

**UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA
FACULTAD DE AGRONOMÍA**

**BIOMETEOROLOGÍA DEL CALOR SOBRE LA PRODUCCIÓN DE LECHE DE
VACAS HOLSTEIN EN URUGUAY**

por

Gabriela CRUZ BRASESCO

TESIS presentada como uno de los
requisitos para obtener el título de
Magister en Ciencias Agrarias
Opción Ciencia Animal

**MONTEVIDEO
URUGUAY
2009**

Tesis aprobada por:

Ing. Agr. (PhD) Laura Astigarraga

Ing. Agr. (PhD) Olga Ravagnolo

Dr. Mario Caffera

Fecha: -----

Autor: -----
Ing. Agr. Gabriela Cruz Brasesco

Director: -----
Ing. Agr. (PhD) Jorge Urioste

Dedico este trabajo a mi familia. A mis hijos Lucía y Bruno, ansiosos por la culminación de mi tesis para tenerme de vuelta y compartir preciosos momentos. A Carlos por todo su apoyo e infinita paciencia. A mis padres, que no dejan de alentarme y aún tengo la fortuna de que me acompañen. A mi hermano y hermanas, que sé que siempre puedo contar con ellos.

Agradecimientos

Al Prof. Jorge Urioste, orientador de este trabajo, por su asesoramiento permanente, su buena disposición para escuchar y aceptar nuevas ideas y por sus oportunas y exigentes correcciones.

Al Ing. Agr Gabriel Rovere y al equipo del Instituto Nacional para el Mejoramiento Lechero por la selección de información y elaboración de la base de datos de producción animal.

Al Lic. Met. Mario Bidegain y funcionarios de la Dirección Nacional de Meteorología por la información meteorológica.

A la Ing Agr. Laura Astigarraga por sus aportes, interés y significativas preguntas.

A las Ing Agr. Carolina Munka y Celmira Saravia, por sus aportes y apoyo.

Al Ing Agr. Oscar Bentancur por sus consejos en el tratamiento estadístico de la información.

A la Lic. Daniella Bresciano por su solidaridad.

A mis compañeros/as de la Unidad de Sistemas Ambientales por la paciencia y comprensión.

Índice

	Pág.
Agradecimientos	2
Índice	3
Índice de Cuadros	5
Índice de Figuras	6
<i>Resumen</i>	7
<i>Summary</i>	8
<i>Capítulo 1</i>	9
Introducción	10
<i>Capítulo 2</i>	12
Revisión bibliográfica	13
Intercambio de calor entre los animales y su ambiente	13
Zonas térmicas en animales homeotermos	14
Estrés térmico por calor	15
Factores que predisponen la ocurrencia de estrés por calor	16
Indicadores de estrés por calor	17
Efectos del estrés por calor en el ganado lechero	18
Situación nacional	21
<i>Capítulo 3</i>	23
<i>Variabilidad temporal y espacial del Índice de Temperatura y Humedad (ITH)</i> <i>en zonas de producción lechera de Uruguay</i>	24
Resumen	25
Summary	27
Introducción	28
Materiales y Métodos	29
Homogeneidad de series climáticas	30
Variabilidad temporal	31
Variabilidad espacial	32
Resultados y Discusión	33
Homogeneidad de series climáticas	33
Variabilidad temporal	34
Variabilidad espacial	35
Bibliografía	40

<i>Capítulo 4</i>	42
<i>Efectos del estrés por calor sobre la producción de leche de vacas Holstein en Uruguay</i>	43
Resumen	44
Summary	46
Introducción	47
Materiales y Métodos	48
Procedimiento estadístico	49
Resultados y Discusión	52
Diagnóstico general	52
Efecto residual del calor	56
Umbrales de ITH	58
Conclusiones	61
Bibliografía	61
<i>Capítulo 5</i>	65
<i>Discusión general y Conclusiones globales</i>	66
<i>Capítulo 6</i>	67
<i>Bibliografía</i>	68
<i>Anexos</i>	71

Índice de Cuadros

	Pág.
Cuadro 3.1. Ubicación de las estaciones meteorológicas consideradas.	30
Cuadro 3.2. Identificación, períodos y longitudes de las series meteorológicas	31
Cuadro 3.3. Centros Geográficos (GC) y localidades utilizadas en el cálculo de variabilidad espacial	33
Cuadro 3.4. 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	36
Cuadro 3.5. 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	36
Cuadro 3.6. 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	37
Cuadro 3.7. Distancias mínimas hasta las que cada centro geográfico explica el 85% de la variabilidad espacial del ITH en verano	40
Cuadro 4.1. Número de tambos (T), número de vacas (V), y número de datos (n) por localidad para el período 2001-2006	49
Cuadro 4.2. Promedio mensual de ITH (ITHM), amplitud media diaria de ITH (A) y probabilidad de ocurrencia de $ITH > 74$ [$P(ITH > 74)$ (%)] por mes y localidad para el período 2001-2006	52
Cuadro 4.3. Promedio de producción de leche [PL (l/vaca/día)] y número de observaciones para cada etapa de lactancia [EL (%)] por mes y localidad para el período 2001 – 2006	52
Cuadro 4.4. Varianzas y variabilidad (%) en producción de leche explicada por cada efecto en los modelos (1) y (2)	53
Cuadro 4.5. Resultado de las interacciones incluidas separadamente en los modelos (3) y (4)	53
Cuadro 4.6. Valores de ITH correspondientes al percentil 75 en Paysandú (2001 – 2006)	56
Cuadro 4.7. Varianza y variabilidad (%) en producción de leche, explicada por el ITH, ITH1 e ITH2 en el modelo (2)	56
Cuadro 4.8. Coeficiente de autocorrelación (A1) y persistencia [Pe (días)] de las series de ITH por año y localidad	57

Índice de Figuras

	Pág.
Figura 2.1 Zonas térmicas, temperatura del aire, temperatura interna y producción de calor en animales homeotermos	15
Figura 2.2 Curva de producción de animales expuestos a estrés por calor respecto a la curva de producción sin afectar	19
Figura 2.3 Curva de regresión estimada para producción de leche e ITH en Phoenix	20
Figura 2.4 Curva de regresión estimada para producción de leche e ITH en Athens	20
Figura 2.5 Variación espacial del ITH en enero (promedio 1961-1990)	22
Figura 3.1 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	35
Figura 3.2 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)	38
Figura 3.3 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)	39
Figura 4.1 Producción de leche corregida (l/vaca/día) según el modelo (2) para cada etapa de lactancia (EL)	54
Figura 4.2 Producción de leche corregida (l/vaca/día) según el modelo (2) para cada año del período estudiado.	55
Figura 4.3 Evolución de las series de ITH en Paysandú para cada verano (2001 – 2006) por encima de 72, “suavizadas” según el método de regresión localmente ponderada.	56
Figura 4.4 Evolución del Indicador AIC en función del ITH, ITH1 e ITH2	58
Figura 4.5 Producción media de leche (l/vaca/día) corregida según el modelo (2) en función del ITH.	58

Resumen

En regiones de latitudes medias se han verificado pérdidas económicas por disminución de la producción del ganado lechero debido al calor estival. Al mismo tiempo, las proyecciones de cambio climático que alertan sobre el incremento sostenido de la temperatura, refuerzan la necesidad de investigar la relación entre los elementos del clima y el bienestar animal. Los animales en lactación presentan elevado metabolismo, por lo que su balance energético resulta fácilmente desplazado por situaciones de calor en la mayoría de las condiciones productivas. El indicador meteorológico más ampliamente utilizado para identificar situaciones de estrés por calor es el Índice de Temperatura y Humedad (ITH). El objetivo general de este trabajo fue cuantificar la disminución en la producción de leche de vacas Holstein de primera lactancia debido al efecto de estrés por calor en Uruguay. Para su cumplimiento se realizaron dos estudios que consistieron en: 1) análisis de la información meteorológica para su aplicación en investigaciones de estrés calórico y 2) cuantificación de los efectos del ITH en el día del control lechero y en los días previos sobre la producción de leche, así como identificar posibles valores umbrales de ITH. En el primer estudio se realizaron análisis de homogeneidad climática y de representatividad temporal y espacial del ITH de las estaciones meteorológicas (EM) ubicadas en San José, Florida y Paysandú, consideradas como referencia por ser zonas de concentración de tambos. Se procedió a través del análisis de una serie de regresiones lineales simples, utilizando información mensual de ITH estival de hasta 24 años (1983 – 2006) provenientes de 13 EM. Los resultados posibilitaron la definición del período de tiempo necesario para el trabajo (número de años) y el área de representatividad de las EM de referencia. En el segundo estudio se trabajó con información de 8875 animales, provenientes de 54 tambos ubicados en la zona de influencia de las EM de referencia. Se utilizó información diaria de ITH estival para 6 años (2001 – 2006) y datos de producción diaria de leche obtenida de controles lecheros realizados mensualmente. El procedimiento se desarrolló a través de una secuencia de modelos lineales mixtos. Se encontró efecto depresivo del calor sobre la producción de leche en el día del control y también efecto residual del calor. Se determinaron umbrales de ITH a partir de los cuales la producción de leche comenzaba a disminuir. Éstos tomaron los valores de 75, 75 y 72 para el ITH del día del control lechero, el ITH del día anterior y el de dos días antes respectivamente.

Summary

Economic losses due to decreased levels of milk production due to summer heat have been verified in middle latitude regions. At the same time, climate change projections alert about an increment of temperature, emphasizing the need of research on the relationship between climate and animal welfare. Lactating animals have high metabolism, so their energetic balance can be easily displaced because of heat in many productive conditions. The most widely utilized index for associating heat stress and milk production is the Temperature and Humidity Index (THI). The general objective of this work is to assess the decrease of Holstein milk production due to heat stress in Uruguay. To accomplish it, two studies were done, consisting in: 1) analysis of meteorological information to be applied in heat stress research; and 2) THI effects on milk production. Daily air temperature and humidity data, and daily milk data from monthly test days were used. The first study involved analysis of climatic homogeneity, temporal and spatial representativeness developed from simple linear regression models. Results allowed the identification of the minimum period of time and the area influenced by meteorological stations. The second study was developed through a sequence of mixed linear models, by means of productive data of 8875 dairy cows from 54 farms placed within three different dairy production zones. A depressing effect of heat on milk production in the test day and the previous ones was found. THI thresholds where milk production started to decline were identified. Values of 75, 75 and 72 were the thresholds for the test day THI, for the previous day and for two days before respectively.

Capítulo 1

Introducción

El efecto ambiental sobre la salud y el bienestar de los animales homeotermos involucra complejas interacciones entre factores del ambiente y del animal. Los factores ambientales incluyen el efecto directo de la temperatura del aire, el contenido de humedad, la velocidad del viento y la radiación solar. Estos factores también influyen de forma indirecta sobre la cantidad y calidad del alimento y sobre la evolución de patógenos. Algunas de las interacciones son muy difíciles de medir y manifiestan su incidencia en algunas épocas o meses del año.

Se ha demostrado que el ganado lechero es más sensible al estrés por calor y más resistente al estrés por frío (Collier et al, 1982). En situaciones de calor ambiental, el mecanismo más importante para disipar excedentes de calor en los vacunos es la evaporación, registrándose aumentos en la frecuencia respiratoria y en el volumen de la sudoración (Kadzere et al, 2002). Considerando solamente el ambiente, la eficacia de estos mecanismos depende del nivel de humedad en el aire. Ambientes secos favorecen la evaporación de la humedad de las vías respiratorias y del sudor, con la consiguiente pérdida de calor desde el animal debido a la energía consumida en este cambio de estado. En cambio, en una atmósfera saturada de vapor de agua (humedad relativa de 100%) este flujo se ve interrumpido. La consideración de este aspecto ha llevado a la elaboración del índice de temperatura y humedad (ITH) (Thom, 1959), el cual incorpora el efecto conjunto de esas dos variables meteorológicas para evaluar las respuestas corporales en términos de bienestar, consumo y producción.

En Uruguay, los niveles de ITH en verano aumentan desde el S al N del país, obteniéndose a nivel medio mensual los mayores valores para el mes de enero (Cruz y Saravia, 2008). A su vez, existen antecedentes a nivel extranjero de los efectos del ITH sobre animales en condiciones comerciales de producción (Ravagnolo et. al, 2000; Bohmanova, 2006).

Existen ciertas limitaciones para los estudios que involucran la utilización de información meteorológica y biológica. En este sentido, una red de estaciones meteorológicas representa las condiciones de la atmósfera para definir patrones climáticos durante períodos largos de tiempo, pero no representa las variaciones espaciales de menor escala (topografía, cursos de agua) que inciden en forma importante en zonas donde se concentran actividades agropecuarias (Stefanski, 2006).

Los estudios que combinan agronomía y clima han tenido un desarrollo importante en las últimas décadas, enfocándose bajo dos concepciones contrastantes: el clima como riesgo o como recurso. A pesar de la aparente contradicción, ambos tipos de estudios resultan

complementarios. Concebir el clima como un recurso, implica evaluarlo cuantitativamente y aplicar los resultados con adecuación y pertinencia en cada situación particular. La noción de agricultura sustentable, incluye la consideración del recurso clima y sus efectos sobre los sistemas en términos ecológicos y productivos. Aún cuando las perspectivas indiquen beneficios en el corto plazo, las consecuencias a considerar realmente tienen que ver con el equilibrio de dicho sistema a largo plazo (Sivakumar et al, 2000). El presente trabajo se enmarca en los típicos estudios del clima como riesgo. Sin embargo, se aspira a que los resultados también sean tomados como un aporte en estudios futuros sobre la sustentabilidad de los sistemas lecheros en Uruguay.

La hipótesis de este estudio fue que “existe efecto depresivo del calor sobre la producción de leche del ganado Holstein en localidades de Uruguay”. El trabajo se desarrolló entonces, con el objetivo general de cuantificar la disminución en la producción de leche debida al efecto de estrés por calor, en vacas de dicha raza, cursando su primera lactancia, en localidades del S y del N del país. Los objetivos específicos consistieron en: 1) Determinar la representatividad espacial y temporal de estaciones meteorológicas tomadas como referencia utilizando información de calidad verificada. Este objetivo se desarrolla en el tercer capítulo. 2) a) Verificar la existencia de efecto depresivo del calor sobre la producción de leche, b) inferir estadísticamente la magnitud de dicho efecto y c) identificar valores críticos de ITH (umbrales). Estos aspectos se desarrollan en el cuarto capítulo.

Capítulo 2

Revisión bibliográfica

Intercambio de calor entre los animales y su ambiente

El balance de calor entre el animal y su entorno puede representarse a través de la siguiente ecuación:

$$M = R + C_v + C_d + E + A \quad (\text{Silanikove, 2000})$$

donde M representa el calor generado por el metabolismo, R las ganancias o pérdidas de energía por radiación, C_v las ganancias o pérdidas por convección, C_d las ganancias o pérdidas por conducción, E las pérdidas evaporativas y A el almacenaje de calor.

La transferencia de calor desde el cuerpo del animal hacia el medio se produce través de las denominadas pérdidas de calor sensible, mediante los procesos de radiación, convección y conducción y mediante la evaporación. El animal posee muy poco control sobre las pérdidas de calor sensible, mientras que presenta un marcado control fisiológico sobre las pérdidas evaporativas (Bianca, 1972).

A través del mecanismo de radiación, los animales absorben energía incidente que proviene del sol y de los objetos que lo rodean. Al mismo tiempo, emiten energía de acuerdo a la temperatura de la superficie corporal, por lo cual, a través de este mecanismo de transferencia puede resultar un balance positivo (ganancia de calor) o negativo (pérdida).

La convección es la transferencia de calor debida a la remoción de la capa de aire inmediata a la superficie corporal, mecanismo que se vuelve más importante en condiciones de viento. Usualmente representa pérdidas de calor, aunque representaría una ganancia si el aire circulante tiene mayor temperatura que la del animal.

Mediante conducción se transfiere calor por el contacto del animal con una superficie. Nuevamente resultará una ganancia o pérdida de energía de acuerdo al gradiente térmico entre ambas. Si el animal está de pie, la superficie de contacto para la transferencia es muy pequeña y las pérdidas o ganancias por conducción se vuelven despreciables.

El metabolismo implica generación de calor (ganancias) y el mecanismo evaporativo representa siempre pérdidas. A través de la sudoración y el jadeo, se produce el cambio de estado de líquido a vapor, el cual consume aproximadamente 580 cal por gramo de agua evaporada. El control fisiológico sobre este mecanismo involucra la cantidad de agua eliminada (sudor) y/o el volumen de aire que circula por las vías respiratorias (jadeo).

Cuando las altas temperaturas y radiación inhiben la pérdida de calor sensible, los vacunos se tornan más dependientes del enfriamiento evaporativo. El efecto inhibitorio de la humedad sobre la evaporación de agua es muy relevante. El movimiento de aire ayuda a mantener la capacidad de absorción de vapor de agua por el aire en contacto con la superficie corporal.

La producción metabólica de calor es inevitable debido a la oxidación de los alimentos que generan las transformaciones energéticas necesarias para el mantenimiento de las funciones vitales básicas y la síntesis de productos destinados a crecimiento, feto o producción de leche. La energía metabólica tiene por lo tanto una significación dual en términos de la carga de calor y de la eficiencia en la utilización del alimento, por lo que animales con niveles de alimentación sólo de mantenimiento y animales alimentados a niveles de producción deberían ser considerados separadamente (Turner et al., 1989).

Zonas térmicas en animales homeotermos

La *Zona Termoneutral* es el rango de temperatura del aire dentro del cual la producción de calor interna del animal no es afectada (Figura 2.1) (Bianca, 1972). Dentro de este rango la utilización del alimento es óptima. Los límites de esta zona son las temperaturas críticas superior e inferior, señaladas como B' y B respectivamente en la Figura 2.1. Se define temperatura crítica como la menor o mayor temperatura del aire a la que un animal puede mantener su temperatura corporal normal, sin que se altere su tasa metabólica basal. El estado fisiológico del animal puede transformarse en un factor predisponente a la influencia del ambiente. Las temperaturas críticas varían con la edad, grado de aislamiento y la producción de leche. Cualquier referencia a las temperaturas críticas debe tener en cuenta el ambiente al que normalmente están expuestos los animales, pues el acondicionamiento previo afecta la cobertura corporal y la intensidad del metabolismo. Entonces, animales adaptados a ambientes muy fríos tendrán una tolerancia mayor a éste que los que no lo están (Starr, 1988).

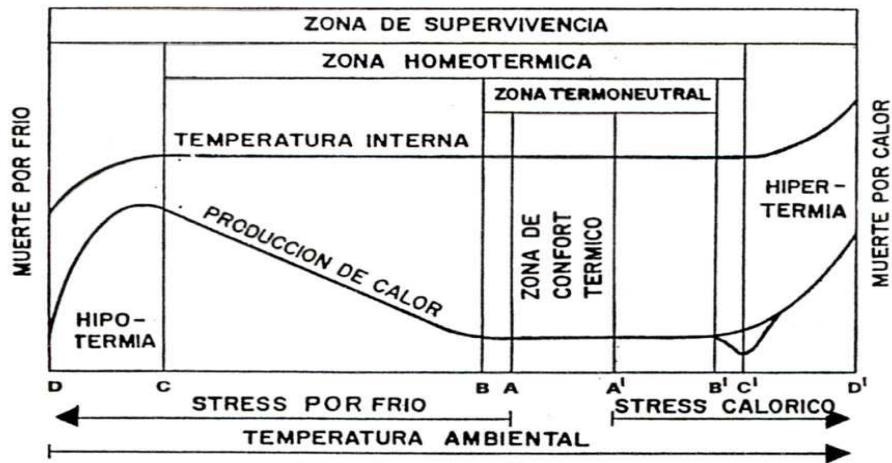


Figura 2.1. Zonas térmicas, temperatura del aire, temperatura interna y producción de calor en animales homeotermos (Bianca, 1972)

En la Figura 2.1 se observa que el rango térmico en que es posible el control fisiológico de la homeotermia es mucho más estrecho en el caso del calor que en el caso del frío. El control de las situaciones de estrés por calor depende en gran medida de los procesos evaporativos de disipación de calor, mientras que en el estrés por frío existe un amplio margen de control de la homeotermia a expensas del incremento en la producción metabólica de calor.

El mantenimiento del equilibrio térmico es indispensable para mantener la salud, el bienestar y los niveles de producción. Dicho equilibrio depende del balance de energía de cada animal, donde interactúan elementos del ambiente y fisiológicos. En el siguiente apartado se detallan algunos de estos aspectos.

Estrés térmico por calor

Normalmente el término estrés se usa para indicar una condición ambiental adversa para el bienestar animal. El origen de esta condición podría ser climático, nutricional, fisiológico, social o una combinación de los anteriores. Según Van Lier (2003), puede considerarse estrés a cualquier amenaza a la homeostasis. Los tres componentes más importantes que incluye el concepto de estrés serían: el estímulo (agente estresante), el “sistema” que lo procesa y la respuesta (comportamiento, producción, etc.). Un evento puede ser considerado estrés cuando los tres componentes están presentes (Van Lier, 2003).

La estabilidad de la temperatura corporal es un prerequisite para altas productividades en el ganado. Debido a la limitada capacidad de termorregulación en ambientes cálidos, el impacto de varias condiciones climáticas sobre los intercambios de energía entre el animal y su ambiente tiende a desplazar la temperatura corporal. El calor “almacenado” en el cuerpo del animal debe ser disipado durante las horas frescas de la noche.

Las respuestas fisiológicas de mayor interés para ganado lechero en ambientes cálidos se relacionan a la disipación de calor por evaporación, ya que el potencial para la disipación de calor por convección, conducción y radiación es muy reducido.

Aunque los bovinos son capaces de incrementar las pérdidas evaporativas de calor a altas temperaturas y reducen el consumo de alimento para reducir la producción de calor, la temperatura corporal igualmente se incrementa cuando la producción de calor excede su disipación.

Factores que predisponen la ocurrencia de estrés por calor

1- Clima

Los elementos del clima que en forma aislada o conjunta pueden provocar la ocurrencia de estrés por calor son: radiación, temperatura y humedad del aire.

Radiación

La radiación solar representa siempre ganancias de calor, la cual se vuelve más importante en el período estival. Esto se debe no sólo a la mayor cantidad de energía recibida por unidad de superficie (ángulo solar), sino también a la mayor duración de la fase diurna, lo que provoca mayor tiempo de exposición. Se ha reportado que la absorción de energía solar puede llegar a superar tres veces la energía producida por el metabolismo del animal (Hafez, 1972).

La necesidad de desplazarse en busca de mayor disponibilidad de pastura, sombra o agua, afecta la cantidad de calor generado por el animal debido al ejercicio, incrementa sus necesidades nutricionales y el tiempo de exposición a la radiación solar. La variación estacional en la cobertura del suelo afecta el albedo de éste y por lo tanto la temperatura y la carga de calor sobre el animal. El valor nutritivo de las pasturas puede disminuir en condiciones de calor, lo que también provocaría aumentos en la producción metabólica de calor (Turner et al, 1989).

Temperatura y humedad

La temperatura y la humedad del aire ejercen un efecto combinado, siendo mayor el perjuicio en la medida que ambas variables aumentan. Sin embargo, resultan más tolerables valores elevados de temperatura cuando la humedad relativa es baja, es decir, cuando resulta efectivo el mecanismo de transpiración para disipar calor corporal. En condiciones de pastoreo, la lluvia tiene efectos indirectos que pueden incrementar la severidad del estrés por calor (debido al aumento de humedad).

2- Factores del animal

El efecto de temperaturas extremas es fuertemente dependiente de los siguientes aspectos: estado fisiológico, aclimatación previa a altas temperaturas, genotipo, tipo de alimentación (relación forraje/concentrado) y otros factores relacionados a enfermedades, manejo y transporte (Turner et al., 1989).

Indicadores de estrés por calor

Las medidas obtenidas directamente desde los animales permiten conocer los niveles de “calor” que éstos tienen en distintas situaciones. La temperatura rectal, la temperatura timpánica, la frecuencia respiratoria y cardíaca son las variables más comúnmente utilizadas. A su vez, a medida que se fue conociendo la influencia de los elementos del clima en el balance calórico de los animales, se han propuesto indicadores meteorológicos para estimar la carga de calor a que se ven sometidos en determinados ambientes. Esto cuenta con la ventaja de poder realizar estudios relacionados al balance de energía animal, utilizando información que está disponible en las estaciones meteorológicas.

El índice de temperatura y humedad (ITH) (Thom, 1959) ha sido ampliamente utilizado para estimar los niveles de estrés por calor. Es un índice que combina dos de las más importantes y usualmente medidas variables del clima en una simple ecuación. Con el ITH también es posible comparar la Temperatura y la Humedad Relativa con la respuesta animal en distintas localidades.

El índice desarrollado por Thom (1959) fue originalmente aplicado para detectar niveles de estrés por calor en los humanos. Posteriormente se desarrollaron distintas ecuaciones para ser

aplicadas sobre el ganado lechero. La estimación de ITH originalmente propuesta por Thom (1959) se expresa:

$$ITH = [0,4 (T_{db} + T_{wb})] 1,8 + 32 + 15$$

donde: T_{db} : Temperatura del aire proveniente del termómetro de bulbo seco

T_{wb} : Temperatura del aire proveniente del termómetro de bulbo húmedo

La conversión de Valtorta y Gallardo (1996) aplicada en Argentina para determinar estrés por calor en el ganado lechero, calcula el ITH de la siguiente forma:

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

Donde T_a : temperatura del aire (°C)

HR : Humedad del aire (%)

Se ha comprobado una relación lineal entre la temperatura rectal promedio diaria en vacas Holstein y el ITH medio diario por encima de 69 en México (Ingraham et al, 1974) y por encima de 70 en Estados Unidos (Johnson, 1994).

Efectos del estrés por calor en el ganado lechero

Cuando el ganado en lactación es expuesto a una temperatura ambiente fuera de su zona de termoneutralidad, tienen lugar ajustes metabólicos para mantener la homeotermia. Temperaturas superiores o inferiores a las temperaturas críticas para el ganado en lactación tienen efectos negativos directos sobre la producción de leche. En general, el ganado lechero es más sensible al estrés por calor y más resistente al estrés por frío (Collier et al., 1982).

En situaciones de estrés por calor, el animal reduce su consumo de alimento y se reduce por lo tanto la producción de calor asociada al metabolismo. Varios cambios fisiológicos ocurren también. El estímulo ambiental causa depresión de varios factores en el sistema neuroendocrino. La duración e intensidad del estrés ambiental determina si el animal se aclimata y eventualmente compensa. La disminución de producción de leche en una lactancia resultaría proporcional a la duración del período de estrés por calor. En la Figura 2.2 puede

apreciarse la variación en la curva de productividad en relación a una situación original sin estrés (Ravagnolo et al., 2000).

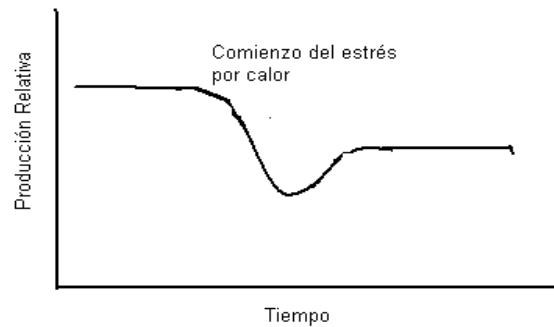


Figura 2.2. Curva de producción de animales expuestos a estrés por calor respecto a la curva de producción sin afectar (Ravagnolo et al., 2000)

Según Johnson et al. (1961), en condiciones controladas de temperatura y humedad y utilizando la estimación: $[T_{\text{dry bulb}} + 0,36T_{\text{dew point}} + 41,2]$, el umbral de ITH en que comienza a disminuir la producción de leche es de 72. Muchos trabajos realizados para relacionar ITH con disminución en la producción de leche de vacas Holando parten de este antecedente y consideran como “valor umbral” el de 72. A pesar que otras estimaciones de este índice han sido propuestas para ganado lechero, la gran mayoría se basan en estudios realizados en condiciones controladas (cámaras climáticas) (Bohmanova, 2006).

Bohmanova (2006) utilizó un modelo para estimar el umbral de ITH a partir del cual comenzaba a disminuir la producción de leche en Phoenix y Athens (Estados Unidos) a partir de información de campo. Este análisis también permitió discriminar cuáles ecuaciones de cálculo de ITH aplicadas en otros estudios describieron mejor la relación entre las altas temperaturas y humedad de las localidades mencionadas y la producción del ganado lechero a campo de los mismos sitios. Entre las ecuaciones evaluadas por la autora figura también la ecuación original propuesta por Thom (1959). El modelo aplicado por Bohmanova (2006) fue:

$$y_{ijklm} = hys_i + freq_j + age_k + dim_l + thi_m + e_{ijklm}$$

Donde: y = producción diaria de leche; hys = efecto del rodeo y época del año; $freq$ = efecto de la frecuencia de ordeño; age = efecto de la edad de la vaca; dim = efecto de la clase dim (days in milk, correspondiente a etapa de lactancia); thi = efecto del ITH; e = residuo.

Sus resultados mostraron diferencias en los umbrales de ITH a los cuales comenzaba la declinación en producción de leche en las dos localidades (Figuras 3 y 4), concluyendo además que es necesario ajustar diferentes parámetros en las ecuaciones de estimación de ITH para representar adecuadamente el efecto de cada localidad. En climas húmedos, la estimación del ITH debería ponderar el término de humedad, mientras que en climas secos, debería dársele mayor peso al término de temperatura (Bohmanova, 2006). Las Figuras 2.3 y 2.4 muestran resultados obtenidos sólo con una de las estimaciones de ITH estudiadas en el trabajo.

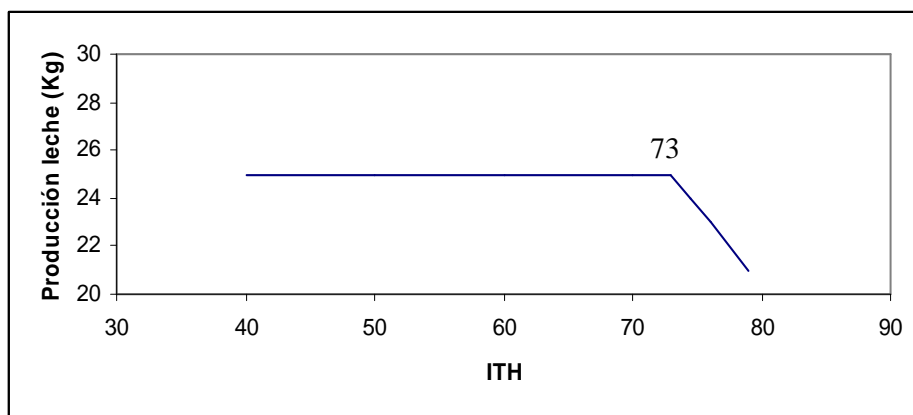


Figura 2.3. Curva de regresión estimada para producción de leche e ITH en Phoenix (Bohmanova, 2006)

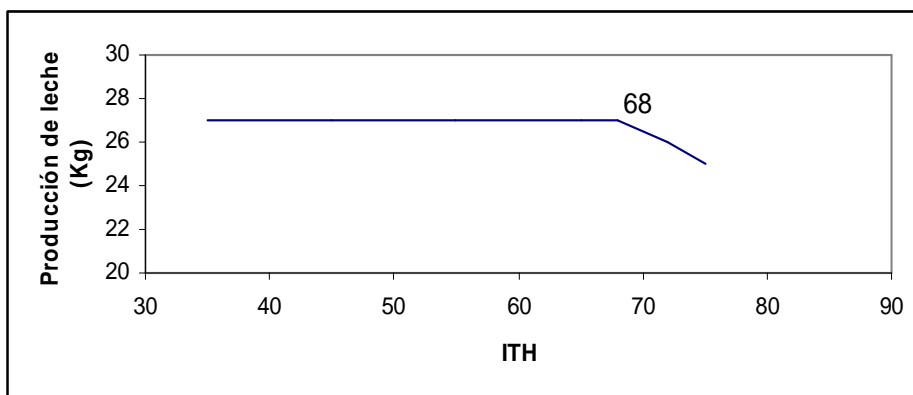


Figura 2.4. Curva de regresión estimada para producción de leche e ITH en Athens (Bohmanova, 2006)

Según Collier et al (1982), disminuciones significativas en producción de leche y en parámetros reproductivos ocurren con un ITH medio diario por encima de 76. Sin embargo, afirma que pueden también ocurrir disminuciones con ITH entre 68 y 75 en animales con altos niveles de producción de leche o aclimatados a ITH menores.

El estrés por calor causa también una disminución en el flujo sanguíneo uterino, el que se asocia a disminuciones en concepción, tamaño del feto y alteraciones en las funciones de la placenta. El efecto del estrés por calor en la última etapa de la gestación trae consecuencias en el período post parto sobre la producción de leche y el comportamiento reproductivo (Collier et al., 1982).

Situación nacional

En los sistemas de producción lechera del Uruguay los animales se encuentran expuestos al ambiente exterior. Para el verano, existen evidencias que indican que la zona N de nuestro país se encuentra fuera del rango óptimo de temperatura y humedad relativa (Flamenbaum, 1994; Cruz y Saravia, 2008). Las estimaciones del ITH según la conversión realizada por Valtorta y Gallardo (1996) arrojaron valores promedio para el N del país en enero superiores al valor considerado crítico para producción de leche según Johnson et al (1961) (Figura 2.5). Al mismo tiempo, la probabilidad de ocurrencia de valores de ITH por encima del valor crítico en Salto y Artigas para el mes de enero superó el 60% (Cruz y Saravia, 2008). En cuanto a la duración de la situación de calor, en la fase diurna se promediaron más de 8 horas y más de 2 horas en la fase nocturna. No se ha estudiado aún el comportamiento de la variable ITH en meses y años particulares para localidades ubicadas al S del Río Negro, ya que estas zonas no fueron incluidas en el análisis probabilístico mencionado anteriormente.

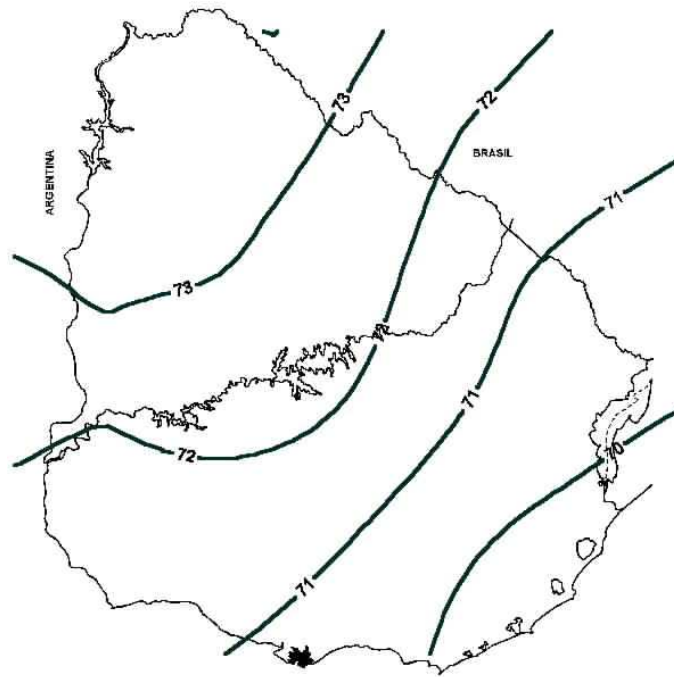


Figura 2.5. Variación espacial del ITH en enero (promedio 1961-1990). (Cruz y Saravia, 2008)

Los antecedentes nacionales sobre el comportamiento del ITH (Cruz y Saravia, 2008) y los que relacionan datos de producción de leche en condiciones de campo con información meteorológica (Bohmanova, 2006) son especialmente retomados en el presente trabajo para estudiar el efecto del calor estival sobre la producción de leche en rodeos de Uruguay.

Capítulo 3

Variabilidad temporal y espacial del Índice de Temperatura y Humedad (ITH) en zonas de producción lechera de Uruguay¹

Cruz, G.¹; Urioste, J. I.²

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

PLABRAS CLAVE: agrometeorología, homogeneidad climática, representatividad espacial

¹ Publicado en Agrocienza, (2009) Vol XIII (2) 37-46

Variabilidad temporal y espacial del Índice de Temperatura y Humedad (ITH) en zonas de producción lechera de Uruguay²

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. gcruz@fagro.edu.uy

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^2_{Aj}) de modelos de regresión lineal simple ($ITH_{Localidad\ Aij} = a + b * ITH_{Localidad\ Bij}$) para comparar el ITH entre localidades y así estimar su variabilidad temporal y espacial. Seis años consecutivos de ITH explicaron más del 75% ($R^2_{Aj} > 0,75$) de la variabilidad contenida en veinticuatro años. Se determinaron áreas representativas de las localidades de referencia a través del trazado de isóneas de R^2_{Aj} , 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.

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

Cruz, G.; Urioste, J. I.

KEY WORDS: agrometeorology, climatic homogeneity, spatial representativeness

Summary

The temperature and humidity index (THI) is the most widely used index 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 made. 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 THI calculated from available meteorological information can be used to link with milk production data.

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 debe 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 3.1. 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 sitios y períodos de tiempo involucrados en esta estimación se indican en el Cuadro 3.2. La serie perteneciente a San José fue ampliada con información de la estación meteorológica de Libertad que funcionó hasta el 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): $ITH = (1,8 T + 32) - (0,55 - 0,55 HR/100) (1,8 T - 26)$

Cuadro 3.1. 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 Investigaciones Agropecuarias

² DNM: Dirección Nacional de Meteorología

³ FA: Facultad de Agronomía

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.

Cuadro 3.2. 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	

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 correspondiente 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:

$$Y_{Sij} = a + b x_{Pij}$$

$$Y_{Mij} = a + b x_{Dij}$$

Donde: Y_S : ITH Salto INIA x_P : ITH Paysandú; Y_M : ITH Mercedes x_D : ITH Durazno

i: secuencia de años (1, 2, ... 22)

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, independientemente 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 3.3). Se realizó el análisis de la varianza para cada regresión y se obtuvieron los coeficientes de determinación (R^2).

Cuadro 3.3. Centros Geográficos (GC) 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	–

Para cada CG geográfico se trazaron las isolíneas 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 misma, 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 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 3.1) 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. Este resultado permitió establecer el período de tiempo mínimo de una serie meteorológica que “asegure” la representatividad temporal de las variables en cuestión, por lo que habilitan la utilización de los datos provenientes de las localidades de San José, Florida y Treinta y Tres. Por otro lado, aunque se dispusiera de toda la información para períodos de 24 años, resultaría innecesario incorporar al análisis un gran volumen de información que no justificaría la mayor exactitud (R^2 de 0,82 y R^2 de 0,75).

Los resultados encontrados coinciden con los reportados por Hubbard (1994) y por Camargo y 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 o 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.

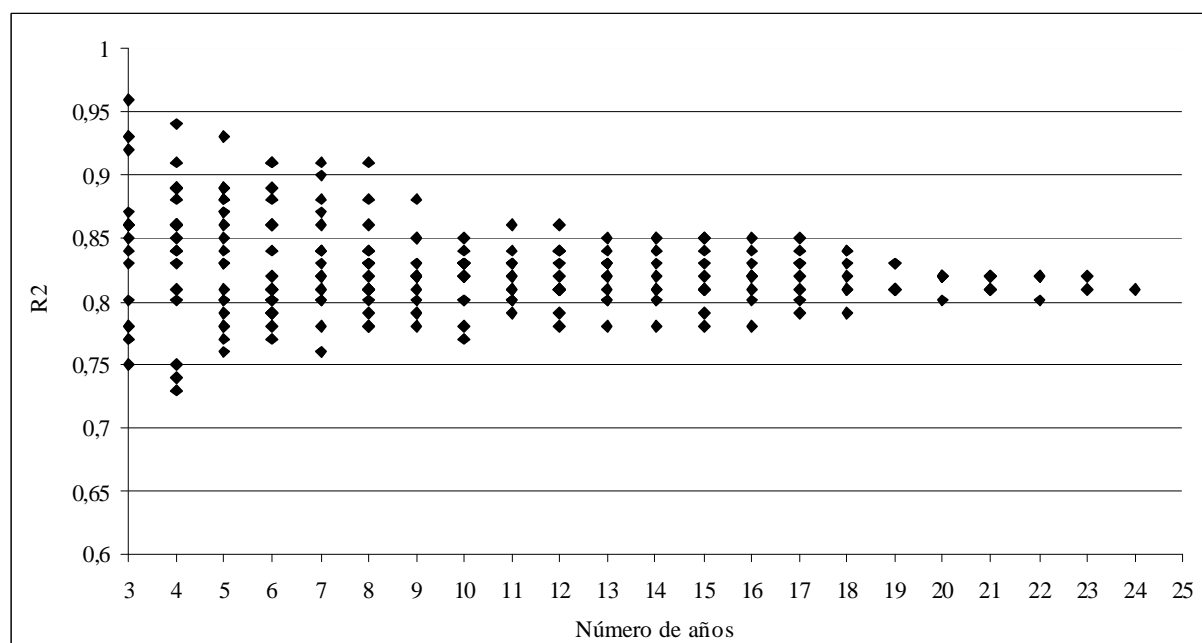


Figura 3.1. Efecto del número de años con registros sobre la porción de la variabilidad del ITH de Mercedes explicada por la variabilidad del ITH de Durazno

De acuerdo a los resultados, el análisis de variabilidad espacial se realizó utilizando los seis años más recientes 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 3.4, 3.5 y 3.6.

Cuadro 3.4. 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 3.5. 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 3.6. 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

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 3.2 y 3.3).

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 3.3c). 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 isolíneas de R^2 hacia el sureste y sur respectivamente, por lo que las áreas representadas en esas direcciones resultaron de menor extensión (Figura 3.3b y 3.3a). 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 25km y 35km para Florida y entre 20km y 40km para San José. En esta última, la componente Este también resultó en distancias comparativamente menores de representatividad, variando entre 30km y 45km 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 isolíneas 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.

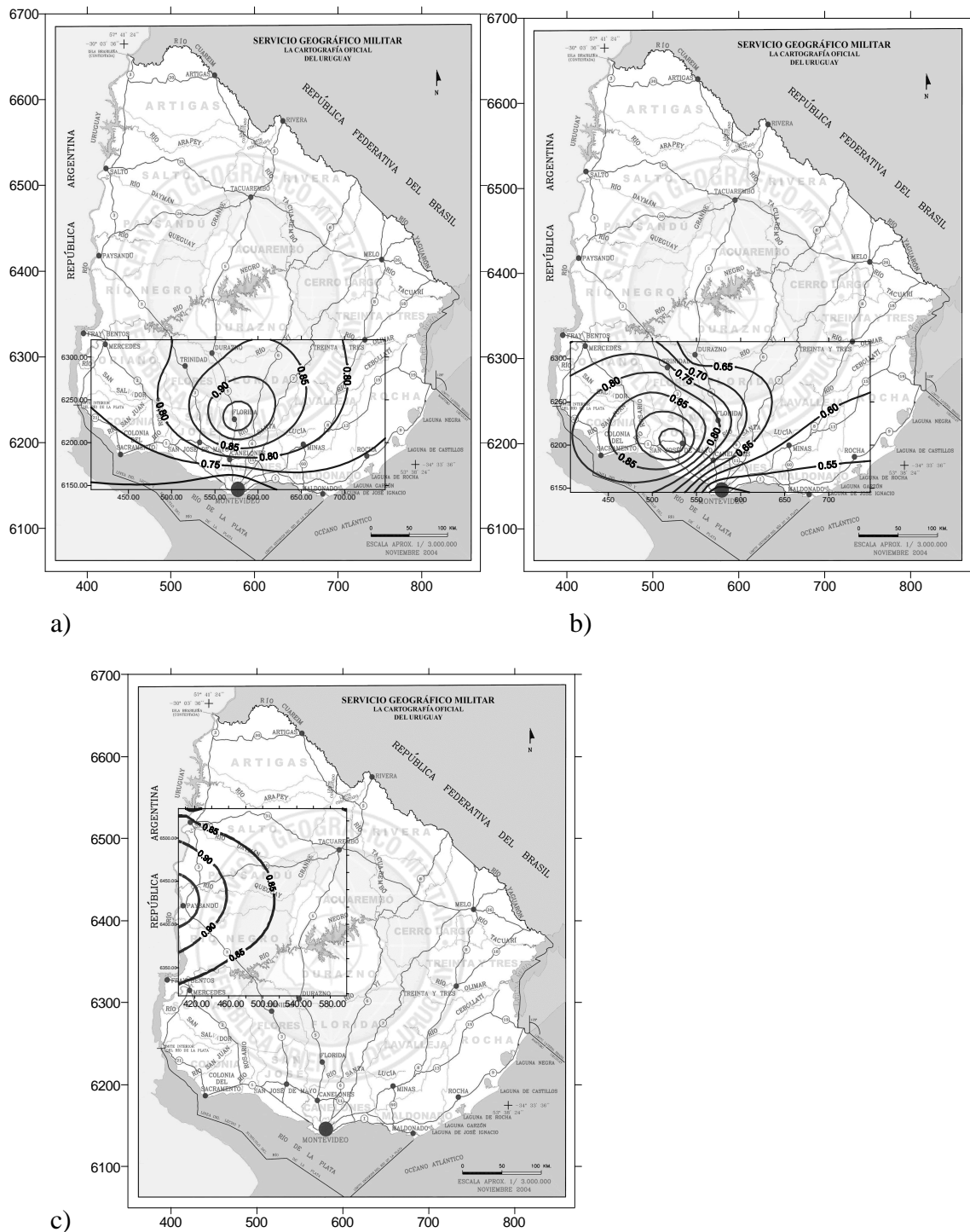


Figura 3.2. Representación geográfica de la porción de la variabilidad del ITH explicada por la estación meteorológica de Florida (a), San José (b) y Paysandú (c) en enero (isolíneas de R^2)

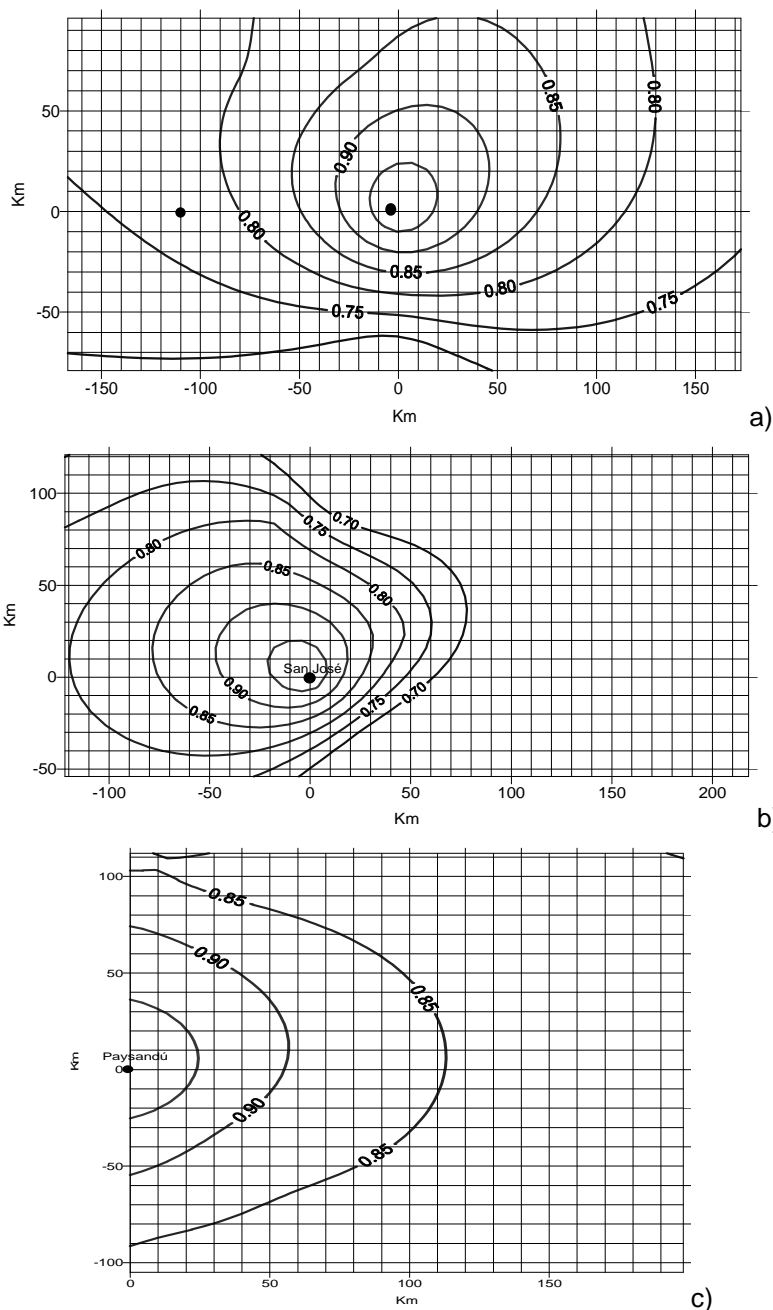


Figura 3.3. Superficies y distancias correspondientes a la porción de la variabilidad del ITH explicada por la estación meteorológica de Florida (a), San José (b) y Paysandú (c) en enero (isolíneas de R^2)

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 3.7. Distancias mínimas hasta las que cada centro geográfico explica el 85% de la

variabilidad espacial del ITH en verano.

¡Error! Marcador no definido.

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

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.; 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.; 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. 2007. Grupo Infostat, FCA. Universidad Nacional de Córdoba. Argentina. Versión

- libre.
- Infostat. 2004. Manual del Usuario. Grupo Infostat, FCA. Universidad Nacional de Córdoba. Primera edición. Ed. Brujas. Argentina.
- Ingraham, R. H.; Gillette, D. D.; Wagner, W. D. 1974. Relationship of temperature and humidity to conception rate of Hostein cows in subtropical climate. *J. Dairy Sci.* 57:476-481
- Johnson, H.D.; Kibler, H.H.; Ragsdale, A.C.; Berry, I.L. ; 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.; 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.; 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.; 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.

Capítulo 4

Efectos del estrés por calor sobre la producción de leche de vacas Holstein en Uruguay³

Gabriela Cruz², Jorge I. Urioste³

2 Unidad de Sistemas Ambientales, 3 Departamento de Producción Animal y Pasturas.

Facultad de Agronomía. Av. Garzón 780. gacruz@fagro.edu.uy

Montevideo, Uruguay.

Facultad de Agronomía. UdelaR.

³ Estrés calórico en vacas Holstein en Uruguay

Resumen

En el presente trabajo se cuantificó el efecto del calor estival sobre la producción de leche de vacas Holstein en lactación en Uruguay. Se utilizó información diaria de temperatura y humedad del aire proveniente de las estaciones meteorológicas ubicadas en San José, Florida y Paysandú para seis veranos comprendidos entre 2001 y 2006. Complementariamente se trabajó con 35500 datos de producción diaria de leche para el mismo período, obtenidos de controles lecheros mensuales provenientes de 8875 animales de 54 tambos ubicados en la zona de influencia de las estaciones meteorológicas mencionadas. Se aplicaron modelos lineales mixtos considerando el efecto de cada animal como aleatorio y la localidad, tambo, etapa de la lactancia, edad al parto, año e ITH como efectos fijos. Se consideraron cuatro medidas por animal, las que se modelaron a través de autocorrelaciones de primer orden (AR1). El efecto depresivo del calor resultó altamente significativo, tanto en el día del control (ITH) como en los dos días previos (ITH1 e ITH2). Se identificaron valores umbral de 75, 75 y 72 para el ITH, ITH1 e ITH2 respectivamente. La disminución de producción de leche debida al efecto del calor alcanzó los niveles de 1,3%; 1,9% y 0,9% según se calculara en función del ITH, ITH1 o ITH2 respectivamente. No se detectó interacción entre los lugares y el ITH. Se encontró interacción significativa entre el ITH y el año, la etapa de la lactancia y el efecto del tambo.

Palabras clave: calor estival, modelos mixtos, vaca lechera

Heat stress effects on Holstein dairy production in Uruguay

Gabriela Cruz¹, Jorge Urioste²

¹Unidad de Sistemas Ambientales, ²Departamento de Producción Animal y Pasturas.

Facultad de Agronomía. Av. Garzón 780. gacruz@fagro.edu.uy

Montevideo, Uruguay.

Facultad de Agronomía. UdelaR.

Summary

The effect of summer heat on lactating Holstein dairy cows in Uruguay was assessed. Daily air temperature and humidity data from San José, Florida and Paysandú for six Summer seasons (2001 – 2006) were used. Data of 8875 lactating cows from 54 farms placed in the influence zones of the respective meteorological station, consisting in 35500 monthly test days, were provided. Mixed linear models were run, considering the animal as random effect and location, farm, days in milk, age, year and THI as fixed effects. Four measures per animal were taken into account and modeled as autoregressive correlation (AR1). A significant depressing heat effect on milk production was found for the present day (THI) and also for one –day and two-days before (THI1 and THI2). Threshold THI-values of 75, 75 and 72 were estimated for THI, THI1 and THI2, respectively. The decrease in milk production because of heat reached the 1,3%, 1,9%, and 0,9% of mean daily production, depending on of the THI measure used (THI, THI1 or THI2, respectively). No interaction between place and THI was found. Significant interaction between THI and days in milk, farm and year were found.

Key words: THI, dairy cow, mixed models, summer heat

Introducción

El complejo lácteo en Uruguay involucra 6.500 tambos y un total de 751.000 vacas de producción lechera (MGAP, 2002). Sostiene el consumo total de la población del país y resulta económicamente importante dado el volumen de exportaciones, sobre todo de leche en polvo, quesos y manteca (Vidal, 2009). La explotación se realiza a pastoreo y mayoritariamente con ganado Holstein. Si bien en el país existen distintos lugares de producción, aparecen zonas de concentración de tambos en algunas regiones en particular (MGAP, 2002).

En los últimos años se ha registrado un aumento en la producción de leche por animal, debido a factores de manejo y al mejoramiento genético. En 1997 se creó el Instituto Nacional para el Mejoramiento Lechero, donde se llevan registros productivos, reproductivos y de genealogía del ganado Holstein uruguayo. A partir de ese año se unificó la información histórica proveniente de distintas instituciones y se conforma actualmente la base de datos nacional para mejoramiento genético (Rovere, 2007).

A nivel internacional, se ha detectado que el aumento de producción del ganado lechero, junto a las condiciones en que ésta se realiza en los países desarrollados, torna a los animales más vulnerables al calor y en especial a los de mayor producción (Collier et al, 1982; Turner et al., 1989; Johnson, 1994; Kadzere et al, 2002). Esta situación, junto a la perspectiva de incrementos sostenidos en la temperatura del aire en los próximos 100 años (IPCC, 2001), ha generado numerosos estudios tendientes a contrarrestar el efecto depresivo que el calor estival provoca actualmente sobre la producción de leche en latitudes medias, como también definir situaciones productivas para el futuro más cálido que se visualiza (Hahn, 2001; Collier y Zimbelman, 2007).

Según Johnson et al. (1961), el valor del índice que integra temperatura y humedad (ITH), a partir del cual comienza a disminuir la producción de leche es de 72. En Uruguay, se ha verificado la ocurrencia de niveles de ITH superiores al límite de bienestar térmico que la literatura señala (Cruz y Saravia, 2008). El índice alcanza valores por encima del valor crítico de 72 en el norte del país a nivel promedio durante algunos meses del verano. En el resto de territorio, si bien no se registran esos niveles de ITH como promedio mensual, es común que ocurran durante períodos que abarcan varios días en años particulares.

La magnitud del efecto del calor sobre la producción de leche, parece depender del nivel extremo de temperatura y humedad del aire, de la duración del evento, del ganado involucrado (manejo, alimentación, genética, etapa de lactancia) y de la aclimatación previa

de los animales al calor (Turner et al, 1989; Kadzere et al, 2002). Recientemente, en Estados Unidos e Israel se han realizado estudios que incorporan extensas bases de datos de producción de leche a nivel comercial y de información meteorológica disponible a través de los organismos públicos de monitoreo (Ravagnolo, et al, 2000; Barash, et al, 2001; Bohmanova, 2006).

Hasta el momento, no se ha cuantificado el grado de vulnerabilidad al calor del ganado uruguayo Holstein, como tampoco la adecuación de los límites de bienestar térmico que maneja la bibliografía internacional que corresponde a otros climas, tipos genéticos y condiciones de producción. De acuerdo a esto, el presente trabajo se planteó los siguientes objetivos: 1) cuantificar el efecto del ITH sobre la producción de leche de vacas Holstein de primera lactancia en localidades de Uruguay; 2) comparar el efecto del ITH sobre la producción de leche según se considere el ITH del día del control lechero, del día previo y de dos días previos al mismo; y 3) determinar el umbral de ITH a partir del cual la producción de leche disminuye.

Materiales y Métodos

Se utilizó información meteorológica de temperatura (T) y humedad (HR) del aire a nivel diario para tres localidades ubicadas en zonas de producción lechera de Uruguay: San José (34°21'25'S, 56°42'05'O); Florida (34°4'0"S, 56°14'3'O) y Paysandú (32°20'57", 58°02'13"O). La temperatura media diaria se obtuvo como el promedio de la T máxima y la T mínima y la HR correspondió a la observación de las 9 a.m. (Saravia et al., 2002). Esta información fue proporcionada por la Dirección Nacional de Meteorología.

El ITH diario se calculó a través de la ecuación propuesta por el US National Research Council (1971, citado por Bohmanova, 2006) a través de la conversión realizada por Valtorta y Gallardo (1996): $ITH = (1,8 T + 32) - (0,55 - 0,55 HR/100) (1,8 T - 26)$

La elección de esta forma de cálculo del ITH se fundamenta en la obtención de resultados que puedan ser comparables con otros antecedentes, sobre todo a nivel regional.

El período estudiado comprendió seis veranos consecutivos desde 2001 a 2006 inclusive (Cruz y Urioste, 2009). Se consideró verano a los meses de diciembre, enero, febrero y marzo. Se conformaron 21 clases de ITH en una escala de 60 a 80, incluyéndose en una sola clase los ITH menores o iguales a 60 y los ITH mayores o iguales a 80 debido al bajo número de datos en esas categorías. El resto de las clases se configuraron aumentando una unidad consecutivamente desde ITH iguales a 60 hasta valores de ITH de 80.

La información de producción de leche fue suministrada por el Instituto Nacional para el Mejoramiento Lechero y consistió en la producción diaria de leche por vaca medida una vez al mes, proveniente de tambos ubicados en la zona de influencia de las estaciones meteorológicas (EM) de San José, Florida y Paysandú (Cruz y Urioste, 2009). En la Figura 4.1 se representa la distribución geográfica de las explotaciones con lechería en Uruguay (MGAP, 2003) y el área de representatividad espacial de cada EM. En cada una de estas áreas se ubicaron los tambos cuya información fue utilizada en este estudio.

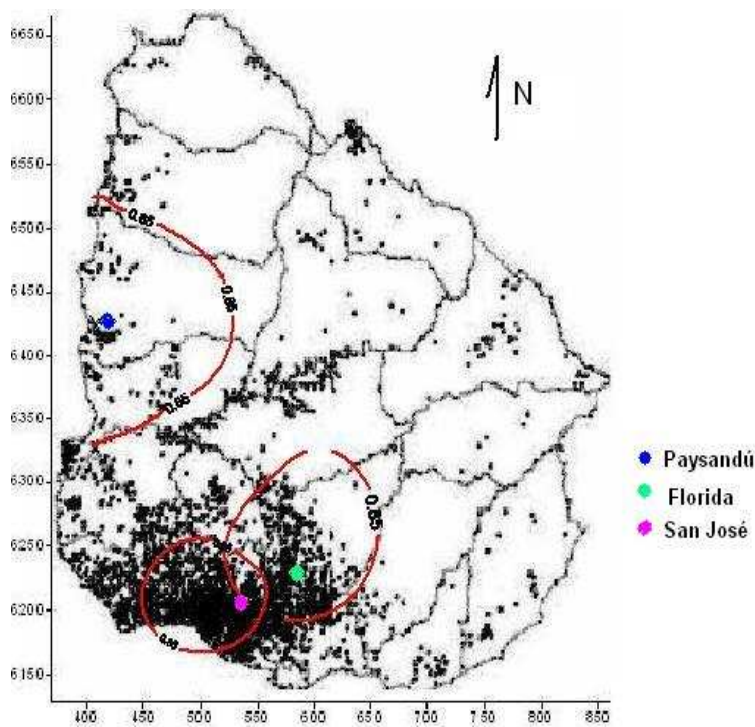


Figura 4.1. Distribución geográfica de explotaciones con lechería en Uruguay. Los tambos involucrados en el estudio provienen de las áreas señaladas con líneas, las cuales representan el área de influencia de cada EM.

Se consideraron solamente vacas de primera lactancia, disponiéndose para cada vaca y control lechero de la siguiente información: fecha, identificación del tambo y de la vaca, producción diaria de leche en el control mensual, fecha de parto y fecha de nacimiento. Se descartó la información de producción diaria inferior a 3 l/vaca y largos de lactancia menores a 7 días. Se elaboraron 5 clases para etapas de lactancia en días (EL) ($1 < 61$; $61 \leq 2 < 91$; $91 \leq 3 < 121$; $121 \leq 4 < 181$; $5 \geq 181$) y 4 clases para edad al parto en años (EP) ($1 \leq 2$; $2 < 2 \leq 3$; $3 < 3 \leq 4$; $4 > 4$). Se consideraron sólo los animales que contaban con una secuencia de 4 controles realizados en el

período 2001 – 2006. Para dicho período, el número de animales por tambo se ubicó en un rango entre 160 y 1304 vacas. Más del 75% de los tambos incluyeron información de los 6 o 5 años considerados y sólo 1 tambo contó con información de solamente 2 años. Finalmente, un total de 35.500 controles, provenientes de 8.875 vacas en 54 tambos fueron utilizados. En el Cuadro 4.1 se presenta la evolución anual del número de partos por mes y localidad para el período de estudio.

Cuadro 4.1. Total de partos (%) por mes para el período 2001 – 2006

Mes	J	A	S	O	N	D	E	F	M	A	M	J
%	9	13	18	11	6	2	1	2	9	14	10	7

Procedimiento estadístico

Inicialmente se evaluó el comportamiento de diversos modelos lineales de efectos fijos y mixtos, con distintas estructuras de correlación y varianzas de los errores (Di Rienzo et al., 2008). De acuerdo a los indicadores de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC) y a las gráficas obtenidas con las salidas de cada modelo (resultados no mostrados) se eligió trabajar con un modelo mixto que incorpora el efecto aleatorio de la vaca, errores correlacionados con estructura autorregresiva de orden uno (AR1) y varianzas homogéneas.

Considerando que el comportamiento climático del ITH para el período 1961-1990 mostró valores superiores a 72 en la zona N de Uruguay (Cruz y Saravia, 2008), se juzgó importante modelar el efecto de la localidad en el presente estudio (Paysandú ubicada en el N y San José y Florida en el S).

A continuación se describen los modelos utilizados para analizar toda la información.

$$(1) Y_{ijklmn} = \mu + \text{Localidad}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \text{ITH}_m + v_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

Donde: Y es la medida de cada control lechero de cada vaca, en un sitio y año, a una EL y

EP, expuesta a un valor de ITH

μ es la media general de Y

Localidad es el efecto fijo del lugar i (San José, Florida o Paysandú)

EL es el efecto fijo de la categoría etapa de lactancia j (1, 2, 3, 4,5)

EP es el efecto fijo de la categoría edad al parto k (1, 2, 3,4)

Año es el efecto fijo de cada año l (2001, 2002, 2003, 2004, 2005 y 2006)

ITH es el efecto fijo de la categoría ITH m (60, ..., 80)

v es el efecto aleatorio de la vaca n ε es el efecto residual

$$(2) Y_{ijklmn} = \mu + \text{Tambo}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \text{ITH}_m + v_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

En este modelo el efecto Tambo sustituye el efecto Localidad en el modelo (1)

Para evaluar el efecto de las interacciones entre cada factor y el ITH se utilizaron los siguientes modelos:

$$(3) Y_{ijklmn} = \mu + \text{Localidad}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \beta \text{ITH} + [\text{Factor} \times \beta \text{ITH}]_m + v_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

El ITH en este modelo se consideró como covariable, donde β representa la pendiente del término de regresión e indica la disminución en producción de leche por unidad de aumento de ITH. El término [Factor x β ITH] representa la interacción m que adoptó la forma [Localidad x β ITH], [EL x β ITH], [EP x β ITH] y [Año x β ITH] alternadamente en cada corrida del modelo. El resto de los términos son iguales al modelo (1).

$$(4) Y_{ijklmn} = \mu + \text{Tambo}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \beta \text{ITH} + [\text{Factor} \times \beta \text{ITH}]_m + v_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

En este modelo el efecto Tambo sustituye el efecto Localidad en el modelo (3).

La existencia de efecto residual del ITH de días previos sobre la producción de leche se evaluó con el modelo (2), sustituyendo el efecto del ITH por el ITH del día previo (ITH1) y de dos días previos (ITH2). En todos los casos las categorías de ITH1 e ITH2 se conformaron de manera similar a las de ITH.

Siguiendo a Bohmanova (2006), la identificación del valor de ITH a partir del cual comienza a disminuir la producción de leche (umbral) se realizó según el siguiente modelo:

$$(5) Y_{ijklm} = \mu + \text{Tambo}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \beta \Delta \text{ITH} + v_m + \varepsilon_{ijklm}$$

Donde: Si $\text{ITH} \leq \text{ITH umbral}$, $\Delta \text{ITH} = 0$ (situación de normotermia)

Si $\text{ITH} > \text{ITH umbral}$, $\Delta \text{ITH} = \text{ITH} - \text{ITH umbral}$ (situación de estrés por calor)

β = pendiente de la recta de regresión, representa la disminución en producción de leche por unidad de aumento de ITH sobre el ITH umbral. El resto de los términos son los mismos que en la ec. (2).

Para identificar qué valores de ITH, ITH1 e ITH2 marcaban el comienzo del estrés, se utilizó el modelo (5) para cada ITH entre 70 y 77, analizándose el ajuste a través de los criterios AIC y BIC. Éstos son criterios de verosimilitud penalizada, cuyos valores indican el/los modelos que mejor describen los datos (Di Rienzo et al., 2008). Finalmente, se definió como ITH umbral el obtenido con el modelo que presentara los menores valores de AIC y BIC.

Para graficar los resultados se utilizaron las medias diarias de producción de leche corregidas por ITH de las salidas del modelo (2) y sobre éstas se identificaron los coeficientes (pendientes) que resultaron del modelo (5).

Los cálculos se realizaron a través de pruebas de hipótesis secuenciales con el procedimiento REML.

Para describir la información o para establecer relaciones explicativas con los resultados de los modelos trabajados, se analizaron las series diarias de ITH para cada verano y localidad a través de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial según la metodología propuesta por Box y Jenkins (Wilks, 1995). La ecuación utilizada para la estimación de la autocorrelación fue:

$$\gamma_j / \gamma_0 ; \quad \gamma_j = (1/T-j) \times \sum_{t=j+1}^T (y_t - y) \times (y_{t-j} - y)$$

Donde: γ_j es la j-ésima covarianza

γ_0 es la varianza de la serie

γ_j / γ_0 es la j-esima autocorrelación

y_t es el valor del ITH en el tiempo t

y_{t-j} es el valor del ITH en el tiempo t-j

y es el ITH medio de la serie

T es el número de observaciones

Todo el procesamiento estadístico se llevó a cabo utilizando la versión libre del programa InfoStat (2009).

Resultados y Discusión

Diagnóstico general

El promedio mensual y la probabilidad de ocurrencia de valores elevados de ITH fue mayor en Paysandú que en las otras localidades (Cuadro 4.2). En todos los casos, enero resultó el mes más caluroso aunque también el de mayor amplitud de ITH.

La producción media de leche resultó mayor en diciembre y menor en marzo para las tres localidades; el mayor número de vacas se ubicó en la quinta EL (Cuadro 4.3).

Cuadro 4.2. Promedio mensual de ITH (ITHM), amplitud media diaria de ITH (A) y probabilidad de ocurrencia de ITH>74 [P(ITH>74) (%)] por mes y localidad para el período 2001-2006

	Paysandú			San José			Florida		
	ITHM	A	P(ITH>74)	ITHM	A	P(ITH>74)	ITHM	A	P(ITH>74)
Diciembre	71	18	18	69	19	11	68	21	9
Enero	74	19	49	70	20	35	71	21	28
Febrero	70	18	37	70	18	28	70	19	26
Marzo	69	17	27	69	18	20	67	20	9

Cuadro 4.3. Promedio de producción de leche [PL (l/vaca/día)] y número de observaciones para cada etapa de lactancia [EL (%)] por mes y localidad para el período 2001 – 2006

Mes	Paysandú					San José					Florida							
	PL	EL				PL	EL				PL	EL						
		1	2	3	4	5		1	2	3	4	5		1	2	3	4	5
D	15,7	4	7	13	23	53	16,3	16	16	21	17	30	14,9	14	16	22	11	37
E	14,5	2	3	7	24	65	14,8	5	11	16	32	35	13,2	4	10	18	29	39
F	13,7	1	1	3	19	75	14,3	1	4	11	37	47	12,9	2	2	10	40	46
M	12,6	9	1	1	9	79	13,5	6	1	4	28	62	11,8	2	2	3	26	67

De los modelos (1) y (2) se obtuvo que el efecto del ITH sobre la producción de leche resultó altamente significativo ($p < 0,01$). El coeficiente de autocorrelación entre las medidas realizadas en cada animal tomó los valores de 0,44 y 0,43 para los modelos (1) y (2)

repectivamente. La variabilidad en la producción de leche explicada por efecto del ITH resultó mayor que la explicada por los efectos debidos al año, a la edad al parto y al lugar (Cuadro 4.4).

Cuadro 4.4. Varianzas y variabilidad (%) en producción de leche explicada por cada efecto en los modelos (1) y (2)

Modelo 1*			Modelo 2*		
Efecto	Varianza	%	Efecto	Varianza	%
Localidad	7357	8	Tambo	71699	54
EL	56930	63	EL	42850	32
E.P	614	1	EP	4242	3
Año	6950	8	Año	3947	3
ITH	18072	20	ITH	10588	8

*Las salidas obtenidas del programa para cada modelo se incluyen en el Anexo

El efecto debido a las condiciones de cada tambo explicó la mayor varianza sobre la producción de leche (Cuadro 4.4) y mostró una interacción altamente significativa con el efecto del ITH (Cuadro 4.5). Esto indica que la mayor respuesta para disminuir los efectos del calor se lograría mediante la identificación de las situaciones de manejo que minimizan los mismos.

Cuadro 4.5. Resultado de las interacciones incluidas separadamente en los modelos (3) y (4)

	Interacciones				
	Localidad x ITH	Tambo x ITH	EL x ITH	EP x ITH	Año x ITH
Modelo (3)	NS	-	*	NS	**
Modelo (4)	-	**	*	NS	**

Significación: **: $p < (0,01)$; *: $p < (0,05)$; NS: no significativo

La interacción [Localidad x ITH] resultó no significativa (Cuadro 4.5), indicando que el efecto del ITH sobre la producción de leche se manifestó de manera independiente a la localidad considerada. La ocurrencia de eventos extremos de calor involucra grandes volúmenes de aire que ocupan extensas áreas geográficas. Esta situación, que se denomina “ola de calor”, se produce con frecuencia en los veranos de nuestro país (Saravia y Cruz,

2006). El área que resulta afectada por una ola de calor supera las dimensiones locales – departamentales, lo que podría explicar que las situaciones de calor extremo en cada uno de los lugares estudiados no difiera mayormente, dando como resultado un efecto no significativo en la interacción [Localidad x ITH].

El efecto de la interacción entre la EL y el ITH resultó significativo (Cuadro 4.5) a pesar de que en el presente estudio la mayoría de las vacas se encontraban en las últimas etapas de lactancia (Cuadro 4.3). Esta interacción mostró mayor efecto depresor del calor en las etapas más tempranas, en concordancia con lo reportado por Sharma et al. (1983) (Figura 4.2). El período de lactancia temprana resulta crítico, es en este período que la alta producción de leche se sostiene en base a la movilización de reservas corporales. Todo el equilibrio energético se ve comprometido en esta situación, ya que al balance energético negativo propio de esta fase se agrega el desbalance energético provocado por el calor ambiente y la dificultad para disipar ese excedente (Kadzere et al., 2001).

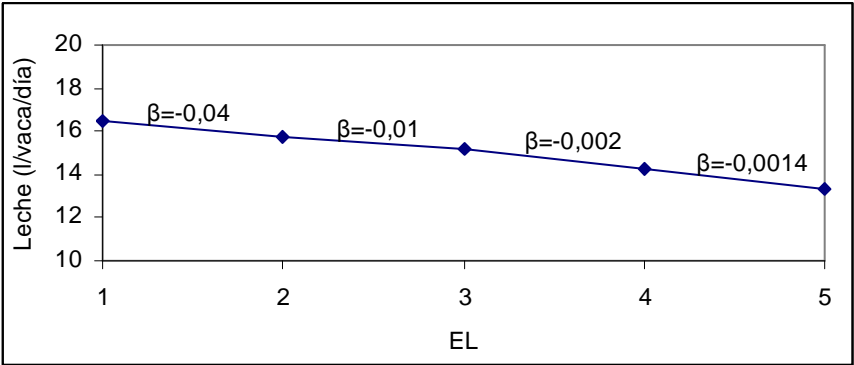


Figura 4.2. Producción de leche corregida (l/vaca/día) según el modelo (4) para cada etapa de lactancia (EL). Se señala la tasa de disminución de producción (β) en cada etapa de acuerdo a la interacción [EL x β ITH].

La interacción [Año x β ITH] resultó altamente significativa (Cuadro 4.5), con efecto positivo para el año 2002 (tomando el 2001 como referencia) y negativo para el resto del período (Figura 4.3). Los años 2003 y 2004 fueron en los que el ITH presentó mayor efecto depresivo.

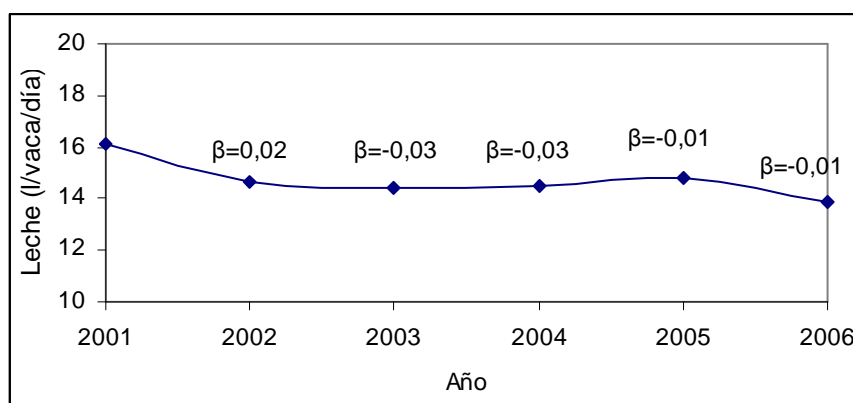


Figura 4.3. Producción de leche corregida (l/vaca/día) según el modelo (4) para cada año del período estudiado. Se señala la tasa de aumento o disminución de producción (β) en cada año, de acuerdo a los resultados de la interacción [Año x β ITH].

El año 2001 fue el más cálido del período considerado, pese a lo cual registró el mayor promedio de leche. En la Figura 4.4 puede observarse que la curva de ITH en 2001 presentó los mayores valores y por un período más prolongado que el resto de los años. Complementariamente, el Cuadro 4.6 muestra que los mayores valores de ITH correspondientes al percentil 75 también se registraron ese año. En 2002 la interacción [Año x β ITH] fue positiva, lo que coincide con el descenso en los valores de ITH (Figura 4.4 y Cuadro 4.6). La producción de leche disminuyó a partir de 2002, año de fuerte crisis económica cuyas consecuencias afectaron toda la base productiva del país. Resulta evidente que el efecto “Año” incorpora aspectos más amplios que la variabilidad del ITH. Los años 2003 y 2004 presentaron la mayor interacción negativa del período (Figura 4.3). A pesar de mostrar una evolución del ITH menos extrema que en 2001, fueron más calurosos que los años 2005 y 2006, los cuales presentaron menor valor en la interacción [Año x β ITH] (Figuras 4.3, 4.4 y Cuadro 4.6).

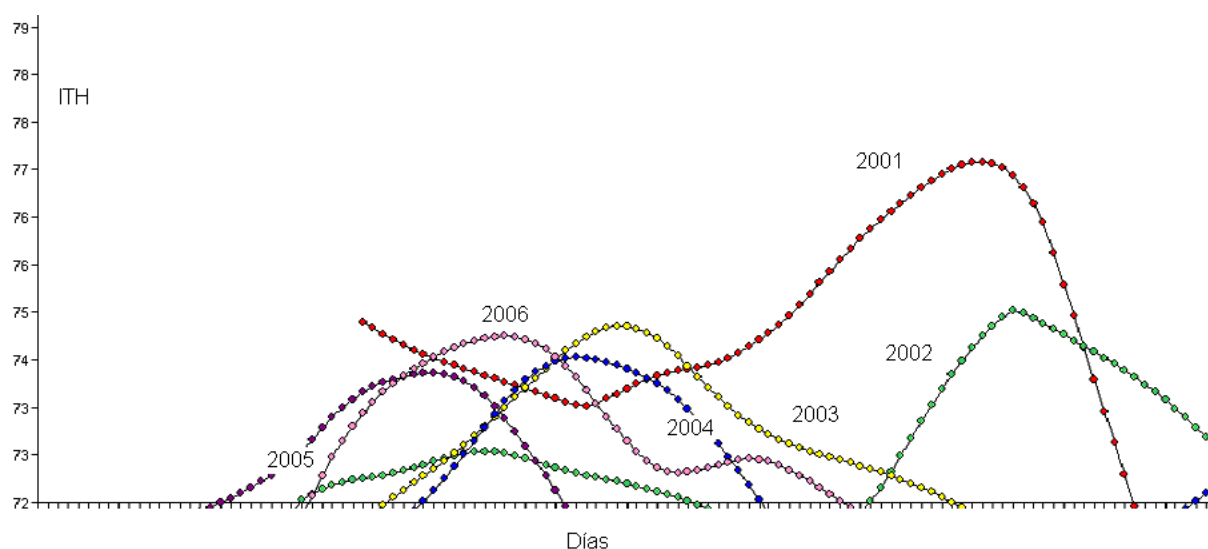


Figura 4.4. Evolución de las series de ITH en Paysandú para cada verano (2001 – 2006) en función de los días a partir del 1° de diciembre, “suavizadas” según el método de regresión localmente ponderada para ITH por encima de 72.

Cuadro 4.6. Valores de ITH correspondientes al percentil 75 en Paysandú (2001 – 2006)

Año	2001	2002	2003	2004	2005	2006
P (75)	77,2	75,0	74,9	74,3	74,2	74,0

Efecto residual del calor

En el modelo general (2), los efectos del ITH del día previo al control (ITH1) y de dos días previos (ITH2) resultaron altamente significativos. El efecto residual del calor (ITH1 e ITH2) explicó mayor variabilidad sobre la producción que el ITH del día del control lechero (Cuadro 4.7).

Cuadro 4.7. Varianza y variabilidad (%) en producción de leche, explicada por el ITH, ITH1 e ITH2 en el modelo (2)

	Varianza	%
*ITH	10588	8
*ITH1	14765	11
*ITH2	14207	10

*Las salidas para el modelo (2) considerando el ITH, ITH1 o ITH2 se incluyen en el Anexo

En esta etapa de la investigación, resultó oportuno preguntarse si el efecto del ITH2 sobre la producción de leche era independiente del efecto del ITH1 y del ITH. Para responder esta

pregunta, se realizaron tres “corridos” del modelo (2), incluyendo el efecto de los tres ITH en el mismo modelo y alternando la ubicación de cada uno al final de todos los factores, bajo una prueba de hipótesis secuencial. Como resultado, tanto el ITH, como el ITH1 e ITH2 fueron altamente significativos en todos los casos, lo que indicó que el efecto depresivo fue independiente para cada una de las medidas de ITH.

Otro aspecto a tener en cuenta es la autocorrelación de las variables meteorológicas que se incluyeron en el cálculo del ITH. En el Cuadro 4.8 se presenta el primer coeficiente de autocorrelación (A1) y la persistencia (Pe) de las series diarias de ITH por año y localidad. La persistencia se asocia al período de tiempo en que las autocorrelaciones permanecen significativas ($p > 0,05$) respecto al día “0”. Representaría la “memoria” que la atmósfera de un sitio tendría respecto a las condiciones de los días previos. Los valores de ITH estuvieron muy asociados entre dos días consecutivos e incluso resultó significativa la autocorrelación de hasta 4 días corridos (Paysandú en el año 2006).

Cuadro 4.8. Coeficiente de autocorrelación (A1) y persistencia [Pe (días)] de las series de ITH por año y localidad

	Paysandú		San José		Florida	
	A1	P	A1	P	A1	P
2001	0,71	2	0,69	2	0,67	2
2002	0,58	1	0,62	2	s/c	s/c
2003	0,69	2	0,62	2	0,64	2
2004	0,68	2	0,71	3	0,71	2
2005	0,70	2	0,64	2	0,66	2
2006	0,62	4	0,62	2	0,57	1

s/c: sin calcular por datos faltantes

De acuerdo a los elevados valores de autocorrelación y a los resultados de persistencia del ITH en los años analizados, puede inferirse que es altamente probable que dos o más días consecutivos se asemejen en el valor de ITH.

Según Turner et al. (1989), en el caso de valores de ITH elevados, el efecto negativo del calor es de poca magnitud si la temperatura mínima diaria es menor a 21°C. En las localidades estudiadas, la amplitud media diaria del ITH fue al menos de 19 unidades de ITH para el mes más cálido (enero) en Paysandú, localidad con mayor promedio de ITH (Cuadro 4.3). En este

mismo lugar, la temperatura mínima media del mes de enero para el período de estudio fue de 18,6 °C. Este aspecto habilitaría la disipación de calor por parte de los animales involucrados en este estudio y la recuperación de la normotermia.

Umbral de ITH

Los umbrales detectados con el modelo (5) de acuerdo a los menores valores de AIC y BIC fueron 75, 75 y 72 para ITH, ITH1 e ITH2 respectivamente (Figura 4.5). La disminución en la producción de leche a partir de los umbrales anteriormente señalados se muestra en la Figura 4.6.

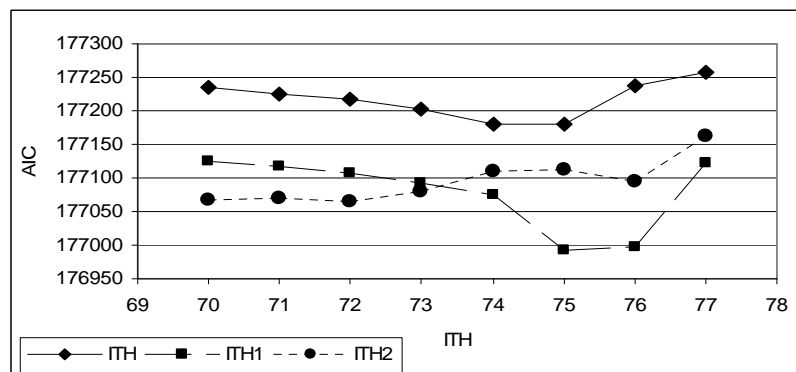
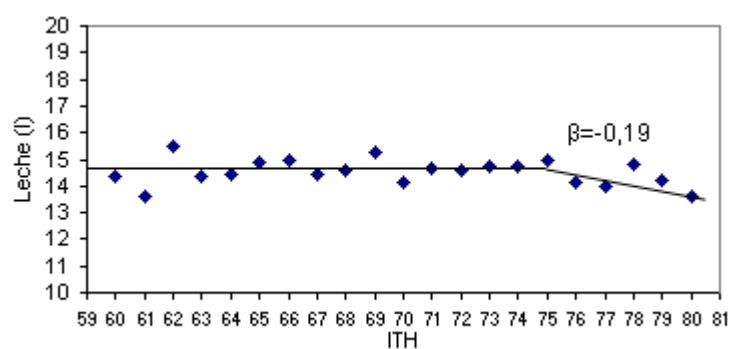


Figura 4.5. Evolución del Indicador AIC en función del ITH, ITH1 e ITH2 [covariables del modelo (5)]



a)

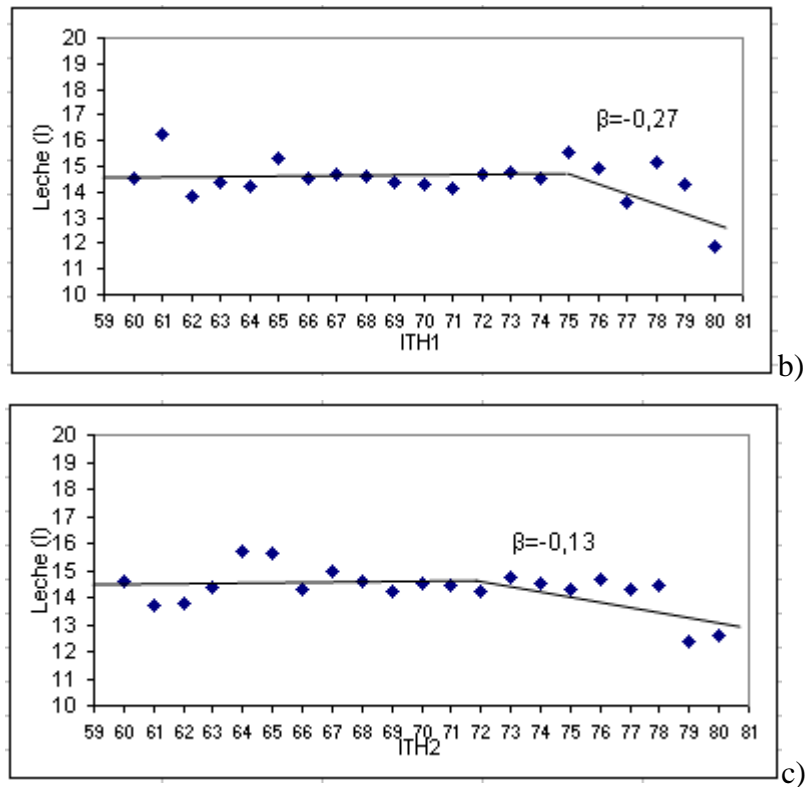


Figura 4.6. Producción media de leche (l/vaca/día) corregida según el modelo (2) en función del ITH. Se señalan los umbrales obtenidos según los menores valores de AIC con el modelo (5) para ITH = 75 (4.5.a), ITH1 = 75 (4.5.b) e ITH2 = 72 (4.5.c) y las pendientes: $\beta = -0,19$, $\beta = -0,27$ y $\beta = -0,13$ respectivamente.

La disminución en producción de leche a partir de cada valor umbral fue de 0,19, 0,27 y 0,13 l/vaca/día para el ITH, ITH1 e ITH2 respectivamente sobre una producción media diaria de 14,5 l/vaca/día (Figura 4.6), lo que equivale a disminuciones de 1,3%; 1,9% y 0,9%. Bouraoui et al. (2002) reportan disminuciones de producción diaria por animal de 2,2% cuando el ITH excede el valor 69. Bohmanova (2006) encontró disminuciones de producción de 1,4% y 1% a umbrales de ITH de 72 y 74 respectivamente, al comparar dos localidades de Estados Unidos aplicando la misma ecuación de cálculo de ITH que se utilizó en el presente trabajo.

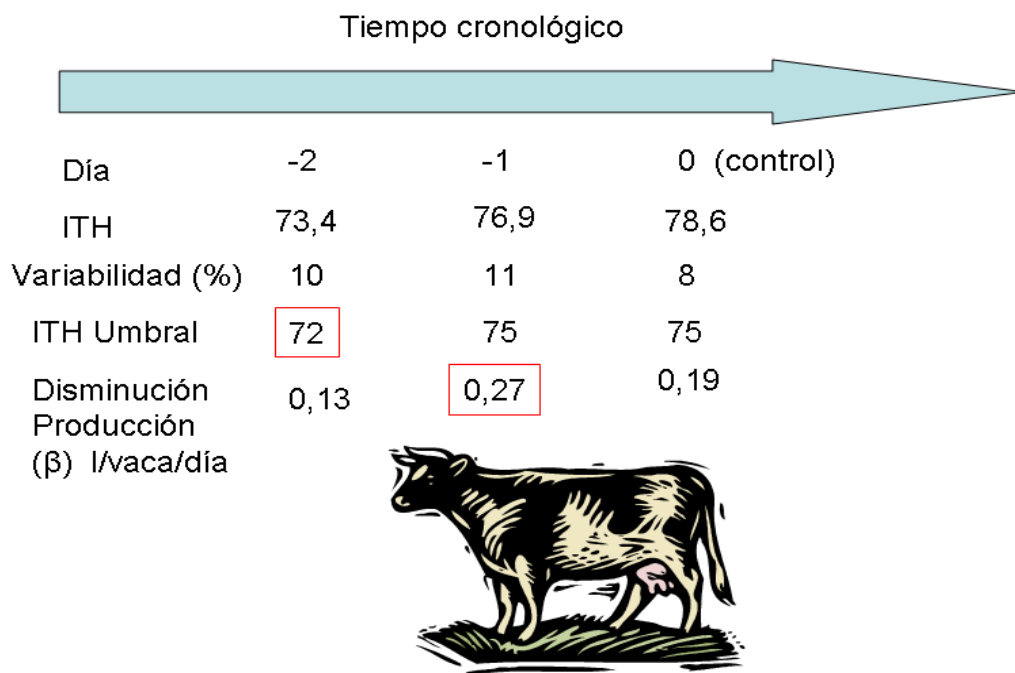
Según Collier et al (1982), animales aclimatados a ITH menores manifiestan disminución en producción de leche a niveles de ITH también menores, lo que podría explicar el menor umbral de ITH2 encontrado. Si se considera el inicio de la situación de calor en los dos días previos al control y se une esta información a la persistencia en los datos de ITH (2 días), la

anticipación de la medida del ITH2 permitiría constatar en el corto plazo lo expresado por Collier et al (1982).

El menor umbral obtenido para el ITH2 podría indicar mayor sensibilidad al calor en los dos días previos al control. Sin embargo, la disminución en producción de leche fue mayor el día previo ($\beta = -0,27$).

West (2003) y Bouraoui et al. (2002), han reportado que el efecto del calor sobre la producción de leche en los días previos resultó mayor que el efecto del calor en el mismo día de la medida. En el presente estudio, el menor umbral y la mayor varianza del ITH2 respecto al ITH (Figura 4.5 y Cuadro 4.7), concuerda con lo encontrado por dichos autores. Sin embargo, en nuestro caso la mayor disminución en cantidad de leche se dio a partir del umbral de ITH1, luego del ITH y por último del ITH2 (Figura 4.6). Esta secuencia parece indicar mayor efecto del calor en el día previo al control para las condiciones ambientales y del ganado involucrado en este estudio (Figura 4.7). Al comparar con otros trabajos (Bohmanova, 2006; Bouraoui et al., 2002), aparece como un aspecto relevante las condiciones meteorológicas en que se desarrollaron. Para una mejor comprensión, se debería disponer de una descripción detallada del comportamiento de T y HR que permita establecer un marco para la comparación de resultados.

La evolución en la disminución de leche desde los días previos hasta el día del control por efecto del calor, sustentaría las observaciones reportadas por Hahn (1999) sobre aclimatación, donde la respuesta productiva animal se modifica por cambios en el ambiente y su *estabilización* tarda entre 3 y 4 días. En el presente estudio, la respuesta depresiva del calor sobre la producción de leche se verificó de forma estadísticamente significativa en el mismo día del control lechero y el análisis desde ese momento hacia los dos días previos, mostró también un efecto del calor significativo e independiente. La evolución de los niveles de variabilidad explicada por el ITH1, ITH e ITH2, así como la magnitud en la disminución de leche para cada caso, mostró un retraso de 1 día para evidenciar el mayor efecto y luego una tendencia a disminuir, probablemente en concordancia con una respuesta de aclimatación (corto plazo) (Figura 4.7).



Persistencia = 2 días Independencia de ITHs

Figura 4.7. Evolución en función del tiempo (días) de la variabilidad en producción de leche (%), de los umbrales de ITH y de la disminución en producción (l/vaca/día)

Ingraham et al. (1983) expresan que bajo un estrés de corta duración (estrés agudo), los animales pueden retornar a su nivel de producción previo al estrés o aclimatarse en niveles productivos menores, dependiendo de la intensidad del estrés sufrido (carga de calor). A su vez, exposiciones crónicas al calor pueden finalmente traducirse en respuestas adaptativas a través del aumento en la T crítica máxima (Ingraham et al, 1983). Por lo tanto, los efectos adversos del calor sobre la producción dejarían de estar presentes luego de esta adaptación. Según Kadzere et al. (2002), el ganado lechero puede adaptarse a condiciones ambientales más calurosas en forma gradual. Por tanto, resulta esperable que el ganado lechero (aún de alta producción) se adapte gradualmente a las condiciones más cálidas de los meses de verano. Sin embargo, los mismos autores aclaran que si existen condiciones intensas y prolongadas de calor (varios días), se supera la capacidad del mecanismo de adaptación y se verifican disminuciones importantes en producción de leche. Es en situaciones como ésta que los autores definen “estrés por calor”. De acuerdo a los resultados obtenidos en el presente trabajo, todas las situaciones anteriormente descritas se verificarían en las localidades de Uruguay estudiadas.

Conclusiones

Se verificó la existencia de efecto depresivo del calor estival sobre la producción de leche de ganado Holstein en localidades de Uruguay.

El efecto del ITH no mostró diferencias sobre la producción de leche entre localidades. Sí se detectó un efecto mayor en las primeras etapas de la lactancia y una fuerte interacción según el tambo y el año estudiado.

Se constató efecto negativo de la exposición al calor de los animales durante el día del control lechero, en el día anterior y también dos días antes.

Se detectaron distintos umbrales de ITH para los días evaluados. El valor de 72 correspondió a los dos días previos y el valor 75 al día del control lechero y el anterior.

Bibliografía

Barash, H.; Silanikove, N.; Shamay, A.; Ezra, E. 2001. Interrelationships among ambient temperature, day length and milk yield in dairy cows under a Mediterranean climate. *Journal of dairy Science*, 84:2314-2320.

Bohmanova, J. 2006. Studies on genetics of heat stress in US Holsteins. PhD Thesis. Georgia, USA.

Bouraoui, R.; Lahamar, M.; Majduob, A; Djemali, M.; Belyea, R. 2002. The relationship of temperature-humidity index with milk production of dairy cows in a Mediterranean climate. *Anim. Res.* 51 (2002) 479 -491.

Collier, R.J.; Beede, D.K.; Tactcher, W.W.; Israel, L.A.; Wilcox, C.J. 1982. Influences of environment and its modification on dairy animal health and production. *Journal of dairy Science*. 65:2213-2227.

Collier, R.J; Zimbelman, R.B. 2007. Heat stress effects on cattle: what we know and what we don't know. 22nd annual southwest nutrition and management conference. February, 22-23, 2007. Tempe, AZ 76 – 83.

Cruz, G.; Saravia, C.. 2008. Un índice de temperatura y humedad del aire para regionalizar la producción lechera en Uruguay. *Agrociencia* XII: 56-60.

Cruz, G; Urioste, J. I. 2009. Variabilidad temporal y espacial del Índice de Temperatura y Humedad (ITH) en zonas de producción lechera de Uruguay. Aceptado para su publicación en *Agrociencia* (setiembre de 2009).

Di Rienzo, J.A.; Macchiavelli, R.; Casanoves, F. 2008. Modelos Mixtos en Infostat. Tutorial. In:

Infostat. 2009. Programa Estadístico. Grupo Infostat, FCA. Universidad Nacional de Córdoba. Argentina. Versión libre.

IPCC. 2001. Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge, UK. 1032pp.

Hahn, G. L. 1999. Dynamic Responses of Cattle to Thermal Heat Loads. *J. Anim. Sci.* Vol. 77, Suppl. 2/*J. Dairy Sci.* Vol. 82, Suppl. 2/1999.

Hahn, G. L. 2001. Biometeorology – based environmental management for livestock: decision making in the new millennium. Manuscript proposed for 3rd Brazillian congress of Biometeorology. Maringa, PR. 3 – 5 September, 2001.

Ingraham, R. H.; Johnson, H. D; Blecha, F; Kelley, K. W; Hahn, G.L. 1989. Acclimatization, chronic and acute exposure and reactions. C. 3. Hot weather stress. In *Animal Health and Production at extremes of weather*. World Meteorological Organization (WMO) N° 685. Technical Note N° 191.

Johnson, H. D.; Kibler, H.H.; Ragsdale, A.C.; Berry, I.L.; Shanklin, M.D.. 1961. Role of heat tolerance and production level of response of lactating Holstein to various temperature-humidity conditions. *Journal of Dairy Science*, 44:1191.

Johnson, H.D. 1994. Animal physiology. pp 42-58. In Handbook of Agricultural Meteorology. Ed. John Griffiths, New York.

Kadzere, C.; Murphy, M.; Silanikove, N.; Maltz, E. 2002. Livestock Production Science 77 (2002) 59-91.

MGAP. Ministerio de Ganadería Agricultura y Pesca. 2002. Censo agropecuario 2000. Resultados definitivos. Vol. 2. Imprenta Gráfica Digital.

MGAP. Ministerio de Ganadería Agricultura y Pesca. 2003. La lechería comercial en Uruguay. Contribución a su conocimiento. In www.mgap.gub.uy

Ravagnolo, O.; Misztal, I.; Hoogenboom, G. 2000. Genetic component of heat stress in dairy cattle, development of heat index function. Journal of dairy Science, 83: 2120-2125.

Rovere, G. 2007. Sistema Nacional de Evaluación Genética, una década construyendo realidades. In www.mejoramientolechero.org.uy/articulos

Saravia, C; Cruz, G. 2006. Olas de calor en la cuenca lechera de Salto: evolución del ITH y comportamiento atmosférico que determinan su ocurrencia. 2006. Sociedade Brasileira de Biometeorología. In www.sbbiomet.com.br.

Saravia, C.; Cruz, G.; 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.

Sharma, A. K; Rodríguez, L. A; Mekonnen, G; Wilcox, C. J; Bachean, K. C; Collier, R. J. 1983. Climatological and genetic effects on milk composition and yield. J. Dairy Sci. 66, 119-126.

Turner, H.G.; Finch, V.A.; Johnson, H.D.; Ingraham, R.D.; Mannathoko, M.; Ollerensaw, C.B.; Hahn, G.L.. 1989. Hot weather stress. In Animal health and production at extremes of

weather. Technical Note N° 191. World Meteorological Organization - N° 685. ISBN 92-63-10685-1.

Valtorta, S.; Gallardo, M. 1996. El estrés por calor en producción lechera. pp 173-185. In Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria. Argentina. Miscelánea N°81.

Vidal, M. E. 2009. Lechería: situación y perspectivas. In www.mgap.gub.uy/opypa

West, J. W. 2003. Effects of heat stress on production in dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 86: 2131-2144.

Wilks, D. S. 1995. *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences: An Introduction*. International Geophysics Series. Vol. 59. Academic Press. San Diego, California.

Capítulo 5

Discusión general y Conclusiones globales

En este estudio se ha demostrado estadísticamente el efecto negativo del calor sobre la producción de leche de una muestra del rodeo Holando uruguayo, utilizando registros obtenidos a campo. La disponibilidad de información meteorológica y productiva a paso diario, posibilitó la estimación de la disminución de producción de leche cuando ocurren ciertos niveles de temperatura y humedad del aire. A su vez, a través de dicha información se logró delimitar áreas de representatividad espacial para las estaciones meteorológicas ubicadas en las zonas de concentración de tambos. Resulta factible entonces, la realización de nuevos trabajos que utilicen información actualmente disponible, aplicando metodologías estadísticas adecuadas para el estudio combinado del agro-clima.

La aplicación de los resultados de este estudio debe situarse dentro de las generalidades que el mismo representa. El resultado no significativo de la interacción entre cada localidad y el ITH puede explicarse a través de la ocurrencia de olas de calor, fenómeno que abarca regiones geográficas extensas. Sin embargo, algunos aspectos deberían ajustarse si el objetivo fuera establecer recomendaciones concretas en contextos particulares. En el caso de la información meteorológica, situaciones como la disponibilidad de sombra, particularidades topográficas o del ambiente circundante, pueden variar la respuesta de los animales, aún estando todos igualmente a pastoreo. A la vez, como se señaló en el capítulo 4, el efecto debido a las condiciones de cada tambo explicó la mayor variabilidad sobre la producción de leche y mostró una interacción altamente significativa con el efecto del calor. Esto implica considerar estas diferencias para identificar las situaciones de manejo que minimizan los efectos del calor.

El comportamiento de las condiciones de la atmósfera en Uruguay, de pequeña dimensión geográfica comparativamente con otros países, presenta una importante variabilidad espacial y temporal cuando se asocian sus efectos en los sistemas agropecuarios. Esto hace necesario, para estudios de menor escala que el presente, el monitoreo meteorológico y la toma regular de registros productivos a escalas de tiempo y espacio menores que las que actualmente se realizan.

Capítulo 6

Bibliografía

Bianca, W. 1972. Termorregulación. In Adaptación de los animales de granja. Hafez, E.S.E., ed. 135-162. México.

Bohmanova, J. 2006. Studies on genetics of heat stress in US Holsteins. PhD Thesis. Georgia, USA.

Collier, R.J.; Beede, D.K.; Tactcher, W.W.; Israel, L.A.; Wilcox, C.J. 1982. Influences of environment and its modification on dairy animal health and production. *Journal of dairy Science*. 65:2213-2227.

Cruz, G.; Saravia, C.. 2008. Un índice de temperatura y humedad del aire para regionalizar la producción lechera en Uruguay. *Agrociencia* Vol XII N°1: 56-60.

Flamembaun. I. 1994. Factores que afectan la producción lechera en la zona Norte. Informe de Consultoría en el “Segundo Proyecto de Desarrollo Agropecuario”. Comisión honoraria del Plan Agropecuario. Montevideo, Uruguay.

Hafez, E.S.E. 1972. Principios de la Adaptación Animal. In Adaptación de los animales de granja. Hafez, E.S.E. ed. 135-162. México.

Ingraham, R. H.; Gillette, D. D.; Wagner, W. D. 1974. Relationship of temperature and humidity to conception rate of Hostein cows in subtropical climate. *Journal of Dairy Science* 57:476-481

Johnson, H. D.; Kibler, H.H.; Ragsdale, A.C.; Berry, I.L.; Shanklin, M.D.. 1961. Role of heat tolerance and production level of response of lactating Holstein to various temperature-humidity conditions. *Journal of dairy Science*, 44:1191.

Johnson, H.D. 1994. Animal physiology. pp 42-58. In Handbook of Agricultural Meteorology. Ed. John Griffiths, New York.

Kadzere, C.; Murphy, M.; Silanikove, N.; Maltz, E. 2002. Livestock Production Science 77 (2002) 59-91.

Ravagnolo, O.; Misztal, I.; Hoogenboom, G. 2000. Genetic component of heat stress in dairy cattle, development of heat index function. Journal of dairy Science, 83: 2120-2125.

Silanikove, N. 2000. Effects of heat stress on the welfare of extensively managed domestic ruminants. Livestock Production Science 67 (2000) 1-18.

Sivakumar, M.V.K; Gommers, R; Baier, W. 2000. Agrometeorology and sustainable agriculture. Agric. For. Met. 103 (2000) 11-26.

Starr, J. R. 1988. Weather, climate and animal performance. Technical Note N° 190. World Meteorological Organization - N° 684. ISBN 92-63-10684-3.

Stefanski, R. 2006. Shortcoming and limitations in availability and application of agrometeorological data. In Strengthening operational agrometeorological services at the national level. Proceedings of the Inter Regional Workshop. March, 2004. Philipinnes.

Thom, E.C.. 1959. The discomfort index. Weatherwise 12:57-59.

Turner, H.G.; Finch, V.A.; Johnson, H.D.; Ingraham, R.D.; Mannathoko, M.; Ollerensaw, C.B.; Hahn, G.L.. 1989. Hot weather stress. In Animal health and production at extremes of weather. Technical Note N° 191. World Meteorological Organization - N° 685. ISBN 92-63-10685-1.

Valtorta, S.; Gallardo, M. 1996. El estrés por calor en producción lechera. pp 173-185. In Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria. Argentina. Miscelánea N°81.

Van Lier, E.. 2003. Sex differences in response to adrenocorticotropin (ACTH) administration in sheep. Doctoral Thesis. Swedish University of Agricultural Sciences. Uppsala.

ANEXOS

Salidas obtenidas del programa Infostat (2009) para el Modelo (1):

$$(1) Y_{ijklmn} = \mu + \text{Localidad}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \text{ITH}_m + v_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
modeloLeche_00_REML<-lme(Leche~1+Lugar+E_Lact+EP+ano+ITH
,random=list(N_Vaca=pdIdent(~1))
,correlation=corAR1(form=~as.integer(as.character(N_Control))|N_Vaca)
,method="REML"
,na.action=na.omit
,data=R.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: modeloLeche_00_REML

Variable dependiente:Leche

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma
35500	179880,12	180202,22	-89902,06	2,96

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis secuenciales

	numDF	denDF	F-value	p-value
(Intercept)	1	26596	180469,66	<0,0001
Lugar	2	8869	154,64	<0,0001
E_Lact	4	26596	713,15	<0,0001
EP	3	8869	7,77	<0,0001
Año	5	26596	52,42	<0,0001
ITH	20	26596	34,89	<0,0001

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|N_Vaca

Desvíos estándares relativos al residual y correlaciones

(const)

(const) 0,81

Intervalos de confianza (95%) para los parámetros de Formula: ~1|N_Vaca

	LI(95%)	Est.	LS(95%)
sd(const)	2,30	2,39	2,48

Estructura de correlación

Modelo de correlación: AR(1)

Formula: ~ as.integer(as.character(N_Control)) | N_Vaca

Parámetros del modelo

Parámetro Estim

Phi 0,44

Medias ajustadas y errores estándares para Lugar

LSD Fisher (alfa=0,05)

Lugar	Medias	E.E.	
SanJosé	15,13	0,07	A
Paysandú	14,84	0,07	B
Florida	13,69	0,07	C

Letras distintas indican diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Medias ajustadas y errores estándares para E_Lact

LSD Fisher (alfa=0,05)

E_Lact	Medias	E.E.	
1	16,46	0,08	A
2	15,70	0,07	B
3	15,08	0,06	C
4	14,09	0,06	D
5	13,05	0,06	E

Letras distintas indican diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Medias ajustadas y errores estándares para EP

LSD Fisher (alfa=0,05)

EP	Medias	E.E.	
3	14,81	0,06	A
2	14,81	0,05	A
4	14,14	0,20	B
1	13,56	0,25	B

Letras distintas indican diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Medias ajustadas y errores estándares para Año

LSD Fisher (alfa=0,05)

Año	Medias	E.E.	
2001	16,41	0,10	A
2002	14,79	0,07	B
2005	14,62	0,06	C
2004	14,61	0,06	C
2003	14,47	0,06	D
2006	13,91	0,08	E

Letras distintas indican diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Medias ajustadas y errores estándares para ITH

LSD Fisher (alfa=0,05)

ITH	Medias	E.E.	
62	15,46	0,10	A
69	15,25	0,07	A
66	14,99	0,08	B
75	14,95	0,07	B
65	14,85	0,08	BC
78	14,83	0,09	BCD
73	14,74	0,07	CDE
74	14,72	0,07	CDE
71	14,68	0,07	DEF
68	14,60	0,07	EF

72	14,56	0,07	F G
67	14,41	0,08	G H
64	14,40	0,09	GH
63	14,38	0,09	GH
60	14,36	0,09	GHI
79	14,19	0,17	HIJ
76	14,17	0,08	IJ
70	14,10	0,08	J
77	14,01	0,08	J
80	13,62	0,10	K
61	13,61	0,16	K

Letras distintas indican diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Salidas obtenidas del programa Infostat (2009) para el Modelo (2):

$$(2) Y_{ijklmn} = \mu + \text{Tambo}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \text{ITH}_m + v_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```

modeloLeche_00_REML<-lme(Leche~1+Tambo+E_Lact+EP+ano+ITH
,random=list(N_Vaca=pdIdent(~1))
,correlation=corAR1(form=~as.integer(as.character(N_Control))|N_Vaca)
,method="REML"
,na.action=na.omit
,data=R.data00
,keep.data=FALSE)

```

Resultados para el modelo: modeloLeche_00_REML

Variable dependiente: Leche

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma
35500	177285,52	177878,79	-88572,76	2,99

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis secuenciales

	numDF	denDF	F-value	p-value
(Intercept)	1	26593	262058,23	<0,0001
Tambo	53	8818	75,42	<0,0001
E_Lact	4	26593	779,34	<0,0001
EP	3	8818	85,30	<0,0001
Año	5	26593	42,60	<0,0001
ITH	1	26593	28,55	<0,0001

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|N_Vaca

Desvíos estándares relativos al residual y correlaciones

(const)

(const) 0,56

Estructura de correlación

Modelo de correlación: AR(1)

Formula: ~ as.integer(as.character(N_Control)) | N_Vaca

Parámetros del modelo

Parámetro Estim

Phi 0,43

Medias ajustadas y errores estándares para Tambo

LSD Fisher (alfa=0,05)

Tambo	Medias	E.E.	
BKF	18,36	0,19	A
DIA	18,10	0,30	AB
IDI	17,85	0,20	AB
EOC	17,52	0,15	B
BOY	16,92	0,22	C
BLI	16,63	0,19	C
ZII	16,35	0,28	CDE
BTZ	16,10	0,20	DEF

BSU	16,08	0,21	DEF
QZ	16,03	0,21	EF
EOV	16,02	0,19	EF
DOW	15,84	0,16	EFG
KAF	15,79	0,21	EFG
DPM	15,62	0,21	FGH
EHF	15,40	0,20	GHI
IDP	15,38	0,18	GHI
ANN	15,28	0,15	HI
HAL	15,17	0,16	HIJ
BLN	15,17	0,20	HIJK
SHD	15,10	0,21	HIJK
JS	15,07	0,22	HIJK
IJN	14,99	0,17	IJK
ABS	14,97	0,21	IJKL
GOG	14,86	0,23	IJKL
ICT	14,81	0,25	IJKLM
BYH	14,80	0,18	JKLMN
FEM	14,63	0,15	KLM
IIB	14,62	0,22	KLM
GEA	14,45	0,19	LMN
DJT	14,15	0,26	MNO
DCU	13,98	0,18	NOP
IIA	13,90	0,19	NOPQ
EFS	13,79	0,31	OPQR
HDB	13,78	0,17	OPQR
BIJ	13,53	0,19	OPQR
LL	13,39	0,27	PQRS
DHM	13,32	0,23	QRS
BLH	13,27	0,20	RS
IGX	13,27	0,20	RS
ACG	13,06	0,22	RST
AIW	12,93	0,21	ST
BIK	12,86	0,28	STU

ZTS	12,84	0,26	STU
ZOK	12,79	0,21	STU
BEA	12,62	0,26	TU
DHX	12,48	0,22	TU
ELP	12,36	0,18	U
DMA	12,15	0,25	UV
ZBA	12,12	0,26	UV
SAM	11,68	0,22	VW
ELX	11,32	0,41	VWX
ZBS	10,96	0,30	WXY
IOZ	10,88	0,18	XY
IRP	10,33	0,18	Y

Letras distintas indicant diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Medias ajustadas y errors estándares para E_Lact

LSD Fisher (alfa=0,05)

E_Lact	Medias	E.E.	
1	16,45	0,07	A
2	15,77	0,07	B
3	15,21	0,05	C
4	14,28	0,04	D
5	13,32	0,04	E

Letras distintas indicant diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Medias ajustadas y errores estándares para EP

LSD Fisher (alfa=0,05)

EP	Medias	E.E.	
3	14,84	0,05	A
2	14,50	0,04	B
4	14,22	0,16	B
1	13,47	0,21	C

Letras distintas indican diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Medias ajustadas y errores estándares para Año

LSD Fisher (alfa=0,05)

Año	Medias	E.E.	
2001	16,14	0,09	A
2005	14,83	0,05	B
2002	14,62	0,06	C
2004	14,53	0,05	CD
2003	14,43	0,05	D
2006	13,86	0,06	E

Letras distintas indican diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Medias ajustadas y errores estándares para ITH

LSD Fisher (alfa=0,05)

ITH	Medias	E.E.	
62	16,24	0,10	A
59	16,02	0,29	A
69	15,34	0,07	B
78	15,15	0,08	C
66	14,91	0,08	D
74	14,88	0,06	D
65	14,76	0,08	DE
75	14,71	0,07	DE
60	14,70	0,12	DE
73	14,69	0,07	EF
72	14,51	0,07	FG
68	14,48	0,06	FG
71	14,47	0,06	FG
63	14,45	0,08	FG
67	14,42	0,07	G
64	14,08	0,09	H
70	13,92	0,07	H
77	13,87	0,09	HI
76	13,84	0,07	HI
57	13,56	0,37	HIJ

61	13,55	0,17	IJ
80	13,45	0,11	J
58	13,26	0,19	J
79	12,54	0,20	K

Letras distintas indican diferencias significativas($p \leq 0,05$)

Salidas obtenidas del programa Infostat (2009) para el Modelo (2) con ITH1:

$$(2) Y_{ijklmn} = \mu + \text{Tambo}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \text{ITH1}_m + v_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
modeloLeche_00_REML<-lme(Leche~1+Tambo+E_Lact+EP+ano+ITH1
,random=list(N_Vaca=pdIdent(~1))
,correlation=corAR1(form=~as.integer(as.character(N_Control))|N_Vaca)
,method="REML"
,na.action=na.omit
,data=R.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: modeloLeche_00_REML

Variable dependiente:Leche

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma
35500	176593,34	177347,61	-88207,67	2,97

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis secuenciales

	numDF	denDF	F-value	p-value
(Intercept)	1	26596	261116,78	<0,0001
Tambo	53	8818	75,12	<0,0001
E_Lact	4	26596	771,95	<0,0001
EP	3	8818	85,12	<0,0001
Año	5	26596	2,40	<0,0001
ITH1	20	26596	44,48	<0,0001

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|N_Vaca

Desvíos estándares relativos al residual y correlaciones

(const)

(const) 0,54

Intervalos de confianza (95%) para los parámetros de Formula: ~1|N_Vaca

LI(95%) Est. LS(95%)

sd(const) 1,52 1,61 1,69

Estructura de correlación

Modelo de correlación: AR(1)

Formula: ~ as.integer(as.character(N_Control)) | N_Vaca

Parámetros del modelo

Parámetro Estim

Phi 0,45

Salidas obtenidas del programa Infostat (2009) para el Modelo (2) con ITH2:

$$(2) Y_{ijklmn} = \mu + \text{Tambo}_i + \text{EL}_j + \text{EP}_k + \text{Año}_l + \text{ITH2}_m + v_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
modeloLeche_05_REML<-lme(Leche~1+Tambo+E_Lact+EP+ano+ITH2
```

```
,random=list(N_Vaca=pdIdent(~1))
```

```
,correlation=corAR1(form=~as.integer(as.character(N_Control))|N_Vaca)
```

```
,method="REML"
```

```
,na.action=na.omit
```

```
,data=R.data05
```

```
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: modeloLeche_05_REML

Variable dependiente: Leche

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma
35500	176627,47	177381,73	-88224,73	2,97

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis secuenciales

	numDF	denDF	F-value	p-value
(Intercept)	1	26596	260724,23	<0,0001
Tambo	53	8818	75,00	<0,0001
E_Lact	4	26596	771,15	<0,0001
EP	3	8818	84,99	<0,0001
Año	5	26596	42,37	<0,0001
ITH2	20	26596	42,80	<0,0001

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|N_Vaca

Desvíos estándares relativos al residual y correlaciones

(const)

(const) 0,54

Intervalos de confianza (95%) para los parámetros de Formula: ~1|N_Vaca

	LI(95%)	Est.	LS(95%)
sd(const)	1,52	1,61	1,70

Estructura de correlación

Modelo de correlación: AR(1)

Formula: ~ as.integer(as.character(N_Control)) | N_Vaca

Parámetros del modelo

Parámetro Estim

Phi 0,45