

ANALISIS DE VARIABLES CLIMATICAS EN LA REGION PAMPEANA CENTRAL.

RESULTADOS PRELIMINARES

Filippín, M.C†; Rapallini, A.T‡; Casagrande, G.ç

INTRODUCCION

El presente trabajo es parte del plan de actividades correspondientes al desarrollo de una Beca de Iniciación de CONICET. El objetivo central del Plan de Trabajo de dicha Beca, es realizar un estudio de factibilidad técnico-económica de proyectos solares en la región pampeana central.

El trabajo procura, en una primera etapa, valorar el grado de asociación entre heliofanía y radiación incorporando, colateralmente, otras variables climáticas que pueden contribuir a dicha asociación. Los propósitos perseguidos en este análisis son básicamente tres: (1) obtener relaciones que permitan predecir o estimar el dato de radiación; (2) verificar la consistencia de datos de radiación que presenten dudas sobre su confiabilidad; (3) realizar un entrenamiento metodológico que es parte del proceso de formación del becario. En una segunda etapa de la beca, tomando como base parámetros físicos e información económica de la región, se procurará desarrollar un estudio de factibilidad técnica y económica de los proyectos de ingeniería solar en la región.

La radiación solar y la heliofanía son dos componentes críticos para el diseño de proyectos solares. Sin embargo, la radiación es el dato más escaso y en cierto modo menos confiable por la forma en que tradicionalmente se lo ha medido. Varias referencias bibliográficas describen el grado de relación entre ambos parámetros climáticos a través de ecuaciones de regresión lineal simple. En general, los coeficientes de correlación consignados fueron bastante elevados (entre 79% y 99%), lo que revelaría una aceptable posibilidad de encontrar ecuaciones con buena aptitud predictiva. Abeledo y otros también investigaron las diferentes relaciones posibles entre la heliofanía y la radiación solar global ajustando datos con polinomios de hasta 4° grado. Concluyen que la mejor correlación está dada por el modelo de 2° grado. No obstante, es presumible que el grado de asociación entre estas variables se modifiquen en relación a algunos parámetros edáficos geográficos, topográficos, ecológicos, etc. Por ejemplo, De Fina (1973) consigna distintos porcentajes de radiación reflejada para las distintas superficies de suelos y su cobertura vegetal, por ejemplo campo arado: 15%, arena seca: 20%, pradera: 25%; Burgos (1971) considera que la superficie de suelo húmedo absorbe de un 25% a un 50% más radiación que las superficies secas, con vegetación o sin ella, es decir que la penetración, almacenaje y en último término el intercambio de energía entre el suelo y el aire, dependen de las propiedades

* Becaria Iniciación CONICET

‡ Director de beca - CNIE San Miguel (Bs.As)

ç Codirector de beca - INTA Anguil (La Pampa)

calóricas de esta capa que a la vez son una consecuencia de sus características físico-químicas. Grossi Gallegos (1984) enfatiza la importancia de la altura sobre el nivel del mar señalando que se debe detectar alguna dependencia de las constantes de la correlación con la altura.

Tres hipótesis orientan los objetivos de este trabajo:

- 1) Es posible obtener modelos matemáticos sencillos que permitan predecir la claridad atmosférica a partir de valores de heliofanía relativa, lo que supone la existencia de una alta correlación entre ambas variables.
- 2) Esta correlación tendería a acentuarse hacia el oeste de la región pampeana central coincidiendo con una mayor aridez ambiental.
- 3) La potencia predictiva del modelo podría mejorarse mediante la inclusión de variables independientes adicionales que agregarían valor explicativo al modelo lineal univariado.

Serán objetivos de este trabajo:

- 1) Valorar el grado y tipo de relaciones existentes entre claridad atmosférica (Kt) y de heliofanía relativa (Hr) en tres localidades: Anguil, 25 de Mayo y Agua Escondida, mediante el ajuste de modelos predictivos alternados.
- 2) Evaluar la evolución de dichas relaciones frente a variaciones en parámetros geográficos de la región.

MATERIALES Y METODOS

Durante los primeros ocho meses de beca que se inicia en Abril de 1987 se construyó una base de datos conformada por un total de 1140 datos climáticos que englobaron las siguientes variables Hr, Kt, P, N y T, cubriendo series de tiempo de distinta duración según cada localidad analizada. Para Anguil (La Pampa), la serie fue de 11 años; para 25 de Mayo (La Pampa) fue de 7 años, y para Agua Escondida (Mendoza), fue de 5 años.

Para la localidad de Anguil se analizaron datos de heliofanía relativa en porcentaje y valores de Kt (índice de claridad atmosférica), cociente entre radiación global (Rg) y radiación teórica (Rt). La radiación global corresponde a los registros efectuados en la E.E.R.A. Anguil del INTA de la provincia de La Pampa mediante piranógrafo. La radiación teórica surge de aplicar la fórmula de Beckmann donde:

$$Rt = I \times \frac{24}{\pi} \cdot \left[1 + 0,033 \cos \left(\frac{360}{365} \cdot N \right) \right] (\cos \delta \cdot \cos \delta_s \cdot \sin \omega_s + \frac{2\pi}{360} \cdot \omega_s \cdot \sin \delta \cdot \sin \delta_s)$$

donde I es la constante solar, δ : declinación, ω_s : ángulo horario y N: número día del año.

Se trabajó sobre el ciclo 1974-1985. Por indisponibilidad de los datos correspondientes se debió omitir la consideración de los valores de radiación global del año 1984. Se efectuaron análisis de regresión lineal simple usando un modelo matemático del tipo:

$$Kt: a + b \cdot Hr$$

donde Kt es la variable dependiente, a es la ordenada al origen, b es el coeficiente de regresión que representa la pendiente de la recta y Hr es la variable independiente. Se estimó así mismo el coeficiente de correlación (r) y se utilizó el error standard (ES) como medida estadística para valorar la dispersión de los datos. Estos análisis se realizaron para valores anuales y estacionales (E.F.M., A.M.J., J.A.S. y O.N.D.). Se procesan datos correspondientes a los valores medios mensuales de Hr y medios mensuales de radiación global representada a través del factor Kt de transparencia. Como segundo intento para detectar cual será la función que minimizará los errores de estimación se usó un modelo binomial del tipo:

$$Kt: a + b_1 \cdot Hr + b_2 \cdot Hr^2$$

donde Kt es la variable dependiente, a es la ordenada al origen, b es el coeficiente de regresión y Hr la variable independiente. Se estimaron y analizaron los coeficientes de correlación y los errores standard. En tercer lugar se trabajó con correlaciones múltiples lineales. A tal efecto se incorporan valores medios mensuales de precipitaciones, nubosidad y temperaturas medias. Se emplea un modelo matemático del tipo:

$$Kt: a + b \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2$$

donde Kt es la variable dependiente, a es la ordenada al origen, b1 y b2 son los coeficientes de regresión parcial, x1 es la heliofanía relativa y x2 es precipitación, nubosidad o temperatura media. Se estimó también el coeficiente de correlación (r) y el error standard (ES).

Para la localidad de 25 de Mayo se efectuó el análisis con el mismo criterio usado para la localidad de Anguil. Se emplea entonces una correlación simple lineal y binomial para el ciclo 1979-1985. También se trabaja con correlación lineal múltiple para igual período, empleando como nuevas variables precipitación y temperaturas medias.

Para la localidad de Agua Escondida donde sólo se disponen de valores de Hr y Rg medida mediante piranógrafo, se efectuaron análisis de regresión lineal simple y binomial para el período 1979-1983.

Para las 3 localidades se realizaron en total 137 análisis de regresión, incluyendo los modelos lineales y no lineales, los simples y los múltiples.

Los datos fueron analizados mediante un microcomputador Radio Shack modelo TRS 80 programable, y se utilizaron programas en lenguaje BASIC.

RESULTADOS Y DISCUSION

Los resultados del cuadro 1.1. muestran los valores de los coeficientes de correlación del modelo lineal y binomial para datos estacionales de la localidad de Anguil. No se observa un incremento apreciable al sustituir el modelo lineal por el cuadrático. Los modelos cuadráticos tienden a reducir los valores de E.S. con lo cual perfeccionan el valor predictivo de las ecuaciones. No obstante los coeficientes de correlación no experimentan mejora significativa. Al analizar los valores anualmente se observa un comportamiento semejante en ambos modelos (cuadro 1.2). Todas las situaciones analizadas presentan valores de r estadísticamente muy significativos con probabilidad menor al 1% ($P < 0.01$) de que las estimaciones sean debidas al azar. Es destacable el comportamiento muy superior de los modelos cuando se aplican sobre períodos anuales respecto a los trimestrales. En el modelo lineal se obtiene un valor r: 0,97 en el año 1975 y r: 0,98 para el año 1980 en el binomial. El empleo de modelos de correlación múltiple en períodos anuales y trimestrales no permite percibir ninguna mejora apreciable en los coeficientes de correlación respecto a los modelos más simples. El cuadro 2 describe esta situación. La magnitud de los errores standard se mantiene relativamente elevada dentro de los mismos límites del cuadro 1.

El cuadro 3.1. muestra los valores de los coeficientes de correlación del modelo lineal y binomial para datos estacionales de la localidad de 25 de Mayo. No se observa un incremento apreciable al sustituir el modelo lineal por el cuadrático, aunque si se reducen los valores de los errores standard al igual que en Anguil. Indudablemente los modelos binomiales parecen mejorar algo el valor predictivo de la ecuación pese a que los valores de correlación no muestran una mejora significativa. El cuadro 3.2. muestra la situación para valores anuales, las observaciones son similares al cuadro 3.1. con valores de r en ambos cuadros, estadísticamente muy significativos. Al trabajar con correlaciones múltiples

(C.4) no se registran aumentos significativos en los coeficientes de correlación respecto a los modelos simples. Los valores de los errores standard se mantienen elevados dentro de los mismos límites del cuadro 3. Los valores anuales presentan tendencias similares: Los r no aumentan respecto a los obtenidos con los modelos lineales. Tampoco los errores standard mejoran en forma apreciable. Nuevamente la consideración de períodos anuales impone una mayor precisión predictiva que los períodos trimestrales.

En Agua Escondida (C.5) las diferencias inter-anales de los coeficientes de correlación en el modelo lineal son amplias ya que varían entre un r: -0,066 para el año 1982 hasta r: 0,39 en el año 1981, valores todos estadísticamente no significativos (C.5.2). Trimestralmente también los valores de r varían entre r: -0,031 para A.M.J. y un r: 0,44 en E.F.M. (C.5.1). La Figura 1.0 muestra claramente la tendencia de estas rectas. En esta localidad debieron eliminarse algunos valores de Kt que resultaron mayores de 0,80. Por eso además de suponer que su ubicación geográfica puede ser un importante componente de variación debemos tener presente además los errores involucrados en el uso de los aparatos de medición.

En el cuadro 6 se presentan resultados que muestran el grado de asociación registrado al confrontar los datos meteorológicos analizados con los correspondientes datos surgidos de aplicar la ecuación estimada por un lado, y el modelo propuesto por Penman por el otro. Ambas ecuaciones se comportan con igual eficacia tanto en Anguil como en 25 de Mayo.

En el cuadro 7 se presenta una síntesis de los análisis realizados consignando valores de E.S., a y b para las tres localidades y para igual período de tiempo (1973-1983).

Respecto a valores de r para Agua Escondida se observa un aumento en los mismos al trabajar con modelo binomial, pero, de todas formas continúan siendo estadísticamente no representativos.

Se observa que a medida que aumenta la longitud geográfica de las localidades, la magnitud de los r parece ir descendiendo. Si esta tendencia fuese efectivamente válida ello supondría rechazar la 2a. de las hipótesis planteadas ya que contrariamente a lo supuesto, las correlaciones no aumentan hacia el oeste de la región analizada, pero sí, estos resultados nos permiten suponer la existencia de otros parámetros quizás más importantes para explicar la variancia observada. Hipotéticamente podrían considerarse variables tales como altura sobre el nivel del mar de cada localidad o suelos con distintos índices de reflexión. Queda subsistente, sin embargo, la incertidumbre que emerge de las posibles deficiencias de calidad en las observaciones efectuadas, posiblemente por problema de instrumental. Si esta suposición fuera válida, las conclusiones emitidas precedentemente perderían su consistencia. Se debería considerar también la ubicación de las localidades estudiadas en zonas bioambientales diferentes, por ej. según Norma 11.603 de IRAM Anguil pertenecería a la zona bioambiental III a con clima templado cálido y 25 de Mayo y Agua Escondida se incluyen dentro de la zona IV b con clima templado frío. La fig. 1a muestra las curvas de correlación entre Hr y Kt para los cuatro trimestres con valores del modelo lineal, correspondientes a la localidad de Anguil. La fig. 1b y 1c muestran dichos valores para las localidades de 25 de Mayo y Agua Escondida respectivamente. La fig. 2 presenta las curvas de correlación entre las dos variables para un mismo período de tiempo (79-83) en las tres localidades. Se observa en ambas figuras (1-2) la disminución de las pendientes en las rectas de Agua Escondida.

La posible influencia de otras variables que agreguen valor explicativo a las ecuaciones de predicción, puede dar lugar a la formulación de nuevas hipó-

tesis que servirían de guía a futuros trabajos que permitan profundizar sobre el tema. Ello significaría incluir nuevas localidades que ofrezcan variantes en cuanto a sus coordenadas geográficas y altura sobre el nivel del mar.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos parecen indicar que el grado de asociación entre heliofanía relativa claridad atmosférica no presenta un comportamiento homogéneo en las tres zonas estudiadas. La incorporación de otras variables climáticas adicionales como temperatura, nubosidad o lluvias en modelos predictivos multivariados resultaría innecesaria, ya que eleva la complejidad sin mejorar la calidad de la predicción.

Las evidencias sugerirían la necesidad de realizar estudios localizados para ambientes de características distintas sin pretender, tal vez, obtener una ecuación generalizada a todos los sitios de la región estudiada.

Dentro de estos estudios resultaría conveniente incluir, como parte de la estructura de los modelos predictivos, otros factores de naturaleza no climática que podrían, eventualmente, ser fuentes muy significativas de variación.

En tal caso, más que pensar en una ecuación de estructura uniforme respecto a las variables consideradas cabría pensar en una familia de ecuaciones de estructura diversificada.

Este trabajo plantea sin duda, hipótesis adicionales posibles de ser evaluadas en el futuro. Quizás la más consistente de ellas sea aquella basada en la existencia de efectos de naturaleza geográfica y/o topográfica (por ejemplo, longitud, latitud, altitud, etc.) capaces de enmascarar, de manera variable, el grado de asociación entre heliofanía relativa y transparencia atmosférica. La integración de variables climáticas y geográficas o topográficas en modelos de estructura diversificada puede ofrecer una alternativa válida para mejorar la calidad de las predicciones buscadas.

BIBLIOGRAFIA

- ABELED, J.H. et al. Relación entre la duración relativa de la insolación y la radiación solar global en la Argentina. Meteorológica. Vol. 4.
- BURGOS, Juan J. (1971) Clima de la provincia de Buenos Aires en relación con la vegetación natural y el suelo.
- DE FINA, A.L. y RAVELO, A. (1973) Climatología y Fenología agrícolas.
- DIAZ, R.A. y MASIERO, B.L. (1980) Estimación de la radiación global a partir de la heliofanía relativa. Rev. Invest. Agrop. INTA, 10 (1):17-34.
- DUFFIE, J. y BECKMANN, W. (1980). Solar Engineering of Thermal Processes. Ed. John Wiley & Sons.
- EXELL, R.H.B. (1976). The solar radiation climate of Thailand. Solar Energy, 18: 349-54.
- GROSSI GALLEGOS, H.; LOPARDO, R.; ATIENZA, C. y VIDALES, G. (1981). Relaciones entre los componentes difusa y global de la radiación solar. Actas 7a Reunión de Trabajo de ASADES (Rosario), pp.123-32.
- IRIARTE, A., de BUENADER, E.S., de BIAGI, S.B. y TOLEDO, E. (1979). Procesamiento y análisis de datos de radiación en la provincia de Catamarca. 5a Reunión de Trabajo de ASADES (Rosario), pp. 13-30.
- MARTIN, S. (1986). La Investigación. Boletín de la Organización Meteorológica Mundial. Vol. 35 N° 4: 352-53.
- Norma IRAM 11.603. Clasificación bioambiental de la República Argentina.
- SARAVIA, L.; LESINO, G.; REQUENA, R.; CARDON, L.; GRAMAJO, C.; JIMENEZ, E.; GUERRE-RO, F.; FONTANILLA, E.; CASTRO PADULA, L. y FALU, R. (1981). Estudio del bioclima y de la vivienda rural tradicional en el Noroeste Argentino. Actas 7a Reunión de Trabajo de ASADES (Rosario), pp. 146-53.

SEILER, R.A. (1980). Estimación de la radiación global en Córdoba (Argentina). Rev. Invest. Agrop. INTA, 15 (3):355-71.

SNEDECOR, G.W. (1946). Statistical Methods. 4th.ed. The Iowa State College Press, Ames. Iowa, p.453.

WERNLY, J. y LANDABURU, M.A. (1979). Posibilidad de una determinación de la radiación global recibida en una localidad en función de parámetros meteorológicos normales para la misma. Actas 5a. Reunión de Trabajo de ASADES (Córdoba), pp. 31-52.

FIG. 1. Curvas de correlación lineal simple Mr y Si por estaciones 1874-1985.

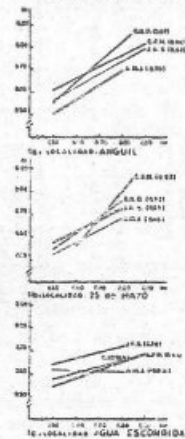
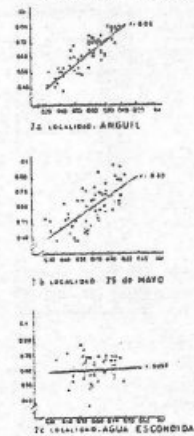


FIG. 2. Curvas de correlación lineal simple entre Mr y Si (1974-1985).



C1. Análisis de correlación simple (lineal y cuadrático) para valores estacionales y anuales de Mr y Si.

LOCALIDAD: Anguil (La Pampa)

1.1

ESTACION	Coef. Correlación		Error Standard	
	Lineal	Cuadrático	Lineal	Cuadrático
E.F.M.	0.64 **	0.66 **	0.030	0.010
J.A.S.	0.70 **	0.75 **	0.057	0.014
G.H.D.	0.67 **	0.67 **	0.057	0.014

** muy significativa (P < 0.01)

1.2

año	Coef. Correlación		Error Standard	
	Lineal	Cuadrático	Lineal	Cuadrático
1974	0.77 **	0.86 **	0.01	0.015
75	0.97 **	0.97 **	0.019	0.016
76	0.91 **	0.97 **	0.015	0.020
77	0.67 **	0.69 **	0.087	0.012
78	0.67 **	0.68 **	0.055	0.070
79	0.81 **	0.81 **	0.056	0.017
1980	0.86 **	0.95 **	0.016	0.013
81	0.81 **	0.87 **	0.012	0.014
82	0.91 **	0.91 **	0.058	0.027
83	0.91 **	0.93 **	0.011	0.017
85	0.91 **	0.91 **	0.027	0.013

** muy significativa (P < 0.01)

C2. Análisis de correlación múltiple lineal para valores estacionales y anuales de Mr, Pvs R1, Mr, N vs R1 y Mr, T vs R1.

LOCALIDAD: Anguil (La Pampa)

2.1

1974-1985

ESTACION	Coef. Correlación			Error Standard		
	Mr vs R1	Mr vs T	Mr vs Pvs R1	Mr vs R1	Mr vs T	Mr vs Pvs R1
E.F.M.	0.66 **	0.66 **	0.64 **	0.026	0.020	0.029
J.A.S.	0.70 **	0.70 **	0.71 **	0.046	0.038	0.047
G.H.D.	0.68 **	0.68 **	0.68 **	0.046	0.045	0.046

** muy significativa (P < 0.01)

2.2

año	Coef. Correlación			Error Standard		
	Mr vs R1	Mr vs T	Mr vs Pvs R1	Mr vs R1	Mr vs T	Mr vs Pvs R1
1974	0.75 **	0.69 **	0.69 **	0.02	0.02	0.02
75	0.97 **	0.97 **	0.95 **	0.030	0.027	0.029
76	0.91 **	0.95 **	0.95 **	0.016	0.017	0.014
77	0.67 **	0.69 **	0.67 **	0.044	0.044	0.047
78	0.67 **	0.67 **	0.68 **	0.051	0.051	0.056
79	0.81 **	0.81 **	0.87 **	0.051	0.041	0.050
1980	0.86 **	0.91 **	0.97 **	0.016	0.026	0.026
81	0.81 **	0.84 **	0.86 **	0.026	0.026	0.026
82	0.91 **	0.91 **	0.91 **	0.051	0.051	0.050
83	0.91 **	0.93 **	0.95 **	0.021	0.021	0.025
85	0.91 **	0.94 **	0.94 **	0.023	0.023	0.023

** muy significativa (P < 0.01)

C3: Análisis de correlación simple lineal y cuadrática para valores estacionales y anuales de Hr y K1

LOCALIDAD: 35 de Mayo (La Pampa)

3.1

1979 - 1985

ESTACION	Coef. Correlación	Error Standard
(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)
E. F. M.	0.87 **	0.03
A. M. J.	0.89 **	0.03
J. A. S.	0.85 **	0.03
O. N. D.	0.83 **	0.03

** muy significativa (P < 0.01)
* significativa (P < 0.05)

3.2

AÑO	Coef. Correlación	Error Standard
(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)
1979	0.71 **	0.07
1980	0.67 **	0.08
81	0.72 **	0.06
82	0.75 **	0.06
83	0.69 **	0.07
84	0.68 **	0.06
85	0.65 **	0.06

** muy significativa (P < 0.01)

C6: VALORES DE r, S.E. y D PARA ESTACIONES DE MAYO Y AGUÍLLA. DATO HETEROGÉNEO

6.1

AÑO	Estación Estival			r	S.E.	D
	r	S.E.	D			
1979	0.88	0.03	0.03	0.88	0.03	0.03
1980	0.84	0.03	0.03	0.84	0.03	0.03
81	0.89	0.03	0.03	0.89	0.03	0.03
82	0.88	0.03	0.03	0.88	0.03	0.03
83	0.87	0.03	0.03	0.87	0.03	0.03
84	0.85	0.03	0.03	0.85	0.03	0.03
X	0.85	0.03	0.03	0.85	0.03	0.03

LOCALIDAD: AGUÍLLA

C4: Análisis de correlación múltiple lineal para valores estacionales y anuales de Hr, P y K1

LOCALIDAD: 35 de Mayo (La Pampa)

3

1979 - 1985

ESTACION	Coef. Correlación	Error Standard
(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)
E. F. M.	0.87 **	0.03
A. M. J.	0.89 **	0.03
J. A. S.	0.85 **	0.03
O. N. D.	0.83 **	0.03

** muy significativa (P < 0.01)
* significativa (P < 0.05)

P: precipitación P: temperatura

4.2

AÑO	Coef. Correlación	Error Standard
(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)
1979	0.71 **	0.07
1980	0.67 **	0.08
81	0.72 **	0.06
82	0.75 **	0.06
83	0.69 **	0.07
84	0.68 **	0.06
85	0.65 **	0.06

** muy significativa (P < 0.01)

6.2

AÑO	Estación Estival			r	S.E.	D
	r	S.E.	D			
1979	0.88	0.03	0.03	0.88	0.03	0.03
1980	0.84	0.03	0.03	0.84	0.03	0.03
81	0.89	0.03	0.03	0.89	0.03	0.03
82	0.88	0.03	0.03	0.88	0.03	0.03
83	0.87	0.03	0.03	0.87	0.03	0.03
84	0.85	0.03	0.03	0.85	0.03	0.03
X	0.85	0.03	0.03	0.85	0.03	0.03

LOCALIDAD: 35 de Mayo

C5: Análisis de correlación simple lineal y cuadrática para valores estacionales y anuales de Hr y K1

LOCALIDAD: AGUÍLLA, ESCONDIDA (Mendoza)

6.1

1979 - 1983

ESTACION	Coef. Correlación	Error Standard
(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)
E. F. M.	0.45 *	0.13
A. M. J.	0.43 *	0.13
J. A. S.	0.35 *	0.15
O. N. D.	0.31 *	0.15

* significativa (P < 0.05)

6.2

AÑO	Coef. Correlación	Error Standard
(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)	(Hr, P, K1)
1979	0.33 *	0.14
1980	0.33 *	0.14
81	0.31 *	0.14
82	0.31 *	0.14
83	0.31 *	0.14

* muy significativa (P < 0.01)

C7: VALORES DE r, S.E. y D PARA AGUÍLLA, 35 de Mayo y AGUÍLLA ESCONDIDA

LOCALIDAD	AÑO	Estación Estival			r	S.E.	D
		r	S.E.	D			
AGUÍLLA	1979	0.88	0.03	0.03	0.88	0.03	0.03
	1980	0.84	0.03	0.03	0.84	0.03	0.03
	81	0.89	0.03	0.03	0.89	0.03	0.03
	82	0.88	0.03	0.03	0.88	0.03	0.03
AGUÍLLA ESCONDIDA	1979	0.88	0.03	0.03	0.88	0.03	0.03
	1980	0.84	0.03	0.03	0.84	0.03	0.03
	81	0.89	0.03	0.03	0.89	0.03	0.03
	82	0.88	0.03	0.03	0.88	0.03	0.03