

Variabilidad temporal y espacial del Índice de Temperatura y Humedad (ITH) en zonas de producción lechera de Uruguay

Cruz, G.¹; Urioste, J. I.²

¹Unidad de Sistemas Ambientales. ²Departamento de Producción Animal y Pasturas
Facultad de Agronomía. Av. Garzón 780. Montevideo, Uruguay. Correo electrónico: gcruz@fagro.edu.uy

Recibido: 24/3/09 Aceptado: 23/9/09

Resumen

El índice de temperatura y humedad (ITH) es el indicador meteorológico más utilizado para asociar el efecto del calor sobre la producción del ganado lechero. El objetivo de este trabajo fue evaluar información meteorológica de Uruguay para utilizar en posteriores estudios asociados a información productiva. Para ello se realizaron análisis de homogeneidad climática (calidad de las series), se determinó el período mínimo de años de registros de temperatura y humedad representativo de series extensas de ITH (representatividad temporal), y el área representada por la información de la red de estaciones meteorológicas (EM) (representatividad espacial). Se utilizó información mensual (1983-2006) y diaria (2001-2006) de temperatura y humedad del aire del verano (diciembre a marzo), proveniente de trece EM. La variabilidad espacial se estudió para tres localidades ubicadas en cuencas lecheras de Uruguay: San José, Florida y Paysandú. Las series de ITH resultaron homogéneas (estadísticamente estables), exceptuando la EM de Melilla (no incorporada). Se utilizó el coeficiente de determinación (R^2A_j) de modelos de regresión lineal simple ($ITH_{Localidad A_{ij}} = a + b * ITH_{Localidad B_{ij}}$) para comparar el ITH entre localidades y así estimar su variabilidad temporal y espacial. Seis años consecutivos de ITH explicaron más del 75 % ($R^2A_j > 0,75$) de la variabilidad contenida en veinticuatro años. Se determinaron áreas representativas de las localidades de referencia a través del trazado de isolíneas de R^2A_j , considerando 85 % de la variabilidad de ITH entre localidades. Estos resultados habilitan futuros estudios asociando información meteorológica disponible con registros de producción de leche en las áreas estudiadas.

Palabras clave: agrometeorología, homogeneidad climática, representatividad espacial

Summary

Spatial and temporal variability of the Temperature and Humidity Index (THI) in dairy production zones of Uruguay

The temperature and humidity index (THI) is the most widely index utilized for associating heat stress and milk production. The objective of this study was to assess meteorological information of Uruguay that allows its inclusion in further studies related to productive data. Analysis of climatic homogeneity (quality of meteorological data), minimum representative period of temperature and air humidity data (temporal representativeness) and area represented by a meteorological network (spatial representativeness) were performed. Air temperature and humidity data from thirteen meteorological stations (MS) for the summer months (December to March) were utilized. Two periods of analyses: 1983 to 2006 for monthly data, and 2001 to 2006 for daily data, were considered. Spatial variability was studied for three representative locations within three dairy production zones: San José, Florida and Paysandú. THI series resulted statistically homogeneous except for the MS of Melilla (not included). Determination coefficient (R^2)

from simple linear regression models were developed to compare between locations and estimating THI temporal and spatial variability: $THI_{Location Aij} = a + b \times THI_{Location Bij}$. Six consecutive years of THI information represented more than 75 % of the 24 years THI variability ($R^2 Adj. > 0,75$). Representative areas of the three locations were determined by mapping $R^2 Aj$ lines of 85% of THI variability. These results indicate that can be used THI calculated from available meteorological information to link with milk production data.

Key words: agrometeorology, climatic homogeneity, spatial representativeness

Introducción

El estrés por calor puede generar disminuciones significativas en la producción de leche y en los parámetros reproductivos del ganado lechero (Johnson *et al.*, 1961; Ingraham *et al.*, 1974; Valtorta y Gallardo, 1996). Uno de los indicadores más utilizados para estimar la carga de calor a que se ven sometidos los animales es el Índice de Temperatura y Humedad (ITH, Thom, 1959). Las dos variables climáticas involucradas en el cálculo de este índice son regularmente medidas en todas las estaciones meteorológicas, por lo tanto es posible estimar la carga de calor ambiente a que se ven sometidos los animales dentro de las zonas de influencia de las mismas. Según Johnson *et al.* (1961), quienes realizaron mediciones en condiciones controladas, el umbral de ITH a partir del cual comienza a disminuir la producción de leche de ganado Holstein en lactación es de 72.

En Uruguay, los valores de ITH estival aumentan desde el sur al norte, encontrándose los mayores valores para el mes de enero (Cruz y Saravia, 2008). Cuando se trabajó con valores diarios de ITH en Salto, Paysandú y Paso de los Toros, la probabilidad de obtener valores de ITH mayores al nivel de 72 en enero fue superior al 55 %.

Para determinar la influencia del calor ambiental sobre la producción del ganado lechero en Uruguay se deben asociar estadísticamente los niveles de producción de leche con los valores de ITH del verano. Para esto, resulta necesario determinar el período de tiempo mínimo de registros de temperatura del aire y humedad y el área representada por las estaciones meteorológicas. Varios autores han utilizado el coeficiente de determinación (R^2) como el indicador estadístico de variabilidad espacial entre dos o más estaciones meteorológicas (Hubbard, 1994; Camargo y Hubbard, 1999; Rotondo y Seyler, 2001). A la vez, el tratamiento de series meteorológicas y/o agrometeorológicas debe ser realizado para cada mes, debido al riesgo de enmascarar la influencia estacional cuando se resume la información de todo el año (Hubbard, 1994). La variable climática en cuestión también resulta determinante al establecer

el área representada por una red de estaciones meteorológicas (Hubbard, 1994; Camargo y Hubbard, 1999; Rotondo y Seyler, 2001).

El tratamiento estadístico de eventos climáticos requiere utilizar series homogéneas (Castellví, 2001; WMO, 2004). Una serie climática es considerada homogénea cuando cumple con el concepto de aleatoriedad. Si las mediciones fueron realizadas bajo las mismas condiciones en un período suficientemente largo, la serie resultante mostrará cierta estabilidad en los estadísticos (Castellví, 2001). Las causas más comunes de heterogeneidad en series climáticas se deben a cambios en la localización o en la exposición de la estación meteorológica, cambios en los horarios o rutina de las observaciones y por el reemplazo del instrumental de medición (WMO, 1983). Existe un interés creciente en mejorar el control de calidad de la información meteorológica y la generación de series homogéneas (WMO, 2004).

De acuerdo a lo expuesto, el presente trabajo se realizó atendiendo a los siguientes objetivos: 1) comprobar la homogeneidad climática de las series temporales de ITH utilizadas en este estudio para los meses de verano (diciembre a marzo); 2) determinar el número mínimo de años que resulta representativo de series extensas de ITH; 3) conocer la representatividad espacial de las series temporales de ITH, provenientes de estaciones meteorológicas ubicadas en zonas de concentración de tambos. Se consideraron como referencia las localidades de San José, Florida y Paysandú.

Materiales y métodos

Se utilizó información de temperatura del aire (T) y humedad relativa (HR) proveniente de 13 estaciones meteorológicas (EM) permanentes, ubicadas geográficamente como se indica en el Cuadro 1. Se definió el verano como el período que incluye los meses de diciembre, enero, febrero y marzo. Para el análisis de homogeneidad climática se calculó el índice de temperatura y humedad (ITH) utilizando información de T y HR a nivel mensual para cada mes del verano. Los

Cuadro 1. Ubicación de las estaciones meteorológicas consideradas.

Localidad	Latitud (S)	Longitud (W)	Altitud SNM (m)	Fuente
Salto	31°16'	57°53'	50	INIA ¹
Salto	31°23'8"	57°57'9"	33,6	DNM ²
Tacuarembó	31°42'	55°49'	140	INIA
Paysandú	32°20'57"	58°02'13"	61,1	DNM
Young	32°41'2"	57°38'8"	80,6	DNM
Treinta y Tres	33°14'	54°15'	100	INIA
Mercedes	33°15'0"	58°04'1"	17,0	DNM
Durazno	33°21'1"	56°30'1"	92,8	DNM
Trinidad	33°32'2"	56°55'	119,9	DNM
Florida	34°4'0"	56°14'3"	90	DNM
San José	34°21'25'	56°42'05"	72	DNM
Melilla	34°47'3"	56°15'7"	48,9	DNM
Sayago	34°50'16"	56°13'18"	40	FA ³

¹ INIA: Instituto Nacional de Investigación Agropecuaria.

² DNM: Dirección Nacional de Meteorología.

³ FA: Facultad de Agronomía.

sitios y períodos de tiempo involucrados en esta estimación se indican en el Cuadro 2. La serie perteneciente a San José fue ampliada con información de la estación meteorológica de Libertad que funcionó hasta 2000. La variabilidad temporal del ITH fue estimada con información mensual de ITH para el período 1983 – 2006. El análisis de representatividad espacial se realizó con información de T y HR a nivel diario, para los meses de verano comprendidos en el período 2001 – 2006. El cálculo del ITH se efectuó según la modificación propuesta por Valtorta y Gallardo (1996):

$$ITH = (1,8 T + 32) - (0,55 - 0,55 HR/100) (1,8 T - 26)$$

Homogeneidad de series climáticas

Se hicieron análisis autónomos y no autónomos de las series temporales de ITH (Castellví, 2001). Se realizó el análisis de homogeneidad autónoma a través de la prueba de rachas (WMO, 1983; Castellví, 2001) considerando un nivel de error tipo I del 10 % ($\alpha = 0,1$), atendiendo la recomendación de la Organización Meteorológica Mundial (Castellví, 2001).

Para el análisis de homogeneidad no autónoma se aplicó el método del cociente (WMO, 1983; Castellví, 2001), comparando la «serie problema de ITH» con la serie proveniente de la estación meteorológica más cercana, cuya homogeneidad haya sido verificada (Jagannathan, citado por Castellví, 2001). Esta prueba se planificó solamente para la localidad de Melilla, ya que se contaba solamente con siete años de información de T y HR.

Los análisis se llevaron a cabo utilizando el programa de tratamiento de series climáticas Visual Agromet (2001), versión 2.0.1.

Variabilidad temporal

Para determinar la representatividad temporal de porciones de las series de ITH, se tomaron dos estaciones meteorológicas del Sur y dos del Norte que contaran con una serie extensa de registros. Se trabajó en el Norte con las EM de Paysandú y Salto INIA, mientras que en el Sur se utilizaron las de Durazno y Mercedes. Se dispuso de 24 años de información mensual correspon-

Cuadro 2. Identificación, períodos y longitudes de las series meteorológicas de Temperatura (T), Humedad Relativa (HR) e índice de temperatura y humedad (ITH) incluidas en el análisis de homogeneidad autónoma

Localidad	Período		Longitud de la serie (años)	
	T	HR e ITH	T	HR e ITH
Florida	1990 - 2006	1995 - 2006	17	12
San José	1990 - 2006	2000 - 2006	17	7
Treinta y Tres	1997 - 2006		10	
Salto DNM	1990 - 2006		17	
Sayago	1987 - 2006		20	
Durazno	1983 - 2006		24	
Young	1983 - 2006		24	
Trinidad	1983 - 2006		24	
Salto INIA	1983 - 2006		24	
Tacuarembó	1983 - 2006		24	
Mercedes	1983 - 2006		24	
Paysandú	1983 - 2006		24	

diente al período 1983-2006. Se evaluó el verano en su conjunto, por lo que la serie mensual de ITH incluyó como máximo 96 datos (24 diciembre, 24 enero, 24 febrero y 24 marzo).

El período de 24 años de información se dividió en porciones de 23, 22, 21, ..., 3 años, obteniendo las posibles combinaciones de años para cada subperíodo. Cada tramo incluyó años consecutivos; por ejemplo, los tramos de 3 años estuvieron representados a través de 22 posibles secuencias (1983,1984 y 1985; 1984,1985 y 1986;...;2004, 2005 y 2006).

A los efectos de cuantificar la variación conjunta de ITH medidos en distintas EM se calculó el coeficiente de correlación de Spearman (Wilks, 1995) y se ajustó la regresión lineal entre las observaciones correspondientes de ITH a cada par de estaciones para cada período de cálculo, a saber:

$$Y_{Sij} = a + b x_{Pij} \quad Y_{Mij} = a + b x_{Dij}$$

Donde:

Y_S : ITH Salto INIA; x_P : ITH Paysandú;

Y_M : ITH Mercedes; x_D : ITH Durazno

i: mes del verano (diciembre, enero, febrero y marzo)
j: período de años (24, 23, ..., 3)

En todos los casos se calculó el coeficiente de determinación (R^2) para cada longitud de serie.

El procesamiento estadístico se realizó utilizando la versión libre del programa Infostat (2007).

Variabilidad espacial

Se utilizó información diaria de ITH correspondiente a los meses de verano del período 2001 – 2006, considerando seis años de información de acuerdo al resultado obtenido en el estudio de variabilidad temporal. Para el cálculo del ITH diario se utilizó la temperatura media diaria (promedio de la T máxima y la T mínima) y la HR correspondiente a la observación de las 9 a.m. (Saravia *et al.*, 2002). El grado de asociación espacial de las series temporales de ITH se determinó a través de una sucesión de regresiones lineales (Hubbard, 1994; Camargo y Hubbard, 1999; Rotondo y Seyler, 2001). Se consideraron tres localidades de referencia: San José y Florida para el Sur y Paysandú para el Norte del país. Se definieron como centros geográficos (CG) cada una de las localidades utilizadas como referencia, indepen-

Cuadro 3. Centros Geográficos (CG) y localidades utilizadas en el cálculo de variabilidad espacial.

CG	Localidades ubicadas al N del CG	Localidades ubicadas al S del CG	Localidades ubicadas al E del CG	Localidades ubicadas al W del CG
San José	Florida, Durazno, Trinidad, Mercedes, Treinta y Tres	Sayago	Durazno, Sayago, Florida, Treinta y Tres	Trinidad, Mercedes
Florida	Durazno, Trinidad, Mercedes, Treinta y Tres	San José, Sayago	Treinta y Tres	Durazno, Trinidad, Mercedes, San José
Paysandú	Salto, Tacuarembó	Young, Mercedes	Tacuarembó, Young	–

dientemente de su relativa posición geométrica que presentaran luego del análisis.

Se calcularon las regresiones de a pares, considerando la información de ITH del CG como regresora y la del resto de las localidades como variables dependientes (Cuadro 3). Se realizó el análisis de la varianza para cada regresión y se obtuvieron los coeficientes de determinación (R^2).

Para cada CG geográfico se trazaron las isóneas de R^2 obtenidos en cada regresión, utilizando el programa Surfer v 6.1. Se seleccionó el método de Kriging para la interpolación espacial (Hubbard, 1994; Rotondo y Seyler, 2001).

Resultados y discusión

Homogeneidad de series climáticas

Los resultados de la prueba de homogeneidad autónoma mostraron heterogeneidad de las series de ITH para Paysandú y Salto DNM en enero y para Florida y San José en los meses de febrero y marzo (resultados no mostrados).

La evaluación de los métodos para comprobar homogeneidad de series climáticas excede el alcance de este trabajo. Sin embargo, resulta oportuno aclarar que el análisis autónomo (o absoluto) de homogeneidad climática es el más exigente, dado que consiste en la comparación de los valores de la serie dentro de sí mis-

ma, para lo cual se requiere de series suficientemente largas. En cambio, el análisis no autónomo (o relativo) de homogeneidad, consiste en la comparación de las series climáticas de una localidad con las series de una o más localidades cercanas, siempre que las condiciones resulten comparables (Castellví, 2001). Debido a que existieron meses y localidades donde las series temporales de ITH resultaron heterogéneas en el análisis autónomo, se consideró realizar la prueba de homogeneidad no autónoma para decidir el uso o descarte de dicha información. La elaboración de bancos de datos meteorológicos es un proceso costoso que implica mantener las observaciones sostenidamente en el tiempo. En este caso particular, las series que no fueron suficientemente extensas podrían resultar heterogéneas en el análisis autónomo simplemente por su longitud y el tipo de test realizado. Por tanto, las series de ITH para Paysandú y Salto DNM en enero y para Florida y San José en febrero y marzo fueron incorporadas al análisis de homogeneidad no autónomo, previsto en un principio sólo para Melilla.

Los resultados del análisis no autónomo indicaron homogeneidad en los meses y localidades planteadas como problema, exceptuando Melilla en enero (no mostrado). Teniendo en cuenta que enero resulta climáticamente el mes más cálido y generalmente el de mayor ITH, se descartó utilizar la información proveniente de dicha localidad.

Variabilidad temporal

Los coeficientes de correlación obtenidos entre el ITH de las localidades estudiadas de a pares fueron significativos para todos los períodos analizados (25 a 3 años). El modelo de regresión lineal simple se ajustó en todos los casos para describir la asociación entre el ITH de las estaciones meteorológicas de cada una de las zonas en todos los tramos de 3 a 24 años ($\alpha < 0,01$). El máximo R^2 obtenido en cada par de EM para los 24 años fue de 0,82. La asociación entre las EM a lo largo del tiempo, mostró valores de R^2 por encima de 0,75 a partir de períodos de cinco o seis años de información, sin tomar en adelante valores inferiores. Lo anterior se verificó para el caso de Durazno y Mercedes (Figura 1) como para Paysandú y Salto (no mostrado). Esto significa que al utilizar 6 años de información de ITH para un sitio, se capturó el 75 % de la variabilidad contenida en el período de 24 años. Estos resultados coinciden con los encontrados por Hubbard (1994) y por Camargo y

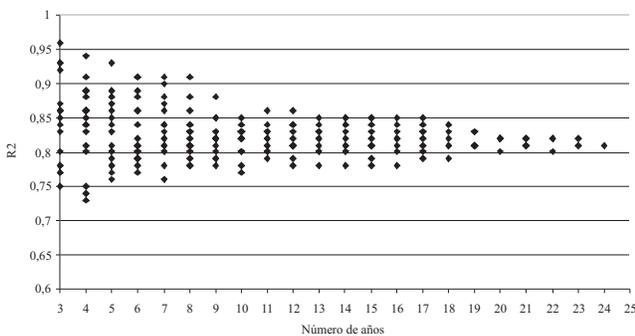


Figura 1. Efecto del número de años con registros sobre la porción de la variabilidad del ITH de Mercedes explicada por la variabilidad del ITH de Durazno

Hubbard (1999), quienes trabajaron con temperatura, humedad relativa, radiación solar, velocidad del viento y evapotranspiración potencial. Dichos autores reportan que la variabilidad de los elementos climáticos entre dos estaciones meteorológicas dentro de una zona subhúmeda y otra semiárida en las planicies de Estados Unidos, se estabilizó a partir de 6 ó 7 años de registros a lo largo de 14 años considerados. Es interesante destacar que aunque no hayan trabajado con ITH trabajaron con evapotranspiración potencial, variable climática de mayor complejidad que el ITH y que involucra en su cálculo, además de la temperatura y la humedad, la radiación y el viento.

De acuerdo a los resultados, el análisis de variabilidad espacial se realizó utilizando los seis años más re-

cientes disponibles al momento de este estudio, lo que incluyó información meteorológica y de producción de leche para el período 2001 – 2006.

Variabilidad espacial

Los análisis de varianza de las regresiones realizadas entre cada centro geográfico (CG) y las localidades vecinas resultaron altamente significativos en todos los casos. Los coeficientes de determinación asociados a cada regresión se presentan en los Cuadros 4, 5 y 6.

Los R^2 representan la porción de la variabilidad del ITH que cada centro geográfico (Paysandú, San José o Florida) explica de la variabilidad del ITH de cada localidad vecina.

Los mapas elaborados para cada centro geográfico en el mes de enero, se presentan en la Figura 2 y los diagramas para cada CG se presentan en la Figura 3. Las áreas delimitadas por el trazado de líneas que unen puntos con el mismo valor de R^2 (nivel de representatividad), muestran la superficie explicada por el ITH de cada CG (Figuras 2 y 3).

En los diagramas se visualizaron diferencias en las distancias representadas por el ITH de cada CG según la orientación (N, S, E u O) y según el mes considerado. La estación meteorológica de Paysandú fue la que mostró mayor área de representatividad de ITH (Figura 3c). A la vez, en esta estación se observó la menor variación del área representada entre los meses del verano (no mostrado). En las estaciones correspondientes a San José y Florida se observaron fuertes gradientes en las isóneas de R^2 hacia el sureste y sur respectivamente, por lo que las áreas representadas en esas direcciones resultaron de menor extensión (Figura 3b y 3a). En estos lugares, la dirección Sur fue la que mostró las menores distancias de representatividad del ITH respecto a cada CG para los cuatro meses considerados (no mostrado), variando entre 25 km y 35 km para Florida y entre 20 km y 40 km para San José. En esta última, la componente Este también resultó en distancias comparativamente menores de representatividad, variando entre 30 km y 45 km desde el CG en los distintos meses. La influencia del mar en la representatividad hacia el Sur de Florida y San José, queda evidenciada en la concentración de isóneas en esa dirección, mostrando un gradiente mayor que para el resto de las orientaciones. Los vientos predominantes en verano en nuestro país tienen componente Este (DNM, 2007), explicando el gradiente en esta dirección que se manifiesta con distinta intensidad para todos los CG.

Cuadro 4. Coeficientes de determinación (R^2) del modelo de regresión lineal y número de pares de datos (N) utilizados en San José y las localidades de su entorno

Localidad	Enero		Febrero		Marzo		Diciembre	
	R^2	N	R^2	N	R^2	N	R^2	N
San José	1		1		1		1	
Trinidad	0,79	183	0,82	167	0,90	184	0,86	186
Durazno	0,60	153	0,82	136	0,82	135	0,82	153
Mercedes	0,70	183	0,82	166	0,84	181	0,80	184
Florida	0,81	176	0,91	140	0,89	152	0,85	158
T y Tres	0,63	185	0,74	168	0,70	183	0,70	180
Sayago	0,58	178	0,61	156	0,40	174	0,60	178

Cuadro 5. Coeficientes de determinación (R^2) del modelo de regresión lineal y número de pares de datos (N) utilizados en Florida y las localidades de su entorno.

Localidad	Enero		Febrero		Marzo		Diciembre	
	R^2	N	R^2	N	R^2	N	R^2	N
Florida	1		1		1		1	
Trinidad	0,81	174	0,85	141	0,90	152	0,80	158
Durazno	0,83	149	0,90	108	0,93	104	0,86	153
Mercedes	0,77	175	0,84	140	0,83	151	0,75	157
San José	0,81	176	0,91	140	0,89	152	0,85	158
T y Tres	0,76	177	0,80	141	0,82	151	0,74	152
Sayago	0,62	170	0,65	133	0,45	143	0,56	150

Cuadro 6. Coeficientes de determinación (R^2) del modelo de regresión lineal y número de pares de datos (N) utilizados en Paysandú y las localidades de su entorno.

Localidad	Enero		Febrero		Marzo		Diciembre	
	R^2	N	R^2	N	R^2	N	R^2	N
Paysandú	1		1		1		1	
Tacuarembó	0,81	183	0,80	168	0,79	185	0,67	186
Salto INIA	0,78	183	0,86	168	0,85	185	0,76	186
Salto DNM	0,86	183	0,85	167	0,88	171	0,80	157
Young	0,87	181	0,89	168	0,90	185	0,87	186
Mercedes	0,83	183	0,88	167	0,90	182	0,87	184

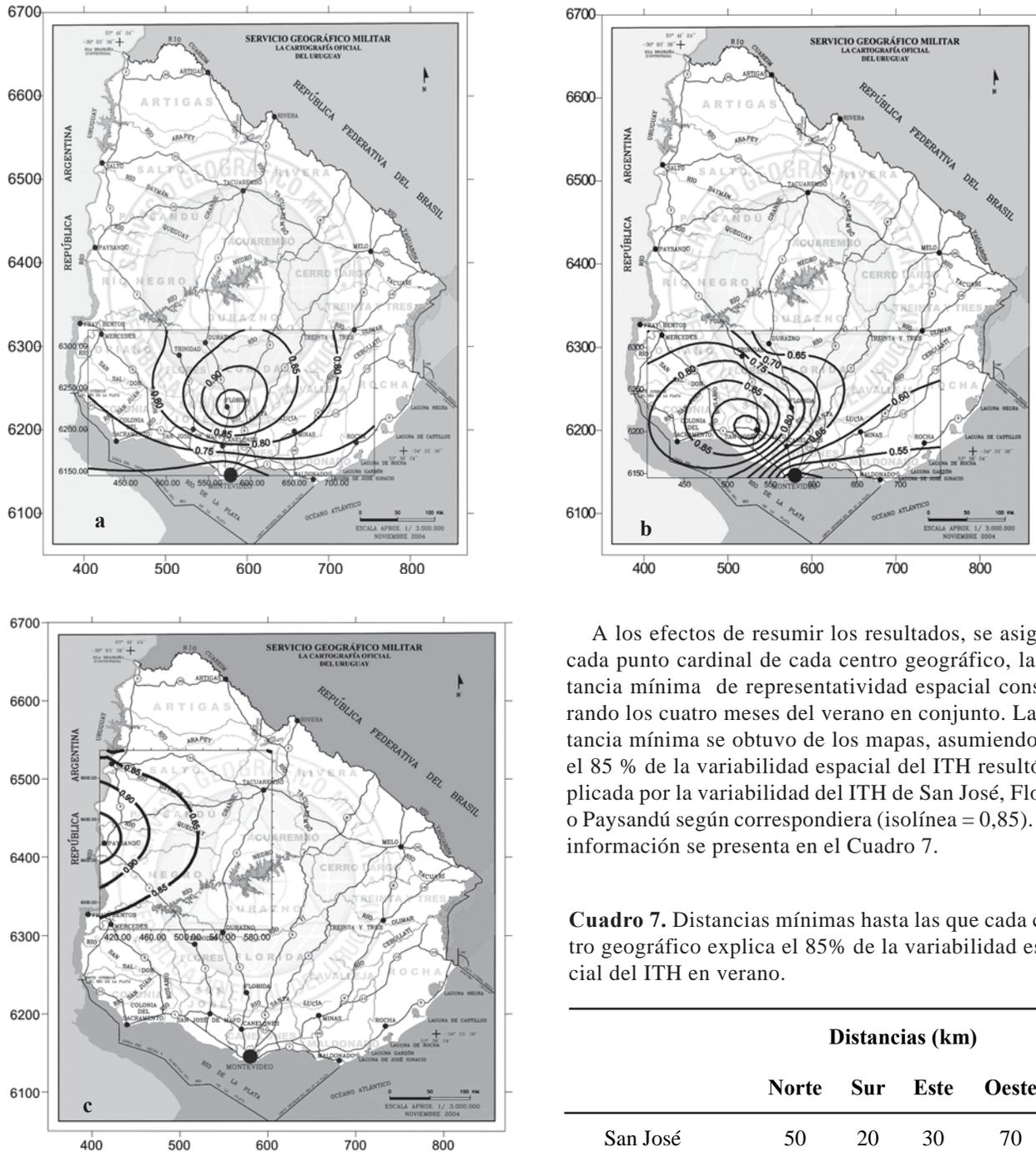


Figura 2. Representación geográfica de la porción de la variabilidad del ITH explicada por la estación meteorológica de Florida (a), San José (b) y Paysandú (c) en enero (isolíneas de R^2).

A los efectos de resumir los resultados, se asignó a cada punto cardinal de cada centro geográfico, la distancia mínima de representatividad espacial considerando los cuatro meses del verano en conjunto. La distancia mínima se obtuvo de los mapas, asumiendo que el 85 % de la variabilidad espacial del ITH resultó explicada por la variabilidad del ITH de San José, Florida o Paysandú según correspondiera (isolínea = 0,85). Esta información se presenta en el Cuadro 7.

Cuadro 7. Distancias mínimas hasta las que cada centro geográfico explica el 85% de la variabilidad espacial del ITH en verano.

	Distancias (km)			
	Norte	Sur	Este	Oeste
San José	50	20	30	70
Florida	90	25	50	50
Paysandú	80	90	70	-

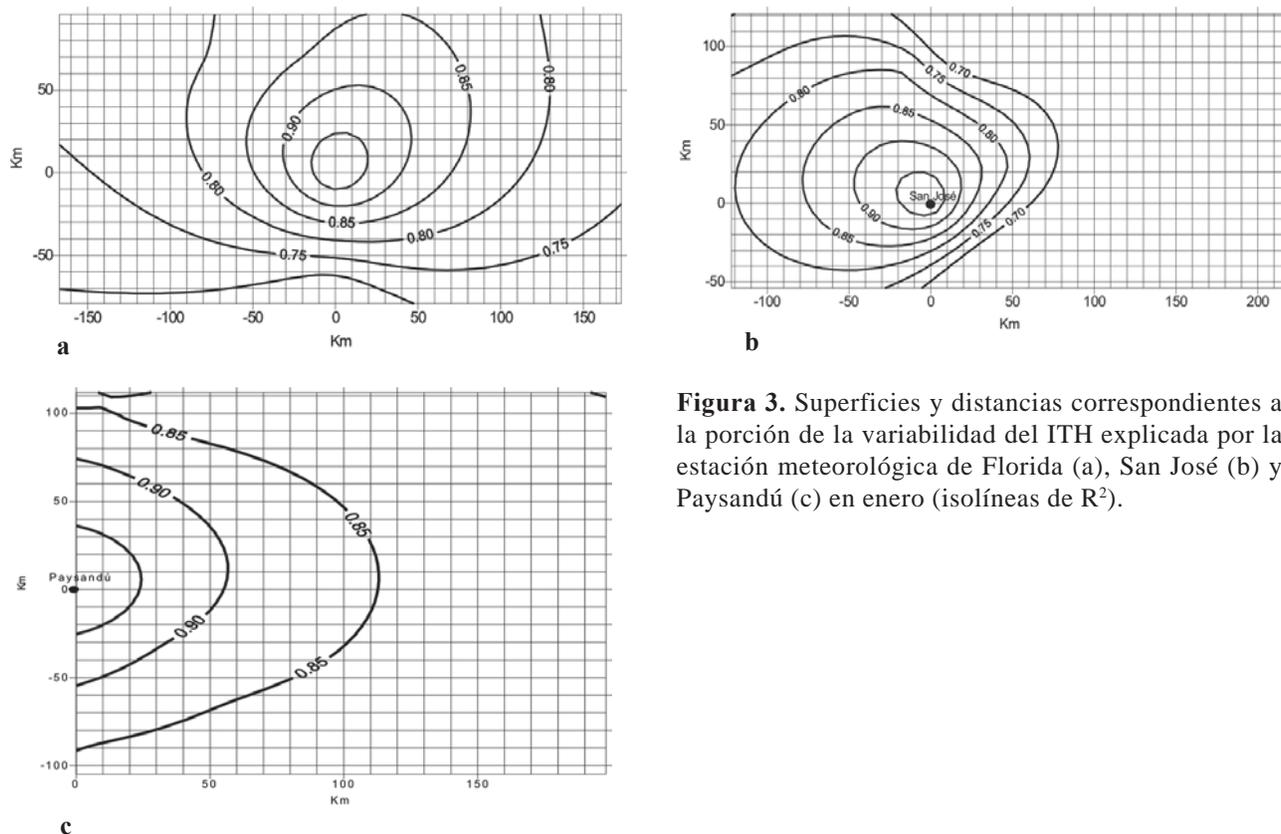


Figura 3. Superficies y distancias correspondientes a la porción de la variabilidad del ITH explicada por la estación meteorológica de Florida (a), San José (b) y Paysandú (c) en enero (isolíneas de R^2).

De acuerdo a todos los resultados anteriormente presentados, se concluye que los mismos habilitan la utilización de la información meteorológica disponible, la identificación de los tambos y del número de años de información, para asociar el ITH con la producción de leche en las localidades estudiadas.

Agradecimientos

Los autores agradecen a los funcionarios del Departamento de Climatología de la Dirección Nacional de Meteorología, por proveer la información meteorológica utilizada. Al Prof. Jorge Franco, por su disposición y consejo en el tratamiento estadístico de la información y a la Ing. Agr. Inés Gazzano, por el apoyo brindado para la realización de esta tarea.

Bibliografía

- Camargo, B. P. and Hubbard, K. G.** 1999. Spatial and temporal variability of daily weather variables in sub-humid and semi-arid areas of the United States High Plains. *Agr. Forest Meteorol.* 93:141-148.
- Castellví, F.** 2001. Introducción a la estimación y validación de variables climatológicas primarias. Repartido. Bahía Blanca, Argentina.
- Cruz, G. y Saravia, S.** 2008. Cuantificación de un Índice de Temperatura y Humedad en Uruguay. *Agrociencia XII:* 56-60.
- Dirección Nacional de Meteorología (DNM).** 2007. El verano. Dirección de Climatología y Documentación. In www.meteorologia.com.uy
- Hubbard, K. G.** 1994. Spatial variability of daily weather variables in the high plains of the USA. *Agr. Forest Meteorol.* 68:29-41.

- Infostat.** 2004. Manual del Usuario. Grupo Infostat, FCA. Universidad Nacional de Córdoba. Primera edición. Ed. Brujas. Argentina.
- Infostat.** 2007. Grupo Infostat, FCA. Universidad Nacional de Córdoba. Argentina. Versión libre.
- Ingraham, R. H.; Gillette, D. D. and Wagner, W. D.** 1974. Relationship of temperature and humidity to conception rate of Holstein cows in subtropical climate. *J. Dairy Sci.* 57:476-481
- Johnson, H. D.; Kibler, H. H.; Ragsdale, A.C.; Berry, I. L. and Shanklin, M.D.** 1961. Role of heat tolerance and production level in response of lactating Holstein to various temperature-humidity conditions. *J. Dairy Sci.* 44:1191.
- Rotondo, V. H. y Seyler, R. A.** 2001. Red agrometeorológica, mediciones y representatividad espacial para la caracterización del clima regional: un caso de estudio para el sur de Córdoba. *RADA*, I: 95-99.
- Saravia, C.; Cruz, G. y Franco, J.** 2002. Cálculo del Índice de Temperatura y Humedad diario y su estimación a partir de un mínimo de registros. In Congreso Argentino de Agrometeorología. Anales. AADA. Córdoba, Argentina.
- Surfer (tm) for Windows V6 (c)** 1993-95. Copyright Golden Software Incorporated.
- Thom, E.C.** 1959. The discomfort index. *Weatherwise* 12: 57-59.
- Valtorta, S. y Gallardo, M.** 1996. El estrés por calor en producción lechera. In Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, 173-185. Argentina. Miscelánea N°81.
- Visual Agromet.** 2001. V 2.0.1. Programa de tratamiento de series climáticas y análisis climático general. Universidad de Lleida. Departamento de Medio Ambiente y Ciencias del Suelo.
- Wilks, D. S.** 1995. *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences: An Introduction.* International Geophysics Series. Vol. 59. Academic Press. San Diego, California.
- World Meteorological Organization.** 1983. *Guide to Climatological Practices.* Second Edition. WMO- N° 100. Geneva.
- World Meteorological Organization.** 2004. *Recommendations of Fourth Seminar for Homogenization and Quality Control in Climatological Databases.* Budapest, Hungary. 6 – 10 October, 2003. WMO-TD N° 1236. Geneva.