

Influencia de la isla urbana de calor en la estimación de las tendencias seculares de la temperatura en Argentina subtropical

Inés Camilloni y Vicente Barros

Departamento de Ciencias de la Atmósfera. Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina.

Recibido: 16 de mayo, 1994; aceptado: 31 de octubre, 1994.

RESUMEN

Se analiza la diferencia urbano-rural de la temperatura media anual en 9 ciudades argentinas con poblaciones entre 20,000 y 8,500,000 habitantes. Con esta finalidad, se utilizan series urbanas y rurales provenientes de estaciones que no distan más de 50 km entre sí. En la zona oriental de la llanura pampeana se pudo suplir la falta de estaciones rurales de referencia mediante un modelo geográfico de temperatura media anual (Barros y Camilloni, 1994). La dependencia del exceso urbano de temperatura con la población es muy similar al encontrado en Australia e inferior al de Estados Unidos.

En la región de análisis se encuentra que la tendencia de la temperatura regional en el último siglo es de $0.2^{\circ}/100$ años y representa menos de la mitad de la estimada por Jones y otros (1991). Esta diferencia se debe a que Jones y otros (1991) no identificaron todas las series provenientes de estaciones urbanas y las utilizaron sin aplicar correcciones.

Asimismo, se encuentra una correlación negativa entre la temperatura media anual de áreas rurales y el exceso urbano de temperatura en localidades de Argentina y Australia. Esto indica que el calentamiento urbano podría estar siendo sobrestimado en las correcciones de temperatura por urbanización que realizan diversos autores. En la región de estudio, esta sobrestimación sería de $0.1^{\circ}/100$ años en el período de mayor calentamiento regional (1906-1950).

PALABRAS CLAVE: Urbanización, calentamiento regional.

ABSTRACT

The urban-rural difference of mean annual temperatures in 9 Argentine cities with populations between 20,000 and 8,500,000 inhabitants is analyzed. The distances between urban-rural stations are less than 50 km. Rural data in the plains of Argentina were estimated from the geographic model by Barros and Camilloni (1994). The population dependence of the urban temperature excess is similar to Australia and lower to that found in the United States.

The regional temperature trend is $0.2^{\circ}/100$ years for the last century which represents less than half of the trend estimated by Jones *et al.* (1991). This difference may be due to a lack of identification of all urban series used by Jones *et al.* (1991) and to uncorrected data. A negative correlation between mean annual rural temperatures and urban temperature excess is found for Argentine and Australian locations. This may indicate an overestimation of urban warming by some authors. In our region this overestimation could reach $0.1^{\circ}/100$ years in the period of maximum warming (1906-1950).

KEY WORDS: Urbanization, regional warming.

1. INTRODUCCION

La urbanización constituye uno de los procesos fundamentales a considerar en estudios de cuantificación del posible calentamiento global. Según diversos autores (Karl y otros, 1988; Jones y otros, 1989) es de esperar que la señal producida por este proceso en los registros de temperatura sea del mismo signo que la resultante del aumento de la liberación antropogénica de gases de efecto invernadero.

Existen evidencias convincentes de que la temperatura media global de superficie es superior ahora que al comienzo de los registros instrumentales, hace más de un siglo (Jones y otros, 1986a, 1986b; Hansen y Lebedeff, 1987). Aunque los registros de temperatura del hemisferio sur son mucho más cortos y menos representativos que los del hemisferio norte, existe una consistencia entre ambos hemisferios, con el hemisferio sur mostrando un aumento persistente durante los últimos 50 años (Jones y otros, 1986a, 1986b).

Algunos autores (Wigley y Jones, 1988; Wood, 1988) sugieren que por lo menos una parte de ese calentamiento sería aparente y no real debido al crecimiento de los centros urbanos cercanos al emplazamiento de las estaciones meteorológicas, o a estaciones ubicadas dentro de los límites de la ciudad, es decir causado por el denominado efecto de "isla urbana de calor". Sobre la base de una gran cantidad de información en un número importante de ciudades de EE.UU, Jones y otros (1989) estimaron que sus análisis previos de tendencias del hemisferio norte (Jones y otros, 1986a) podrían tener una componente espúrea inducida por la urbanización, del orden de $+0.1^{\circ}\text{C}$ para las ocho primeras décadas de este siglo.

El método más inmediato para identificar el efecto de la urbanización en una serie meteorológica es comparar la información de cada estación con otra estación vecina "rural", es decir libre de la influencia del crecimiento urbano. Esta metodología es de difícil aplicación a escala regional (Barros y Camilloni, 1994) y es prácticamente imposible de utilizar a escala hemisférica, por la falta de estaciones urba-

nas y rurales próximas en muchas regiones. La realización de estudios regionales puede ser útil para comprender la escala potencial del impacto de la urbanización en los promedios hemisféricos y globales de la temperatura y determinar márgenes de error apropiados.

En este trabajo se analiza la importancia de la componente urbana de la temperatura media de la región norcentral de Argentina y Chile y oeste de Uruguay (Figura 1), obtenida a través de la base de datos producida por Jones y otros (1991). Con esta finalidad, se propone un método a través del cual los efectos del crecimiento urbano en ciudades argentinas pueden ser filtrados de las series de temperatura, haciéndolas aptas para ser utilizadas en estudios climáticos de escala regional o hemisférica.

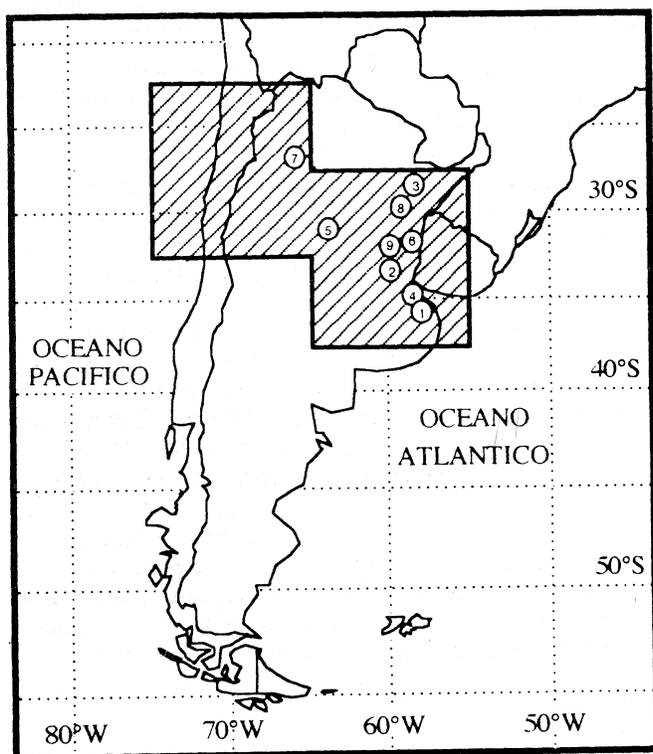


Fig. 1. Area de trabajo. Se indican las ciudades listadas en la Tabla 1: 1: La Plata, 2: Rosario, 3: Corrientes, 4: Buenos Aires, 5: Córdoba, 6: Concordia, 7: Tucumán, 8: Goya y 9: Santa Fe.

Las máximas diferencias de temperatura urbano-rural se registran durante el invierno y en las temperaturas mínimas, mientras que en las temperaturas máximas no se observa casi ningún contraste. Debido a esto, es muy probable que la diferencia de temperatura urbano-rural se reduzca en los años más cálidos. En consecuencia, se estudia también la posibilidad de que el efecto de isla urbana de calor sea función de la temperatura en áreas rurales.

2. DIFERENCIA URBANA-RURAL DE LA TEMPERATURA MEDIA ANUAL EN FUNCION DE LA POBLACION

La isla urbana de calor es un fenómeno físico con características internas asociadas a las variadas distribuciones y densidad de edificaciones de cada ciudad. En estudios cli-

máticos de escala mayor a la urbana sería una tarea gigantesca parametrizar de forma apropiada el microclima de cada estación. Este es uno de los mayores obstáculos en la cuantificación de la intensidad de la isla de calor. Diversos autores (Oke, 1973; Karl y otros, 1988) sugieren la utilización de la población como medida de la urbanización.

Si bien la población de la ciudad o área metropolitana no es un parámetro físico, es útil para representar el nivel de urbanización alcanzado alrededor de una estación meteorológica debido a que es un valor ampliamente documentado en la mayor parte de los países y a lo largo del último siglo, aún en ciudades muy pequeñas.

En diversos trabajos se cuantifican distintos aspectos de la diferencia máxima instantánea de temperatura entre pares de estaciones urbano-rurales en función de la población (Oke, 1973; Landsberg, 1975; Oke, 1979; Landsberg, 1981; Oke, 1982; WMO, 1986). Sin embargo, los resultados presentados son difíciles de relacionar con las diferencias entre las temperaturas medias anuales o estacionales.

En este trabajo se consideran nueve pares de estaciones urbano-rurales en la Argentina y se analizan las diferencias de la temperatura media anual en función de la población. Los resultados obtenidos son comparados con los hallados para ciudades de EE.UU y Australia.

2.1. Información utilizada

En la Tabla 1 se presentan los pares de estaciones argentinas considerados, así como los períodos con información disponible. Todas las estaciones meteorológicas corresponden a la red del Servicio Meteorológico Nacional (SMN). La clasificación de las estaciones en "urbanas" o "rurales" fue realizada de acuerdo con la información existente en los Departamentos de Estaciones y Climatología del SMN, y en los casos en los que esta información no estaba disponible, mediante una encuesta realizada con inspectores de estaciones. Excepto Tucumán Observatorio (período 1957-75), todas las estaciones "rurales" corresponden a aeropuertos ubicados en las afueras de las ciudades. En los casos en los que no se dispone de una estación rural próxima a la estación urbana, la temperatura "rural" de la ciudad fue reconstruida de acuerdo con el método propuesto por Barros y Camilloni (1994). Este método consiste en suponer que bajo condiciones de gradientes superficiales suaves, la temperatura media anual de un cierto lugar puede ser estimada en función de la latitud (*lat*), longitud (*lon*) y elevación (*h*) del lugar:

$$T = T(lat, lon, h) + e \quad (1)$$

donde *e* es el error.

El modelo es de tipo polinómico e incluye los términos lineales, cuadráticos y productos cruzados de las variables consideradas. Para cada año, las variables que mayor proporción de varianza explican son seleccionadas aplicando el método de regresión múltiple por etapas (Draper y Smith, 1966). El modelo muestra buenos resultados y permite evaluar la temperatura media anual en cualquier lugar de la región con un error cuadrático medio inferior a 0.6°C, siempre que la información de entrada proceda de por los menos ocho estaciones meteorológicas localizadas en el área.

Tabla 1

Pares de estaciones urbano-rurales ((*) significa que se utilizó el modelo geográfico para calcular la temperatura "rural" (Barros y Camilloni, 1994)).

ciudad	estación urbana	estación rural	período
La Plata	La Plata Observatorio	La Plata Aero	1968-84
Rosario	Rosario	Rosario (*)	1934-48
Corrientes	Corrientes	Corrientes (*)	1934-61
	Corrientes Aero	"	1962-88
Buenos Aires	Buenos Aires Observatorio	Buenos Aires (*)	1929-50
	Ezeiza Aero	"	1951-91
Córdoba	Córdoba Observatorio	Córdoba Aero	1951-91
Concordia	Concordia	Concordia (*)	1934-64
Tucumán	Tucumán Aero	Tucumán Observatorio	1957-75
Goya	Goya	Goya (*)	1929-76
Santa Fe	Inmaculada Concepción	Santa Fe (*)	1955-57
	"	Sauce Viejo Aero	1959-66

2.2. Regresión entre ΔT_{u-r} y POB

La intensidad media anual de la isla urbana de calor (ΔT_{u-r}) fue calculada para las nueve ciudades enumeradas en la Tabla 1 para los años censales 1947, 1960, 1970, 1980 y 1991 (INDEC, 1991) en los que se encuentra información disponible. Se obtuvieron 16 pares de estaciones; si bien existen datos del par Buenos Aires-Ezeiza para los años 1980 y 1991, no fueron considerados para la regresión debido a que la población de Buenos Aires en esos años es muy superior a la de las otras ciudades estudiadas y podría desviar los resultados.

Karl y otros (1988) encuentran que el efecto urbano es detectable en EE.UU en ciudades con poblaciones superiores a los 2000 habitantes y proponen una relación exponencial entre ΔT_{u-r} y la población (POB) de la forma:

$$\Delta T_{u-r} = a (\text{POB})^b \quad (2)$$

En la Tabla 2 se presentan los valores de los parámetros a y b , del coeficiente de correlación R , la cantidad de datos utilizados N para ajustar la ecuación (2) y el rango de población en el que tiene validez la ecuación propuesta.

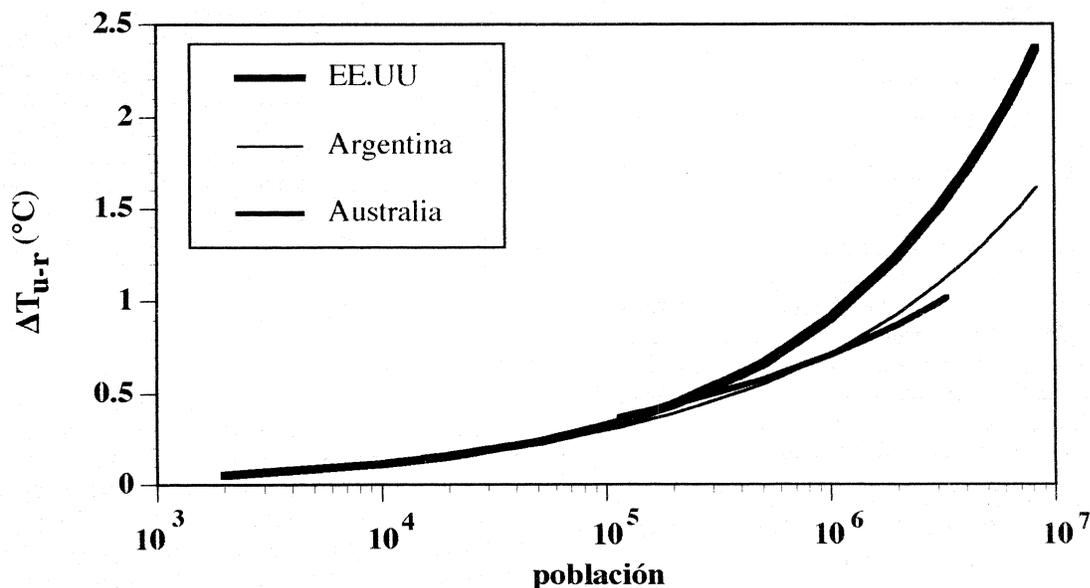


Fig. 2. Curvas de ajuste de diferencia urbana-rural de temperatura media anual (ΔT_{u-r}) en función de la población para ciudades de Argentina, Estados Unidos y Australia.

Asimismo, se comparan los resultados obtenidos con los hallados por Karl y otros (1988) y por Coughlan y otros (1989) al aplicar el modelo (2) a ciudades de EE.UU y Australia, respectivamente.

Tabla 2

Coefficientes a y b de la ecuación (2), coeficiente de correlación (R), cantidad de datos utilizados en el cálculo de los coeficientes (N) y rango de población para los que son válidos los coeficientes.

país	a	b	R	N	rango de población
Argentina	0.00378	0.38	0.91	16	20000 < POB < 8350000
EE.UU	0.00182	0.45	0.57	414	POB > 2000
Australia	0.01130	0.30	0.78	17	115000 < POB < 3300000

La correlación obtenida en ciudades argentinas es mayor que la encontrada en Australia y EE.UU. El nivel de significancia de los coeficientes de correlación es en todos los casos del 99%. En la Figura 2 se muestra ΔT_{u-r} en función de la población para las ciudades argentinas, así como la curva de ajuste propuesta. Asimismo, se presentan las regresiones para ciudades de EE.UU y Australia y su comparación con la obtenida para Argentina. Se encuentra que el calentamiento urbano en EE.UU es mayor que en Argentina para idénticas poblaciones y en todo el rango analizado. Esto probablemente estaría vinculado con el mayor consumo de energía por habitante asociado al mayor desarrollo económico de EE.UU, y a diferencias en las características de las construcciones. Con respecto a Australia, muestra valores inferiores a los de EE.UU en todo el rango y levemente superiores a los de Argentina para poblaciones menores a un millón de habitantes. Esta relación se invierte en ciudades más populosas. La similitud entre las curvas de ajuste de Argentina y Australia se debe probablemente a que ambas regiones están sometidas a climas similares y por lo tanto responden de la misma forma a perturbaciones externas.

3. DIFERENCIA URBANA-RURAL DE LA TEMPERATURA MEDIA ANUAL EN FUNCION DE LA TEMPERATURA RURAL (T_r)

Barros y Camilloni (1994) encontraron que en el área metropolitana de Buenos Aires, si bien la población ha ido incrementándose en forma continua desde comienzos de siglo, la diferencia urbano-rural entre las temperaturas medias anuales (ΔT_{u-r}) presenta una tendencia negativa a partir de 1960. Sugieren que la causa de este comportamiento estaría asociada a una mayor frecuencia de condiciones atmosféricas inestables propias de las mayores temperaturas regionales observadas a partir de esa fecha.

En este trabajo se estudia si la correlación negativa hallada entre ΔT_{u-r} y T_r para la ciudad de Buenos Aires se observa en otras ciudades de Argentina y Australia, considerando a T_r como representativa de las condiciones atmosféricas regionales.

En la Tabla 3 se presentan los resultados encontrados para nueve ciudades argentinas y para cuatro australianas. La información de las estaciones de Australia fue extraída del World Monthly Surface Station Climatology (NCAR, 1992) y los pares urbano-rurales fueron seleccionados según Coughlan y otros (1989).

Se observa que, con excepción de Córdoba, donde la correlación es positiva, y de Tucumán, donde prácticamente no existe correlación, hay una relación inversa entre calentamiento regional e intensidad del calentamiento urbano. El comportamiento atípico de Córdoba podría explicarse por la diferencia de altura entre las dos estaciones ($\Delta h=49$ m). La

ciudad de Córdoba se encuentra en una depresión en relación con sus alrededores y con el aeropuerto, y por lo tanto es razonable esperar que un mayor calentamiento regional intensifique las diferencias entre la ciudad y su entorno. Con respecto a la ciudad de Tucumán sucedería algo similar, ya que la estación urbana (Tucumán Aero) se encuentra 30 m por debajo de la estación rural (Tucumán Observatorio). En ambos casos se trata de localizaciones con una topografía compleja que puede dar lugar a comportamientos diferentes a los que se pueden esperar en la llanura.

Las correlaciones negativas, con bastante significación estadística, entre la temperatura rural y el exceso de calentamiento urbano, están indicando que existe una relación entre ambas variables. La causa física de la misma es que el exceso urbano de temperatura es mayor en condiciones de alta estabilidad hidrostática, mayormente asociadas a bajas temperaturas en superficie (Lee, 1975). Es por ello que en los años más cálidos, en los que estas situaciones son menos frecuentes, el exceso urbano de temperatura resulta generalmente menor.

4. CORRECCION DE TENDENCIAS REGIONALES OBTENIDAS A PARTIR DE LA SERIE DE JONES

4.1. Descripción de la base de datos de Jones

La base de datos conformada por Jones y otros (1991) para el hemisferio sur tiene como fuente primordial los World Weather Records (Smithsonian Institution, 1927, 1934, 1947, and U.S. Weather Bureau, 1959-82). Fue construida a partir de información de temperaturas medias mensuales de 610 estaciones entre 2.5°S y 62.5°S que fueron sometidas a un análisis de homogeneidad mediante la

Tabla 3

Coeficientes de correlación (R) entre ΔT_{u-r} y T_r para ciudades argentinas ((*) significa que se utilizó el modelo geográfico para calcular la temperatura "rural" (Barros y Camilloni, 1994)) y australianas. N es la cantidad de datos.

ciudad	estación urbana	estación rural	R	N	nivel de significancia
ARGENTINA					
Buenos Aires	Bs.As. Observatorio	Buenos Aires (*)	-0.50	63	99
La Plata	La Plata Observatorio	La Plata Aero	-0.30	17	80
Rosario	Rosario	Rosario (*)	-0.70	15	95
Corrientes	Corrientes	Aero-Corrientes (*)	-0.30	44	95
Concordia	Concordia	Concordia (*)	-0.32	25	90
Córdoba	Córdoba Observatorio	Córdoba Aero	0.27	39	90
Tucumán	Tucumán Aero	Tucumán Observatorio	0.02	18	no sig.
Santa Fe	I. Concepción	Sauce Viejo Aero	-0.15	11	60
Goya	Goya	Goya-Goya (*)	-0.25	14	80
AUSTRALIA					
Melbourne	Melbourne R.O.	Laverton	-0.62	21	99
	"	East Sale	-0.10	21	60
Sidney	Sidney	Richmond	-0.72	10	99
	"	Nowra	-0.71	10	95
Brisbane	Brisbane	Amberley	-0.43	17	95
Perth	Perth	Perth Airport	-0.42	10	80

comparación de los datos entre estaciones próximas. De las 610 estaciones disponibles, sólo pudo ser chequeada la calidad del 54% de ellas. En el estudio de homogeneidad se eliminaron para análisis posteriores tres estaciones en las que se identificó calentamiento urbano: Sao Paulo (Brasil), Madang (Nueva Guinea) y Whenupai (suburbio de Auckland, Nueva Zelanda). El método de análisis de homogeneidad utilizado por Jones y otros (1991) no permite separar los efectos de las islas de calor cuando la mayoría de las estaciones de la región son precisamente urbanas. Es obvio que una ciudad como Buenos Aires debe tener un efecto urbano apreciable en la temperatura así como también un alto porcentaje de las estaciones de la región, lo que no es tenido en cuenta en el trabajo citado.

Sólo 293 estaciones fueron incluídas en la base de datos y consideradas aptas para crear una malla de anomalías de temperatura para análisis del hemisferio sur. En el estudio equivalente para el hemisferio norte, Jones y otros (1991) dispusieron de información confiable de 1584 estaciones.

Debido a la distribución irregular de las estaciones y para poder calcular promedios espaciales a escala regional o hemisférica, los datos fueron interpolados a puntos de malla. Con esta finalidad las temperaturas de cada estación fueron reducidas a anomalías respecto del período 1951-70, elegido por ser el que presenta la mayor cantidad de estaciones con información disponible. Las anomalías permiten eliminar las diferencias de elevación entre estaciones y dan mayor representatividad a los promedios espaciales a calcular a partir de ellas.

La malla elegida por Jones es de 5° de latitud por 10° de longitud y abarca la franja entre 5°S y 60°S y el período 1851-1988. Las anomalías en cada punto (T_{gJ}) fueron calculadas promediando todas las estaciones cercanas al punto y utilizando como peso la inversa de la distancia entre sí:

$$T_{gJ} = \frac{\sum_{s=1}^N \alpha_s T_s}{\sum_{s=1}^N \alpha_s} \quad (3)$$

donde T_{gJ} es la anomalía de temperatura en el punto de malla, T_s es la anomalía de temperatura en la estación s y α_s es la inversa de la distancia entre la estación s y el punto de malla.

El número de estaciones (N) considerado para cada punto de malla es variable, aunque cada estación fue utilizada una única vez, asociada al punto más próximo. Evidentemente en las regiones con poca información ésta no parecería ser la técnica más apropiada por cuanto arbitrariamente algunas estaciones reciben más peso que otras. Sin embargo, y debido a que en el Cono Sur al este de los Andes predomina una geografía de llanuras, la variación espacial de la temperatura es moderada por lo que, como se observará luego, esta metodología no introduce mucho error.

4.2. Identificación y corrección de estaciones con componente urbana

En la región representada en la Figura 1, Jones dispone de información en 31 estaciones, de las cuales 27 pertene-

cen a Argentina, 2 a Chile y 2 a Uruguay. A partir del minucioso relevamiento realizado en el Servicio Meteorológico Nacional ya comentado, se encontró que 16 estaciones argentinas de las utilizadas estuvieron o están emplazadas dentro de ambientes urbanos. En la Tabla 4 se presenta una lista de estas estaciones y el período en que deben ser consideradas "urbanas".

Tabla 4

Períodos en los que las estaciones meteorológicas enumeradas deben ser consideradas "urbanas". (Cuando no hay fecha límite debe considerarse que continúan en ambientes urbanos hasta la fecha).

estación	período "urbano"
Río Cuarto	1875-1953
Rosario	1875-1951
Pehuajó	1946-1959
Junín	1901-1958
Buenos Aires Observatorio	1856-
Santa Rosa	1910-1951
Corrientes	1873-1969
Goya	1876-1976
Paso de los Libres	1900-1962
Córdoba Observatorio	1872-
Pilar	1907-
Concordia	1875-1964
Catamarca	1875-1946
San Juan	1871-1947
Salta	1873-1949
Tucumán Aero	1951-1981

La irregularidad de la zona elegida para este estudio se debe a que los puntos de malla (25°S,60°W) y (35°S,70°W) no son considerados ya que incluyen información de pocas estaciones, entre las que se encuentran Asunción (Paraguay), Santiago de Chile y otras ciudades. Es altamente probable que estas estaciones estén afectadas por calentamiento urbano en parte de su registro y no se dispone de la información necesaria para aplicar las correcciones que corresponderían.

Si bien una proporción importante de las 31 estaciones consideradas en la región comenzaron a funcionar hace más de un siglo, presentan gran cantidad de interrupciones que hacen que el análisis presentado en este trabajo se limite al período 1895-1988.

A partir de la ecuación (2) y considerando los parámetros hallados para Argentina (ver Tabla 2), se calcularon las correcciones a aplicar a las 16 estaciones enumeradas en la Tabla 4. Los datos de población de cada una de las ciudades fueron extraídos de los Censos Nacionales de Población y de estimaciones intercensales (INDEC,1991).

Una vez corregidas las series de las estaciones "urbanas" para convertirlas en "rurales" y por lo tanto en aptas para estudios climáticos, se calcularon las anomalías en cada es-

tación tomando como referencia el período 1951-70. Las anomalías en cada punto de malla fueron calculadas interpolando según la ecuación (3).

Otra forma de realizar esta interpolación es mediante un promedio sin utilizar pesos por distancia, ya que la anomalía en cada punto de malla no representa un valor puntual (como sería el resultante de un análisis objetivo) sino el valor promedio para el área representativa del punto de malla de 5° de latitud por 10° de longitud. De esta forma se obtiene un tercer valor de anomalías para cada punto de malla.

4.3. Corrección de estaciones por componente urbana y por efecto de calentamiento regional

A partir de las regresiones lineales entre ΔT_{u-r} y T_r para ciudades argentinas (ver Tabla 3) se estimó una función del coeficiente de regresión (a') vs. población. Debido a la dispersión de los datos se optó por considerar un valor constante para el rango de poblaciones menores a 250,000 habitantes y luego un ajuste lineal. Esta función propuesta fue utilizada en aquellas estaciones identificadas como urbanas para las que no fue posible estimar la intensidad del calentamiento urbano ΔT_{u-r} , por falta de temperaturas rurales de referencia.

Por lo tanto, la anomalía de cada estación corregida por los efectos de urbanización y calentamiento regional puede ser calculada de acuerdo con los siguientes pasos. El segundo de estos efectos es modelado de acuerdo con:

$$(T_u - T_r)_i = a'T_{ri} + b' + e_i \quad (4)$$

donde a' y b' son los coeficientes de regresión y e es el error del modelo. Por medio de una regresión lineal es posible calcular el coeficiente a para cada par de estaciones en el período en que están disponibles. Para el cálculo de las anomalías, en el período de referencia (1951-70) la expresión (4) promediada es:

$$(T_u - T_r)_* = a'T_{r*} + b' + e_* \quad (5)$$

De modo que restando (4) y (5) y despreciando la diferencia ($e_i - e_*$) se obtiene para el año i :

$$A(T_r)_i = A(T_u)_i / (a' + 1) \quad (6)$$

donde A se refiere a la anomalía de la variable incluida en el paréntesis que le sigue. Como:

$$A(T_u)_i = T_{ui} - T_{u*} \quad (7)$$

Por otra parte T_{uoi} , temperatura urbana observada del año i , no sólo varía por las condiciones meteorológicas, sino también por la modificación de las condiciones urbanas que como hemos visto pueden parametrizarse en primera aproximación por la población de acuerdo con la ecuación (2). De esta manera si se quiere descontar el efecto del crecimiento de la población T_{uoi} debe ser modificado de acuerdo con la ecuación (2). En consecuencia

$$T_{ui} = T_{uoi} - F(POB_i) + F(POB^*) \quad (8)$$

donde POB^* es la población media del período de referencia.

$$A(T_r)_i = (T_{uoi} - T_{u*} - F(POB_i) + F(POB^*)) / (a' + 1) \quad (9)$$

En la Figura 3 se presentan las anomalías para la ciudad de Buenos Aires corregidas por urbanización y por efecto urbano más calentamiento regional. Se observa que la corrección es apreciable y magnifica las anomalías, haciendo por lo tanto mayores las tendencias.

4.4. Temperatura media regional

Considerando los cuatro puntos de malla que están incluidos en el área de análisis de este trabajo, es posible calcular la temperatura media regional mediante la fórmula propuesta por Jones y otros (1986b):

$$\langle T \rangle = \sum_{g=1}^4 T_g \cos(LAT_g) / \sum_{g=1}^4 \cos(LAT_g) \quad (10)$$

donde T_g es la anomalía de temperatura y LAT_g la latitud de cada punto de malla.

En las Figuras 4a y 4b se presentan las curvas obtenidas para el promedio regional (período 1895-1988) utilizando las anomalías de Jones y las calculadas mediante el promedio aritmético de la región. Como se aprecia, se presentan algunas diferencias por lo que la posterior discusión se hará exclusivamente con los promedios aritméticos regionales.

En las Figuras 5a y 5b se presentan las anomalías calculadas corregidas por calentamiento urbano, ecuación (2), y las que incluyen además de la corrección por efecto urbano la corrección por variación de la temperatura regional, ecuación (4). Asimismo, en todos los casos se presentan los promedios móviles de 10 años correspondientes a cada curva.

Las correcciones aplicadas en las series, en su mayoría hasta la década del '50, muestran que las mayores diferencias entre los resultados de Jones y los nuestros se encuentran en el período 1910-1940 y 1965-80. En ambos casos las anomalías de Jones son más negativas que las nuestras debido a que en su cálculo de las temperaturas de referencia para hallar las anomalías en cada estación obtiene mayores valores al no eliminar el calentamiento urbano. Las diferencias a partir de 1960 se acentúan debido a que muchas estaciones hasta ese momento urbanas, fueron trasladadas a los aeropuertos de las ciudades ubicados en áreas rurales. Estos cambios de ubicación fueron considerados en nuestras correcciones (ver Tabla 4) de la serie de Jones, lo que no fue hecho en la serie original de Jones.

En la Tabla 5 se presentan las tendencias de calentamiento de cada una de las curvas para el período completo (1895-1988) y para el período de máximo calentamiento (1906-1950), calculadas mediante regresiones lineales. En todos los casos las tendencias encontradas son significativas al 95%, habiéndose utilizado para el análisis de significancia el test de Mann-Kendall (WMO, 1966). Esto coincide con los resultados hallados por distintos autores (Bloomfield, 1992; Bloomfield y Nychka, 1992) en el estudio de significancia de tendencias en series de temperatura hemisféricas o globales. Por ejemplo, Solow (1987) analiza la serie de temperatura media anual del hemisferio sur construida por Jones (1985) y aplicando un test de regresión de dos fases encuentra que es significativa.

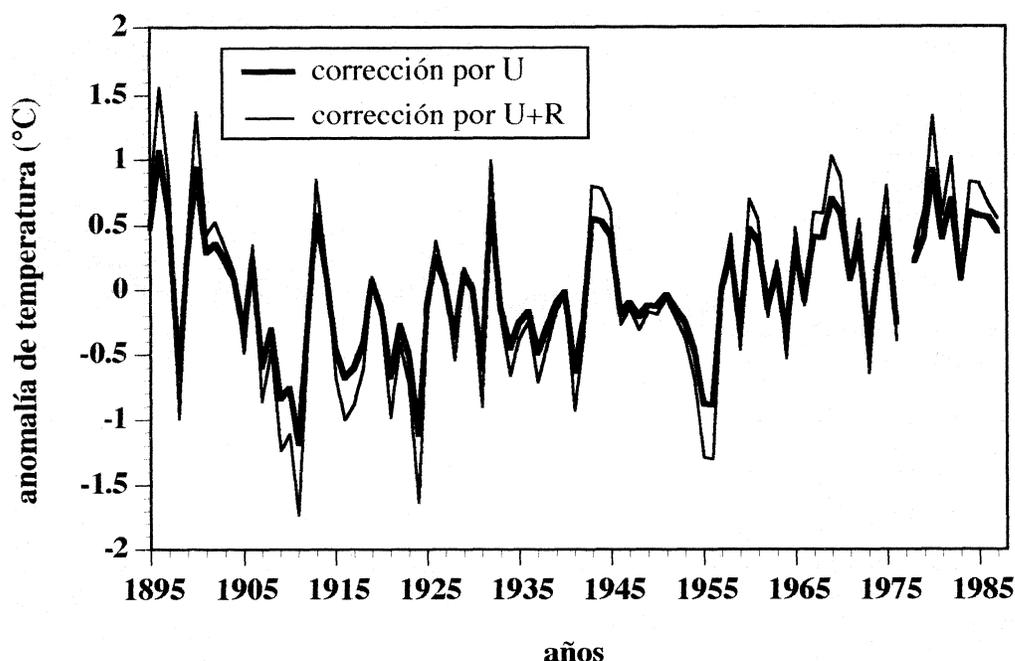


Fig. 3. Anomalías de temperatura media anual para la ciudad de Buenos Aires (Argentina), corregidas por urbanización (U) y por urbanización y calentamiento regional ($U+R$).

Tabla 5

Tendencias de las series promediadas para la región indicada en la Figura 1: $\langle T_{gj} \rangle$ (según Jones), $\langle T_{gu} \rangle$ (corregida por urbanización) y $\langle T_{gur} \rangle$ (corregida por urbanización y calentamiento rural) para el período completo y para el de mayor calentamiento (1906-50).

serie	período	tendencia
$\langle T_{gj} \rangle$	1895-1988	0.5°/100 años
	1906-1950	1.1°/100 años
$\langle T_{gu} \rangle$	1895-1988	0.2°/100 años
	1906-1950	0.8°/100 años
$\langle T_{gur} \rangle$	1895-1988	0.2°/100 años
	1906-1950	0.9°/100 años

A partir de la comparación de las tendencias obtenidas se encuentra que la serie construida con los datos de Jones y otros (1991) está fuertemente influenciada por el efecto urbano presentando tendencias magnificadas. Se aprecia que en el período de casi un siglo (1895-1988) la tendencia positiva de la temperatura regional después de corregir las temperaturas por efecto urbano es de sólo 0.2°/100 años frente a los 0.5°/100 años calculados con los datos de Jones. En el período de mayor calentamiento (1906-1950) estas tendencias son apreciablemente mayores y la diferencia entre la serie de Jones y la corregida por urbanización es de 0.3°/100 años.

El efecto de la corrección por la variación de la temperatura regional es de sentido opuesto, como era de esperar, al

de la corrección por urbanización. No introduce diferencias en la tendencia del período 1895-1988, pero sí en el período 1906-1950. Ello se debe a que un alto porcentaje de las estaciones pasaron a ser rurales a partir de 1950, introduciendo un efecto adicional a los aquí discutidos. En el período de mayor calentamiento la serie de Jones presenta una tendencia de 1.1°/100 años que al corregirse por efecto de urbanización se reduce en 0.3°/100 años mientras que cuando se incluye la corrección por la variación de la temperatura regional esta corrección es de sólo 0.2°/100 años.

Si bien el efecto de corregir series por urbanización y por calentamiento regional se traduce en importantes variaciones de tendencia, tal como se mostró en la sección anterior para la ciudad de Buenos Aires, esta corrección aparece como menos importante al calcular promedios regionales. Sin embargo, es de esperar que este efecto sea más significativo en regiones donde la mayor parte de la información utilizada en el cálculo de tendencias hemisféricas o regionales provenga de estaciones urbanas, como sucede en amplias zonas de Estados Unidos y Europa.

5. CONCLUSIONES

En la Argentina, la dependencia del exceso urbano de temperatura con la población de las ciudades es muy similar a la de Australia. Este exceso es inferior, para todo el rango de población, al de Estados Unidos.

En la región analizada se encuentra que las tendencias de la temperatura regional en el último siglo son débiles y sólo representan menos de la mitad de las estimadas a partir de los datos de Jones y otros (1991). Estas diferencias se deben a que Jones y otros (1991) incurrieron en el error de

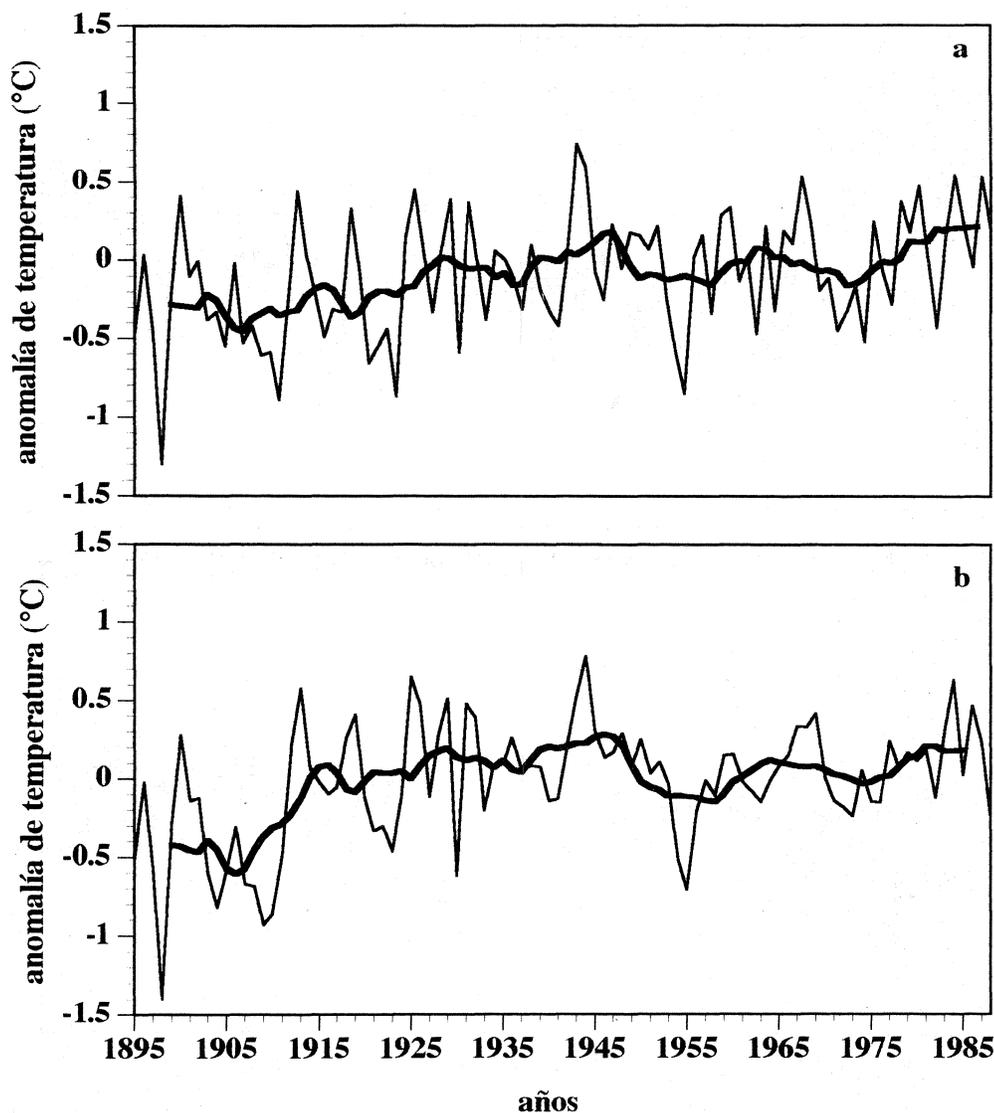


Fig. 4. Anomalías de temperatura media anual regional según Jones y otros (1991) (a) y calculadas a partir de los datos de Jones y otros (1991), pero promediando aritméticamente (b).

no identificar las series provenientes de estaciones ubicadas dentro de ciudades y utilizaron las mismas sin aplicar correcciones por urbanización.

La correlación entre la temperatura media anual de las áreas rurales y el exceso urbano de temperatura es negativa tanto en la Argentina como en Australia indicando la posibilidad de que este exceso esté siendo sobrestimado en las correcciones de temperatura por urbanización. En el caso de la región estudiada esta sobrestimación alcanzaría 0.1°/100 años en el período de mayor calentamiento entre 1906 y 1950.

Los resultados de este trabajo demuestran lo acertado de la sugerencia de Karl y Jones (1989) sobre la importancia de realizar estudios regionales para perfeccionar el conocimiento de las tendencias globales de la temperatura de superficie. Sin embargo, no parece acertada su extrapolación

para todo el hemisferio norte del calentamiento urbano espúreo que determinaron para Estados Unidos, de 0.1°C para los últimos 80 años.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar su más sincero agradecimiento a la Lic. Silvia Nuñez, al Téc. Met. Néstor Ramos y al Inspector Héctor Lobo del Servicio Meteorológico Nacional por su colaboración en la identificación de estaciones urbanas y rurales en la región de análisis y al Lic. Norberto García de la Universidad del Litoral por facilitar los datos de la estación Inmaculada Concepción.

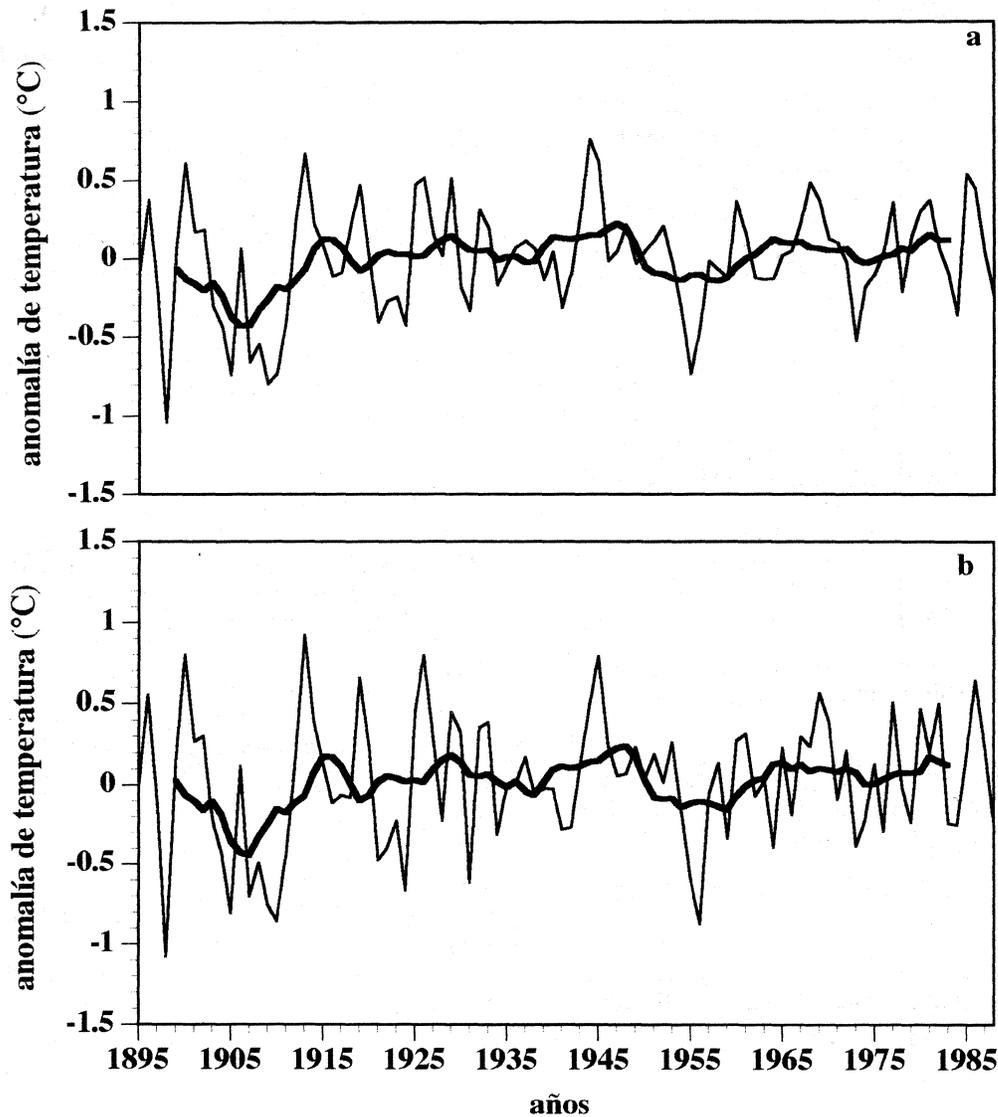


Fig. 5. Anomalías de temperatura media anual regional corregidas: (a) por calentamiento urbano (U) y (b) por calentamiento urbano y regional (U+R).

BIBLIOGRAFIA

BARROS, V. y I. CAMILLONI, 1994. Urban biased trends in Buenos Aires' mean temperature. *Clim. Res.* 4, 33-45.

BLOOMFIELD, P., 1992. Trends in global temperature. *Climatic Change* 21, 1-16.

BLOOMFIELD, P. y D. NYCHKA, 1992. Climate spectra and detecting climate change. *Climatic Change* 21, 275-287.

COUGHLAN, M., R. TAPP y W. KININMONTH, 1989. Trends in Australian temperature records. *En: Observed Climate Variations and Change: Contributions in Support of Section 7 of the 1990 IPCC Scientific Assessment.* Intergovernmental Panel on Climate Change, 1-28.

DRAPER, N. y H. SMITH, 1966. *Applied regression analysis.* John Wiley & Sons.

HANSEN, J. y S. LEBEDEFF, 1987. Global trends of measured surface air temperature. *J. Geophys. Res.* 92, 13345-13372.

HOUGHTON, J.T., E.J. JENKINS y J.J. EPHAUMUS, (eds.). 1990. *Climatic Change: The scientific assessment.* Cambridge University Press.

INDEC. 1991. *Censo Nacional de Población. Resultados Provisionales.*

JONES, P. D: 1985. Southern hemisphere temperatures 1851-1985. *Climate Monitor* 14, 132-140.

- JONES, P. D., S. C. B. RAPER, R. S. BRADLEY, H. F. DIAZ, P.M. KELLY y T.M.L. WIGLEY, 1986a. Northern hemisphere surface air temperature variations: 1851-1984. *J. Clim Appl. Met.* 25, 161-179.
- JONES, P.D., S.C.B. RAPER y T.M. WIGLEY, 1986b. Southern hemisphere surface air temperature variations 1851-1984. *J. Clim. Appl. Met.* 25, 1213-30.
- JONES, P.D., P. M. KELLY, C. M. GOODESS y T. R. KARL, 1989. The effect of urban warming on the northern hemisphere temperature average. *J. of Climate* 2, 285-290.
- JONES, P. D., S. C. B. RAPER, B. S. G. CHERRY, C. M. GOODESS, T. M. L WIGLEY, B. SANTER, P. M. KELLY, R. S. BRADLEY y H. F. DIAZ, 1991. An updated global grid point surface air temperature anomaly data set: 1851-1990. Environmental Sciences Division. Publication No. 3520.
- KARL, T. R., H. F. DIAZ y G. KUKLA, 1988. Urbanization: its detection and effect in the United States climate record. *J. of Climate* 1, 1099-1123.
- KARL, T. R. y P. D. JONES, 1989. Urban bias in area-averaged surface air temperature trends. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 70, 265-270.
- LANDSBERG, H. 1975. Atmospheric changes in a growing community. Inst. Fluid Dynamic Appl. Math. Tech. Note No. BN823. Univ. of Maryland.
- LANDSBERG, H. 1981. The urban Climate. Academic Press.
- LEE, D. O. 1975. Rural atmospheric stability and the intensity of London's heat island. *Weather* 30, 102-109.
- OKE, T. R. 1973. City size and the urban heat island. *Atmos. Environ.* 7, 769-779.
- OKE, T. R. 1979. Review of urban climatology. WMO Tech. Note No. 169.
- OKE, T.R. 1982. The energetic basis of the urban heat island. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.* 108, 1-24.
- SOLOW, A. R. 1987. Testing for climate change: an application of the two-phase regression model. *J. Clim. Appl. Met.* 26, 1401-1405.
- WIGLEY, T. M. L. y P. D. JONES, 1988. Do large-area-average temperature series have an urban warming bias? (Response to the manuscript by F.B. Wood). *Climatic Change* 12, 313-319.
- WMO. 1966. Technical Note No. 79: Climatic Change.
- WMO. 1986. Proc. of the Tech. Conf. on Urban climatology and its applications with special regard to tropical areas. Mexico, 1984. WMO No.652.
- WOOD, F. B. 1988. Comment: On the need for validation of the Jones *et al.* temperature trends with respect to urban warming. *Climatic Change* 12, 297-312.

Inés Camilloni y Vicente Barros
Departamento de Ciencias de la Atmósfera. Universidad de Buenos Aires. Ciudad Universitaria. Pabellón II. 2° piso. (1428) Buenos Aires. Argentina.