modelos tienen como variable de entrada sólo la radiación solar global, incluyendo algunos de ellos factores geométricos como la altura solar o la aeromasa. A su vez los distintos modelos se compararon entre sí, cuantificando su capacidad predictiva relativa mediante un conjunto de estimadores estadísticos.

MATERIALES Y MÉTODO

Se utilizó una base de datos horarios simultáneos de radiación global sobre plano horizontal, h (MJ/m^2), y radiación normal directa, b_n (MJ/m^2), obtenida en la Estación Solarimétrica de la Universidad Nacional de Luján (34° 35´S, 59°03´W, 20 msnm) durante el periodo enero 2011 – junio de 2012. Para medir b_n se empleó un pirheliómetro Eppley NIP montado en un seguidor solar Kipp&Zonen SOLYS 2 controlado por GPS y para h un piranómetro Kipp & Zonen CMP11. Las mediciones en los dos casos se efectuaron cada 1 minuto.

La base de datos ha sido depurada a fin de eliminar información dudosa. El control de calidad empleado es el que se describe en Raichijk (2012). Siguiendo el método propuesto por Younes et al. (2005) se aplicó un test estadístico para la fracción directa k_b, definida como el cociente $k_b = b / h$ donde b (MJ/m^2) es la radiación directa sobre plano horizontal, en función del índice de claridad $k_t = h / h_o$, siendo h_o (MJ/m^2) la radiación horaria sobre plano horizontal a tope de atmósfera. Para ello previamente se definen, para datos completos que superen el filtro físico recomendado por Maxwell et al. (1993), valores medios de la fracción directa y sus respectivos desvíos estándares para cada intervalo de k_t. El número de datos horarios simultáneos de radiación solar directa y global resultante para el período analizado es de 4320.

A continuación se detallan los 12 modelos en base horaria analizados, 8 de los cuales están definidos para la fracción difusa, k_d, uno para la transmitancia directa, k_{bo}, uno para el índice de claridad para la radiación difusa, k_{do} y los dos restantes para la radiación normal directa, b_n. En todos los casos se utilizaron datos correspondientes a alturas solares mayores a 5º.

Fracción difusa, k_d

La fracción difusa, k_d, se define como el cociente $k_d = d / h$ donde d (MJ/m^2) es la radiación difusa horaria. A partir de k_d se estimó la radiación directa horaria sobre plano horizontal, b, como:

$$b = h\,(1 - k_d) \tag{1}$$

Orgill y Hollands (1977) a partir de información obtenida en Toronto, Canadá, propusieron el siguiente modelo lineal para k_d en función del índice de claridad horario, k_t,

$$k_d = \begin{cases} 1{,}0 - 0{,}249\,k_t & \text{para } k_t < 0{,}35 \\ 1{,}557 - 1{,}84\,k_t & \text{para } 0{,}35 \le k_t \le 0{,}75 \\ 0{,}177 & \text{para } k_t > 0{,}75 \end{cases} \tag{2}$$

Erbs et al. (1982) utilizando datos de 4 estaciones de Estados Unidos y una de Australia obtuvieron

$$k_d = \begin{cases} 1{,}0 - 0{,}09\,k_t & \text{para } k_t \le 0{,}22 \\ 0{,}9511 - 0{,}1604\,k_t + 4{,}388\,k_t^2 - 16{,}638\,k_t^3 + 12{,}336\,k_t^4 & \text{para } 0{,}22 < k_t \le 0{,}8 \\ 0{,}165 & \text{para } k_t > 0{,}8 \end{cases} \tag{3}$$

Por su lado, Reindl et al. (1990) con una base de datos de 5 estaciones de Estados Unidos y Europa establecieron 2 diferentes modelos. Uno definido sólo respecto al k_t y que llamaremos Reindl 1

$$k_d = \begin{cases} 1{,}02 - 0{,}248\,k_t & \text{para } k_t \le 0{,}3 \\ 1{,}45 - 1{,}67\,k_t & \text{para } 0{,}3 < k_t < 0{,}78 \\ 0{,}147 & \text{para } k_t \ge 0{,}78 \end{cases} \tag{4}$$

y otro donde se introduce a su vez la altura solar, α, como variable, Reindl 2

$$k_d = \begin{cases} 1{,}02 - 0{,}254\,k_t + 0{,}0123\,\text{seno}\,\alpha & \text{para } k_t \le 0{,}3 \\ 1{,}4 - 1{,}749\,k_t + 0{,}177\,\text{seno}\,\alpha & \text{para } 0{,}3 < k_t < 0{,}78 \\ 0{,}486\,k_t - 0{,}182\,\text{seno}\,\alpha & \text{para } k_t \ge 0{,}78 \end{cases} \tag{5}$$

Skartveit y Olseth (1987) con datos horarios de 32 años de extensión obtenidos en Bergen, Noruega, propusieron un modelo más complicado donde incluyen la altura solar, α, como variable

$$k_d = 1 \qquad \text{para } k_t < 0{,}2 \tag{6a}$$

$$k_d = 1 - (1 - d_1)\,[0{,}27\,K^{1/2} + (1 - 0{,}27)\,K^2] \qquad \text{para } 0{,}2 \le k_t \le 1{,}09\,k_1 \tag{6b}$$

donde

$$k_1 = 0{,}87 - 0{,}56\,\exp(-0{,}06\,\alpha) \tag{6c}$$

$$d_1 = 0{,}15 + 0{,}43\,\exp(-0{,}06\,\alpha) \tag{6d}$$

$$K = 0{,}5\,\{1 + \text{seno}\,[\pi\,(k_t - 0{,}2) / (k_1 - 0{,}2) - \pi/2]\} \tag{6e}$$

$$k_d = 1 - 1{,}09\,k_1\,(1 - \xi) / k_t \qquad \text{para } k_t > 1{,}09\,k_1 \tag{6f}$$

donde

$\xi = 1 - (1 - d_1)\ [0{,}27\ K'^{1/2} + (1 - 0{,}27)\ K'^2]$ (6g)

$K' = 0{,}5\ \{1 + \text{seno}\ [\pi\ (1{,}09\ k_1 - 0{,}2) / (k_1 - 0{,}2) - \pi/2]\}$ (6h)

Con la misma base de datos Skartveit et al. (1998) modificaron el modelo anterior introduciendo un índice de variabilidad horaria, σ_3, definido respecto a un índice de cielo claro $\rho = k_t / k_1$ (se mantiene la nomenclatura del modelo anterior para sus nuevas expresiones)

$\sigma_3 = \{[(\rho - \rho_{-1})^2 + (\rho - \rho_{+1})^2] / 2\}^{1/2}$ (7a)

$\sigma_3 = |\ \rho - \rho_{\pm 1}\ |$ (7b)

donde ρ_{-1} y ρ_{+1} son los índices de cielo claro para las horas anterior y posterior respectivamente. La expresión (7b) se utiliza en caso de que el dato de la hora anterior o posterior no existiese. Entonces para horas invariables, $\sigma_3 = 0$, se define

$k_d = 1$ para $k_t < 0{,}22$ (7c)

$k_d = 1 - (1 - d_1)\ [0{,}11\ K^{1/2} + 0{,}15\ K + 0{,}74\ K^2]$ para $0{,}22 \le k_t < 0{,}95\ k_1$ (7d)

donde

$k_1 = 0{,}83 - 0{,}56\ \exp\ (-0{,}06\ \alpha\ )$ (7e)

$d_1 = 0{,}07 + 0{,}046\ (90 - \alpha\ ) / (\alpha + 3)$ (7f)

$K = 0{,}5\ \{1 + \text{seno}\ [\pi\ (k_t - 0{,}22) / (k_1 - 0{,}22) - \pi/2]\}$ (7g)

$k_d = k_{d1}\ 0{,}95\ k_1 (1 - k_t) / [k_t (1 - 0{,}95\ k_1)]$ para $0{,}95\ k_1 \le k_t < k_{max}$ (7h)

donde k_{d1} se calcula con las expresiones (7d), (7e), (7f) y (7g) y $k_{max} = [0{,}81^{(1\ /\ \text{seno}\ \alpha\ )0{,}6} + k_{d1}\ 0{,}95\ k_1 / (1 - 0{,}95\ k_1)] /$ $[\ 1 + k_{d1}\ 0{,}95\ k_1 / (1 - 0{,}95\ k_1)]$

$k_d = 1 - k_{max}\ (1 - k_{d\ max}) / k_t$ para $k_t > k_{max}$ (7i)

siendo $k_{d\ max} = 0{,}95\ k_1\ k_{d1} (1 - k_{max}) / [\ k_{max} (1 - 0{,}95\ k_1)]$. Para horas variables, $\sigma_3 > 0$, a las expresiones (7c), (7d), (7h) y (7i) para la fracción difusa se les debe sumar

$\Delta(k_t, \alpha, \sigma_3\ ) = -3\ k_L^2\ (1 - k_L)\ \sigma_3^{1{,}3}$ para $0{,}14 \le k_t < k_x$ (7j)

$\Delta(k_t, \alpha, \sigma_3\ ) = 3\ k_R^2 (1 - k_R)\ \sigma_3^{0{,}6}$ para $k_x \le k_t \le k_x + 0{,}71$ (7k)

$\Delta(k_t, \alpha, \sigma_3\ ) = 0$ para $k_t > k_x + 0{,}71$ (7l)

donde $k_x = 0{,}56 - 0{,}32 + \exp\ (-0{,}06\ \alpha\ )$, $k_L = (k_t - 0{,}14) / (k_x - 0{,}14)$ y $k_R = (k_t - k_x) / 0{,}71$.

Boland et al. (2001) con datos de una estación de Victoria, Australia, definieron una correlación utilizando una función logística respecto al k_t

$k_d =\ 1 / [1 + \exp\ (-5{,}0033 + 8{,}6025\ k_t\ )]$ (8)

Ridley et al. (2010) con datos de 3 estaciones del Hemisferio Sur y 4 del Hemisferio Norte generalizaron el modelo anterior introduciendo otras variables como la altura solar, α, la hora solar aparente, AST (h) y un factor de persistencia, ψ, definido para el k_t

$$\psi = \begin{cases} (k_{t-1} + k_{t+1}) / 2 & \text{para amanecer} < t < \text{atardecer} \\ k_{t+1} & \text{para } t = \text{amanecer} \\ k_{t-1} & \text{para } t = \text{atardecer} \end{cases} \qquad (9a\ )$$

llamándolo modelo BRL

$k_d =\ 1 / [1 + \exp\ (-5{,}38 + 6{,}63\ k_t + 0{,}006\ \text{AST} - 0{,}007\ \alpha + 1{,}75\ K_t + 1{,}31\ \psi\ )]$ (9b)

donde K_t es el índice de claridad diario.

Transmitancia para la radiación directa, k_{bo}

Por transmitancia para la componente directa, k_{bo}, se entiende el cociente $k_{bo} = b / h_o$ a partir del cual se pudo estimar la radiación directa sobre plano horizontal, b, como:

$$b = k_{bo}\ h_o \qquad (10)$$

Louche et al. (1991) a partir de datos simultáneos de radiación normal directa y global obtenidos en Ajaccio, Córcega, Francia, definieron para k_{bo} la siguiente correlación en función del k_t

$$k_{bo} = 0{,}002 - 0{,}059\ k_t + 0{,}994\ k_t^2 - 5{,}205\ k_t^3 + 15{,}307\ k_t^4 - 10{,}627\ k_t^5 \qquad (11)$$

Índice de claridad para la radiación difusa, k_{do}

La radiación directa sobre plano horizontal, b, se estimó a partir de k_{do}, definido como $k_{do} = d / h_o$ de la siguiente manera:

$$b = h - k_{do}\ h_o \qquad (12)$$

Posadillo y López Luque (2009) con 10 años de datos horarios obtenidos en Córdoba, España, pudieron establecer 3 modelos para k_{do} en función de k_t y de la altura solar media horaria, $\bar{\alpha}$, siendo el de mejor rendimiento

$$k_{do} = (-0{,}0017 + 1{,}0042\ k_t)\ (1 - F) + F\ (1{,}0318\ k_t - 1{,}4752\ k_t^2 + 0{,}0032\ \bar{\alpha}\ ) \qquad (13)$$

donde F = 0 para $k_t < 0{,}15$ y F = 1 para $0{,}15 \leq k_t < 0{,}84$.

Radiación normal directa, b_n

Maxwell (1987) desarrolló un modelo “cuasi-físico” para estimar la radiación normal directa horaria, b_n, a partir de datos de radiación global. El modelo, llamado DISC, combina un modelo físico de cielo claro y ajustes empíricos para otras condiciones climáticas. Se utilizaron datos de 4 estaciones de Estados Unidos considerando como variables el k_t y la aeromasa, m, para la cual se consideró en esta oportunidad la expresión corregida por Kasten y Young (1989)

$$m = 1 / [\text{seno}\ \alpha + 0{,}50572\ (\alpha + 6{,}07995)^{-1{,}6364}] \qquad (14a\ )$$

$$b_n = h_{on}\ \{K_{nc} - [A + B\ \ \exp\ (C\ m\ )]\} \qquad (14b\ )$$

donde h_{on} (MJ/m^2) es la radiación normal a tope de atmósfera,

$$K_{nc} = 0{,}866 - 0{,}122\ m + 0{,}0121\ m^2 - 0{,}000653\ m^3 + 0{,}000014\ m^4 \qquad (14c\ )$$

y los coeficientes A, B y C son funciones del k_t, para $k_t \leq 0{,}6$

$$A = 0{,}512 - 1{,}56\ k_t + 2{,}286\ k_t^2 - 2{,}222\ k_t^3 \qquad (14d\ )$$

$$B = 0{,}37 + 0{,}962\ k_t \qquad (14e\ )$$

$$C = -0{,}28 + 0{,}932\ k_t - 2{,}048\ k_t^2 \qquad (14f\ )$$

y para $k_t > 0{,}6$

$$A = -5{,}743 + 21{,}77\ k_t - 27{,}49\ k_t^2 + 11{,}56\ k_t^3 \qquad (14g\ )$$

$$B = 41{,}4 - 118{,}5\ k_t + 66{,}05\ k_t^2 + 31{,}9\ k_t^3 \qquad (14h\ )$$

$$C = -47{,}01 + 184{,}2\ k_t - 222\ k_t^2 + 73{,}81\ k_t^3 \qquad (14i\ )$$

Perez et al. (1992) con datos de 18 estaciones de Estados Unidos y Europa propusieron una corrección al modelo DISC a través de una categorización multidimensional de las condiciones de insolación. Para ello se consideran las siguientes variables: el ángulo cenital, θ_z, el índice de claridad independiente de la posición del sol, $k_t' = k_t / [1{,}031 \exp(-1{,}4/(0{,}9 + 9{,}4 / m\ )) + 0{,}1]$ y un índice de estabilidad, $\Delta\ k_t'$, definido en función de k_t'

$$\Delta\ k_t' = 0{,}5\ (|k_{t\ i}' - k_{t\ i+1}'| + |k_{t\ i}' - k_{t\ i-1}'|) \qquad (15a\ )$$

o $\Delta\ k_t' = |k_{t\ i}' - k_{t\ i\pm1}'|$ si el dato anterior o posterior no existiese. Entonces

$b_n = b_{n,\,DISC}\ X(k_t'; \theta_z; \Delta k_t')$ (15b)

donde $X(k_t'; \theta_z; \Delta k_t')$ es una matriz de 6x6x7 coeficientes que se obtienen por ajuste con valores medidos para las distintas categorías de insolación en que se divide dicho espacio 3D. El modelo se denomina DirInt. Los autores establecieron para el caso de contar en una categoría de insolación con menos de 5 datos no estimar el coeficiente correspondiente por ajuste sino interpolarlo con valores ajustados de categorías cercanas. En este trabajo se decidió en tal caso igualar el coeficiente a 1, manteniendo por lo tanto para b_n el valor estimado por el modelo DISC.

Se utilizaron para validar y comparar entre sí los distintos modelos los siguientes estimadores estadísticos: coeficiente de determinación lineal, R^2, desvío cuadrático medio relativo, RMSE%, sesgo medio relativo, MBE%, índice de concordancia de Willmott (1981), d, estadístico-t (Stone, 1993) y el puntaje de precisión de Muneer (Muneer y Munawwar, 2006), AS (Accuracy Score),

$$RMSE\% = \frac{\left[\sum_{i=1}^{n}\left(X_{obs} - X_{est}\right)^2 / n\right]^{0,5}}{\sum_{i=1}^{n} X_{obs}/n} 100\% \quad (16)$$

$$MBE\% = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(X_{obs} - X_{est}\right)}{\sum_{i=1}^{n} X_{obs}} 100\% \quad (17)$$

$$d = 1 - \sum_{i=1}^{n} (X_{obs} - X_{est})^2 \Big/ \sum_{i=1}^{n} (|X_{est} - \overline{\mathbf{X_{obs}}}| + |X_{obs} - \overline{\mathbf{X_{obs}}}|)^2 \quad (18)$$

siendo X_{obs} y X_{est} los valores observados y estimados de b o b_n respectivamente ,$\overline{\mathbf{X_{obs}}}$ el promedio de los valores observados y n el número de casos analizados en cada modelo

$$t = [(n-1)\ MBE^2 / (RMSE^2 - MBE^2)]^{0,5} \quad (19)$$

$$AS = R^2 / R^2_{max} + [1 - abs(MBE) / abs(MBE)_{max}] + (1 - RMSE / RMSE_{max}) + [1 - abs(asimetría) / abs(asimetría)_{max}] + (curtosis / curtosis_{max}) \quad (20)$$

donde las funciones curtosis y asimetría se definen respecto a los residuos, $X_{est} - X_{obs}$, y el subíndice max se refiere al máximo valor encontrado del estimador para el conjunto de modelos evaluados.

RESULTADOS

En la Tabla 1 se muestran los valores de los distintos estimadores estadísticos obtenidos para cada modelo analizado definiendo por cada estimador un orden relativo de rendimiento. Los mejores modelos se asocian a menores valores de los estimadores RMSE%, MBE% (en términos absolutos) y estadístico-t y a mayores valores de R^2, d-Willmott ($0 \leq d \leq 1$) y As-Muneer ($AS \leq 5$).

Modelos	**RMSE%**	**RMSE% orden**	**MBE%**	**MBE% orden**	**R^2**	**R^2 orden**	**estadístico-t**	**estadístico-t orden**
Ridley et al. (2010)	11,60	***1***	-0,75	***5***	0,9797	***1***	4,08	***5***
Boland et al. (2001)	12,93	***3***	0,38	***2***	0,9749	***4***	1,85	***2***
Skartveit et al. (1998)	12,46	***2***	-0,83	***6***	0,9768	***2***	4,20	***6***
Erbs et al. (1982)	13,30	***4***	-0,45	***3***	0,9735	***7***	2,12	***3***
Reindl et al. (1990) 1	13,63	***6***	0,33	***1***	0,9725	***9***	1,52	***1***
Orgill y Hollands (1977)	13,52	***5***	2,48	***7***	0,9744	***6***	11,74	***7***
Skartveit y Olseth (1987)	14,95	***8***	5,07	***9***	0,9765	***3***	22,67	***9***
Perez et al. (1992)	13,73	***7***	-0,70	***4***	0,9512	***11***	3,23	***4***
Reindl et al. (1990) 2	15,11	***10***	3,49	***8***	0,9748	***5***	14,93	***8***
Louche et al. (1991)	15,07	***9***	-6,42	***10***	0,9729	***8***	29,60	***11***
Posadillo y L.Luque (2009)	17,96	***11***	-9,18	***12***	0,9641	***10***	37,42	***12***
Maxwell (1987)	18,40	***12***	-6,50	***11***	0,9233	***12***	23,73	***10***

Tabla 1: Capacidad predictiva de los 12 modelos estudiados ordenada en función de los distintos estimadores estadísticos analizados.

Modelos	d-Willmot	d-Willmot orden	As-Muneer	As-Muneer orden	orden medio
Ridley et al. (2010)	0,9946	***1***	3,74	***1***	**2,3**
Boland et al. (2001)	0,9935	***3***	3,15	***4***	**3,0**
Skartveit et al. (1998)	0,9940	***2***	3,32	***2***	**3,3**
Erbs et al. (1982)	0,9931	***4***	2,91	***9***	**5,0**
Reindl et al. (1990) 1	0,9927	***6***	2,96	***8***	**5,2**
Orgill y Hollands (1977)	0,9928	***5***	3,03	***6***	**6,0**
Skartveit y Olseth (1987)	0,9908	***8***	3,17	***3***	**6,7**
Perez et al. (1992)	0,9873	***11***	3,02	***7***	**7,3**
Reindl et al. (1990) 2	0,9905	***9***	3,09	***5***	**7,5**
Louche et al. (1991)	0,9915	***7***	2,12	***11***	**9,3**
Posadillo y López Luque (2009)	0,9876	***10***	2,35	***10***	**10,8**
Maxwell (1987)	0,9763	***12***	1,46	***12***	**11,5**

Tabla 1: continuación.

A su vez, como proponen Evseev y Kudish (2009), se calculó para cada modelo un orden relativo medio, como el promedio de los órdenes relativos establecidos para los distintos estimadores, lo que permite cuantificar la capacidad predictiva relativa de los 12 modelos estudiados. Estos valores medios se presentan en la última columna de la Tabla 1 y definen el orden en que los distintos modelos son finalmente ubicados.

CONCLUSIONES

Se evaluaron en la localidad de Luján, provincia de Buenos Aires, 12 modelos de descomposición empleados para estimar la radiación solar directa. Mediante distintos estimadores estadísticos se compararon los modelos entre sí estableciendo un orden relativo medio de sus capacidades predictivas. Los modelos que mostraron mejor respuesta son los que emplean una función logística, el modelo de Boland et al. (2001) y su generalización posterior en Ridley et al. (2010) junto al modelo de Skartveit et al. (1998). Al comparar valores estimados con medidos se observaron desvíos cuadráticos medios, RMSE%, que varían entre 11,6% y 18,4% y sesgos medios relativos, MBE%, entre 0,3% y -9,2%. Estos valores son comparables a los publicados por Gueymard (2010). En ese trabajo se evaluaron los 18 modelos de descomposición para estimar la radiación normal directa que mejor se adaptan a valores obtenidos en 4 estaciones que responden, según el autor, a los más estrictos procedimientos de mantenimiento, calibración y control de calidad establecidos por la BSRN (Baseline Solar Radiation Network). En la Estación de Mauna Loa, Hawaii, donde se evaluaron datos horarios, se observaron para los 18 modelos, entre los cuales se encuentran 11 de los 12 modelos estudiados en el presente trabajo, valores de RMSE% que varían entre 15,2% y 30,7% siendo los modelos de Perez con 15,2% y el de Skartveit (1998) con 16,3% los de mejor respuesta. Gueymard (2010) destaca que, en general y al igual de lo observado aquí, no se puede advertir que los nuevos modelos mejoren significativamente en su capacidad predictiva a los establecidos 30 años atrás.

REFERENCIAS

Boland J, Scott L, Luther M. (2001) Modeling the diffuse fraction of global solar radiation on a horizontal surface. Environmetrics 2001;12:103-16.

De Miguel A., Bilbao J, Aguiar R, Kambezidis H, Negro E. (2001) Diffuse solar irradiation model evaluation in the North Mediterranean belt area. Solar Energy 70, 143-153.

Erbs D., Klein S., Duffie J. (1982) Estimation of the diffuse radiation fraction for hourly, daily and monthly average global radiation. Solar Energy 28, 4, 293-302.

Evseev E.G. y Kudish A.I. (2009) The assessment of different models to predict the global solar radiation on a surface tilted to the south. Solar Energy 83, 377–388.

Fasulo A., Adaro J., Nieto M. B. (2006) Análisis de cinco años de mediciones de la radiación solar en la ciudad de San Luis. Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente, vol. 10, 11.27-11.33.

Gopinathan K. y Soler A. (1995) Diffuse radiation models and monthly-average, daily, diffuse data for a wide latitude range. Energy 20**,** 7, 657-667.

Grossi Gallegos H., Roberti A. y Sierra V. (2006) Análisis de los datos de radiación solar disponibles en Ushuaia, Argentina. Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente, 10, 11.09-11.14.

Gueymard C. (2010) Progress in direct irradiance modeling and validation. Proc. ASES Annual Conf.Phoenix, AZ, USA.

Kasten F. y Young A. T. (1989) Revised optical air mass tables and approximation formula. Appl. Opt. 28, 22, 4735-4738.

Louche A, Notton G, Poggi P, Simonnot G. (1991) Correlations for direct normal and global horizontal irradiation on French Mediterranean site. Solar Energy 46, 261-266.

Maxwell E.L. (1987) A quasi-physical model for converting hourly global horizontal to direct normal insolation. Report SERI/TR-215-3087, Solar Energy Research Institute, Golden, CO.

Maxwell E., Wilcox S., Rymes M. (1993) Users Manual for SERI QC Software. Assessing the Quality of Solar Radiation Data. Publicado por NREL- National Renewable Energy Laboratory, Golden, Colorado, USA.

Muneer T. y Munawwar S. (2006) Improved accuracy models for hourly diffuse solar radiation. Journal of Solar Energy Engineering 128, 104-117.

Orgill J. y Hollands G. (1977) Correlation equation for hourly diffuse radiation on a horizontal surface. Solar Energy 19, 4, 357-359.

Perez R, Ineichen P, Maxwell E, Seals R, Zelenka A. (1992) Dynamic global-to-direct irradiance conversion models. ASHRAE Trans Res 98,354-369.

Posadillo R. y López Luque R. (2009) Hourly distributions of the diffuse fraction of global solar irradiation in Córdoba (Spain) Energy Conversion and Management 50, 223-231.

Raichijk C. (2012) Control de calidad de mediciones de radiación solar. Presentado en XXXV Reunión de Trabajo de la Asociación Argentina de Energías Renovables y Ambiente (ASADES), Rosario, Argentina.

Reindl D., Beckman A., Duffie J. (1990) Diffuse fraction correlations. Solar Energy 45, 1, 1-7.

Ridley B., Boland J., Lauret P. (2010) Modeling of diffuse solar fraction with multiple predictors. Renewable Energy 35, 478-483.

Skartveit A. y Olseth J.A., (1987) A model for the diffuse fraction of hourly global radiation. Solar Energy 38, 4, 271-274.

Skartveit A, Olseth J.A., Tuft M.E. (1998) An hourly diffuse fraction model with correction for variability and surface albedo. Solar Energy 63, 3, 173-183.

Stanhill G. (1998) Estimation of direct solar beam irradiance from measurements of the duration of bright sunshine. Internat. J. of Climatology, 18, 3, 347-354.

Stone R.J. (1993) Improved statistical procedure for the evaluation of solar-radiation estimation models. Solar Energy 51, 289–291.

Wilcox S. (2004) Comunicación personal al Dr. Grossi Gallegos (GERSolar-UNLu).

Willmott C.J. (1981) On the validation of models. Physical Geography 2, 184-194.

Younes S., Claywell R., Muneer T. (2005) Quality control of solar radiation data: present status and proposed new approaches. Energy 30, 1533–1549.

COMPARATIVE STUDY OF EMPIRICAL MODELS IN ESTIMATING HOURLY DIRECT SOLAR RADIATION

ABSTRACT: In this work a comparative study of twelve models for estimating hourly direct solar radiation was carried out. The analysis was based on simultaneous hourly global horizontal and direct normal solar radiation data recorded at the Solarimetric Station of the Universidad de Lujan, Buenos Aires, Argentina from January 2011 to June 2012. Models were validated and compared using several statistical indicators. Root mean square relative errors, RMSE%, from 11,6% to 18,4 % were obtained when comparing estimated and measured values. Models that use a logistic function turned out to be the best fitting models for data obtained in Lujan.

Key words: direct solar radiation, decomposition correlations.