

## RELACIÓN DE LA TEMPERATURA INVERNAL DEL NORTE DE LA PENÍNSULA IBÉRICA CON ÍNDICES TELECONECTIVOS Y TEMPERATURA DEL AGUA DEL MAR

Jon SÁENZ, Juan ZUBILLAGA y Concepción RODRÍGUEZ PUEBLA  
*Dpto. de Física Aplicada II. Facultad de Ciencias. Universidad del País Vasco*

### RESUMEN

En este trabajo se analiza la relación entre la temperatura media de invierno en la parte oriental de la Cornisa Cantábrica con diversos patrones de circulación atmosférica y las anomalías de temperatura superficial del agua del Océano Atlántico. Se sugieren algunas interpretaciones físicas para las relaciones encontradas.

**Palabras Clave:** Teleconexión, interanual, temperatura, Ibérica, Cantábrico

### ABSTRACT

In this work, the relationship between several circulation patterns and the average winter temperature in the eastern part of the Cantabric Coast is analysed. The links with Atlantic Sea Surface Temperature anomalies are also described. Some physical explanations of the observed links are presented.

**Key words:** Teleconnexion, interannual, temperature, Iberian, Cantabric

### INTRODUCCIÓN

El estudio de la variabilidad interanual de diversos elementos climáticos tiene gran interés porque permite desentrañar las relaciones existentes entre el clima de una zona determinada y las características globales del sistema climático en su conjunto. La primera sección presenta los datos utilizados en el estudio. A continuación, se explica el proceso seguido para obtener mediante técnicas estadísticas multivariadas una serie de temperatura regional. Posteriormente se estudia la variabilidad temporal de la señal mediante la transformada de Fourier variable con el tiempo. A continuación se muestran los resultados de un estudio de correlación de la señal obtenida con las de los patrones de circulación atmosférica de mayor importancia en el área, y las justificaciones físicas que explican los resultados obtenidos. De la misma manera, se presentan los resultados de la correlación de la señal obtenida con las anomalías de temperatura de agua del mar en la cuenca Atlántica. Finalmente, se presentan las principales conclusiones obtenidas.

## 1. DATOS UTILIZADOS

Para este trabajo se han empleado series de temperatura media mensual suministradas por el Instituto Nacional de Meteorología. Los observatorios empleados han sido Burgos, Igeldo, Logroño (Agoncillo), Olite, Santander y Sondika.

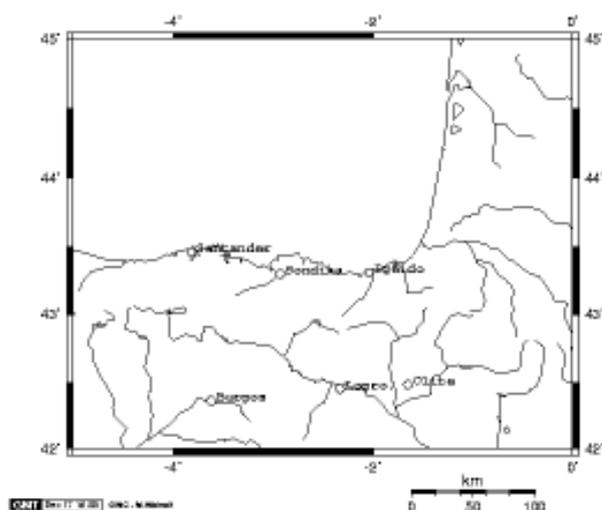


Figura 1. Situación de los observatorios

La selección de los observatorios ha estado basada en la longitud de los registros y en sus diferencias locales. Los observatorios son distintos en lo relativo a topografía o continentalidad (GARCÍA DE PEDRAZA y REIJA, 1994), y su pertenencia a cuencas hidrográficas diferentes da buena fe de ello (Fig.1). Sin embargo, espacialmente, ocupan un área pequeña, por lo que la variabilidad interanual se puede explicar mediante las características de la circulación general atmosférica.

El conjunto de datos empleados cubre el período 1950 a 1996, ambos incluidos. Dentro de este período, solamente existen lagunas en los inviernos de 1974 y 1996 de Olite que se han rellenado mediante regresión lineal bidimensional con los

datos de Burgos y Logroño. Los coeficientes de regresión se han calculado de forma independiente para cada mes. A partir de los datos originales, se han calculado las medias de Diciembre, Enero y Febrero para obtener las series invernales.

Una vez eliminada la tendencia obtenida por regresión lineal de forma independiente en cada observatorio, todas las series superan el test de Alexandersson (ALEXANDERSSON, 1986) con un nivel de significación del 95%. A excepción de las de Logroño y Olite, las tendencias obtenidas son razonablemente consistentes entre sí, del orden de  $0.03^{\circ}\text{C}/\text{año}$  y significativas al 95%, pero sus valores distan de los valores obtenidos por otros investigadores a escala global. Ello se puede deber a efectos regionales o, simplemente, a que estas tendencias son más bien reflejo del proceso de urbanización y no son representativas de una variabilidad climática real en la zona. Este aspecto tendría que ser analizado de forma detallada, pero no es el objetivo principal de este trabajo. Por ello, estas tendencias se entienden de momento más bien como algún tipo de inhomogeneidad o bien el reflejo de variabilidad de muy baja frecuencia que, en cualquier caso, no se va a poder resolver de forma adecuada con el conjunto de datos disponibles, por lo que se ha eliminado la tendencia para el resto del análisis.

## 2. OBTENCIÓN DE UNA SERIE REGIONAL

Con el fin de obtener una serie regional, se ha estudiado el conjunto de los seis observatorios mediante análisis de componentes principales de la matriz de correlación. Debido a la posición de los observatorios, no se han tenido en cuenta factores de área (BUELL, 1978 y NORTH *et al.*, 1982) en el cálculo de las covarianzas. El número de componentes a retener se ha calculado mediante el test de Bartlett (JACKSON, 1991), que indica tres componentes diferentes, pero los autovectores dos y tres son degenerados según el criterio de North.

La estabilidad de los tres primeros autovectores se ha estudiado mediante el cálculo del coeficiente de congruencia entre los autovectores de submuestras aleatorias y los correspondientes a la muestra total (RICHMAN, 1986).

El primer autovector muestra un comportamiento excelente, mientras que los autovectores dos y tres son bastante inestables, y el histograma de distribución de los coeficientes de congruencia de ambos es muy similar, lo que es un rastro claro de la degeneración. Dado que el primer componente explica un 92% de la varianza de la muestra, se ha optado finalmente por retener solamente ese componente principal como significativo, dado que ya otras referencias previas (BUELL, 1978; JACKSON, 1991) indican que el test de Bartlett tiende a retener demasiados autovectores. El primer componente principal refleja la variabilidad común de la temperatura en la zona (Fig. 2).

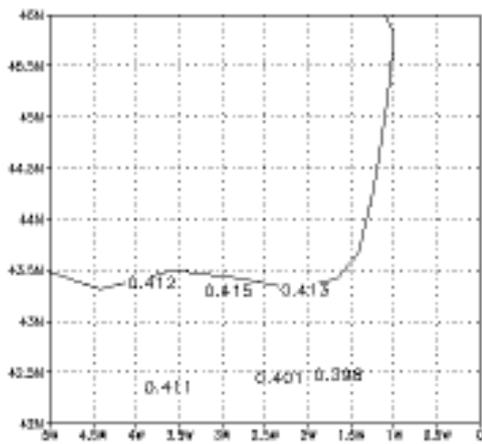
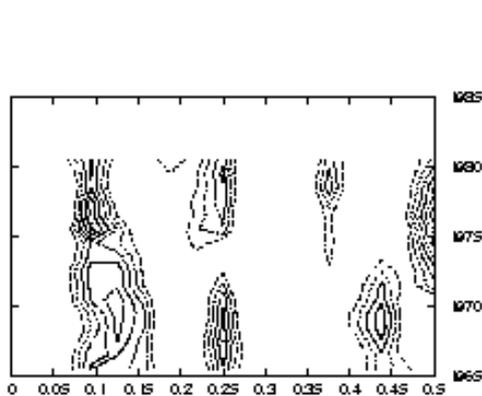


Figura 2. Primer EOF de temperatura invernal en la zona

## 3. VARIABILIDAD TEMPORAL

Dada la falta de estacionariedad de las series estudiadas, la variabilidad temporal se ha estudiado



por medio de la transformada de Fourier variable con el tiempo. Se ha dividido la serie original en intervalos de 32 años para los cuales se ha estimado la densidad espectral utilizando una ventana coseno para promediación del periodograma con un ancho de banda de  $0.08 \text{ años}^{-1}$  y una suavización de datos del 10% de la ventana en cada segmento en cada lado (Fig. 3).

Figura 3. Transformada de Fourier variable con el tiempo del primer PC de temperatura invernal.

La densidad espectral obtenida se ha dividido por la densidad espectral que correspondería a una cadena de Markov de primer orden de la misma autocorrelación para un desfase 1 que la del segmento original, de forma que un contorno superior a 1 indica zonas significativas al 95%. La energía se distribuye fundamentalmente en tres bandas. La primera, hasta siete años, es bastante estable. La segunda, en torno a un período de cuatro años, desaparece en torno a 1972 y reaparece en la parte final del registro. Existe asimismo una parte significativa de energía en la banda cuasibianual pero en algunos momentos se desplaza a la frecuencia de Nyquist, lo que indica problemas de *aliasing* en la serie.

El carácter de la serie, corto y ruidoso, no parece hacer recomendable el uso de herramientas muy refinadas de análisis espectral. Por ello, se ha separado de la señal original la parte correspondiente a la alta frecuencia (período menor que siete años) mediante un filtro digital de Kolmogorov-Zurbenko (ESKRIDGE *et al.*, 1997).

#### 4. RELACIÓN CON EL SISTEMA CLIMÁTICO GLOBAL

##### 4.1. Relación con patrones atmosféricos de teleconexión

Se ha empleado análisis de correlación entre las señales sin filtrar y de alta frecuencia del primer componente principal y los índices correspondientes a los patrones de teleconexión para la superficie de 700hPa definidos por el Centro de Predicción Climática de NOAA.

De todos los patrones definidos en este servidor (BELL y HALPERT, 1995), el análisis se ha limitado a aquéllos de influencia potencialmente más alta, *East Atlantic*, *North Atlantic Oscillation*, *East Atlantic/West Russia*, *Polar Eurasia* y *Scandinavia*.

Con objeto de derivar límites para un intervalo de confianza del 95% que tengan en cuenta tanto la autocorrelación original de las series empleadas como el efecto derivado del filtrado para las señales de alta frecuencia, se ha empleado un método de Monte Carlo basado en la generación de series X e Y (procesos de Markov de orden 1) cuyas autocorrelaciones son iguales a la máxima de cada serie y una longitud total de 500000 *años* tras un período de inicialización de 1000 *años* para descartar la influencia de las condiciones iniciales. A partir de estas series se han derivados los histogramas numéricos correspondientes al coeficiente de correlación de segmentos de 47 años (series originales) y de 41 años (series filtradas). La correlación máxima obtenida para las señales originales entre el primer PC de temperatura invernal y el patrón *East Atlantic* (EA) para el registro total es de 0.54, mientras que el límite de significación al 95% vendría dado por 0.30. En lo referente a la señal de alta frecuencia, la correlación entre la temperatura invernal (PC1) y EA es de 0.63, con un límite de significación de 0.34 para el registro total. Los resultados correspondientes a la Oscilación del Atlántico Norte no son significativos en ningún caso (RODRÍGUEZ PUEBLA *et al.*, 1999). Lo mismo sucede para el resto de los patrones analizados, a excepción del patrón *East Atlantic/West Russia* (EW), donde la correlación es significativa para el registro total, aunque no tan alta como para EA.

Para comprobar la estabilidad con el tiempo de las correlaciones obtenidas, se han calculado los coeficientes de correlación para segmentos móviles de 32 años (Fig. 4). Las correlaciones del primer PC de temperatura (PC1) con el patrón EA son significativas en ambos casos (datos originales y filtrados de alta frecuencia) para todo el registro, algo que no sucede en el caso de PC1 y EW. Finalmente, todas las correlaciones mencionadas se han analizado mediante los tests de Spearman y Kendall. La correlación de EA con PC1 es significativa al 95% bajos estos tests no paramétricos,

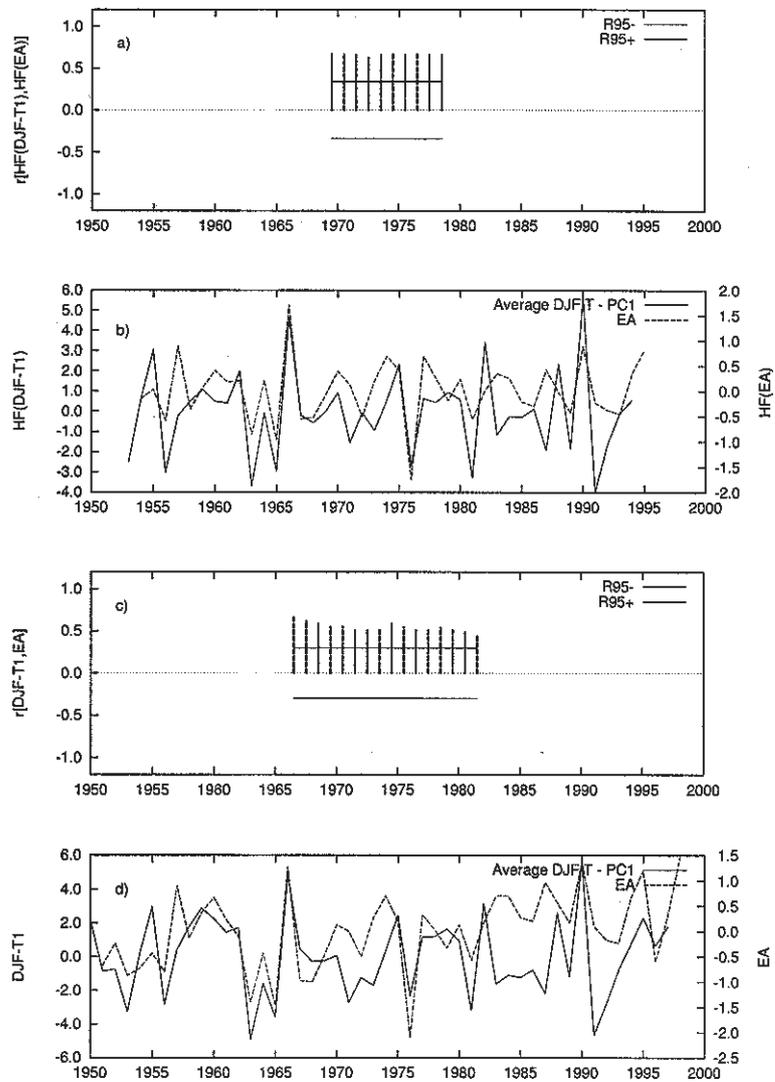


Figura 4 Coeficiente de correlación (PC1 y EA) centrado en el punto medio de cada segmento de 32 años de la señal de alta frecuencia (a) y original (c), cuyas series temporales se muestran en b (filtrada) y d (originales).

tests no superados por el caso de EW.

#### 4.2. Relación con la temperatura del Océano Atlántico

Se han analizado las correlaciones del primer PC de temperatura en la zona y la temperatura media mensual en una red de 5°x5° para el intervalo 1950 a 1996. Se han empleado datos mensuales de temperatura de agua del mar (GOSTA8-Plus) teniendo en cuenta el diferente tiempo de respuesta de la atmósfera y el océano. Estas correlaciones se han calculado utilizando diferentes desfases (+6/-

6 meses) sumados al tiempo correspondiente al dato de agua del mar. Debido a que los datos no válidos están distribuidos de una forma no uniforme en el conjunto oceánico, no ha sido posible calcular los coeficientes de correlación para un número de grados de libertad temporales constante para cada figura. En cualquier caso, si el número de grados de libertad en una celda es inferior a 30, el coeficiente de correlación correspondiente se ha marcado como inválido. Por término medio, el número de grados de libertad de los puntos válidos en el mapa es de 46. En los mapas no se han dibujado contornos de coeficiente de correlación en el intervalo  $[-0.3, 0.3]$ , correspondientes a un nivel de significación entre 90% y 95%.

Los resultados obtenidos muestran una mayor correlación para el agua del mar correspondiente al mes de febrero que al mes de enero, lo que sería indicativo de la existencia de una mayor influencia de la atmósfera sobre la temperatura superficial del océano que a la inversa, algo ya señalado previamente por otros investigadores (ZORITA *et al.*, 1992; DRUFFEL, 1997). Por otra parte, la señal

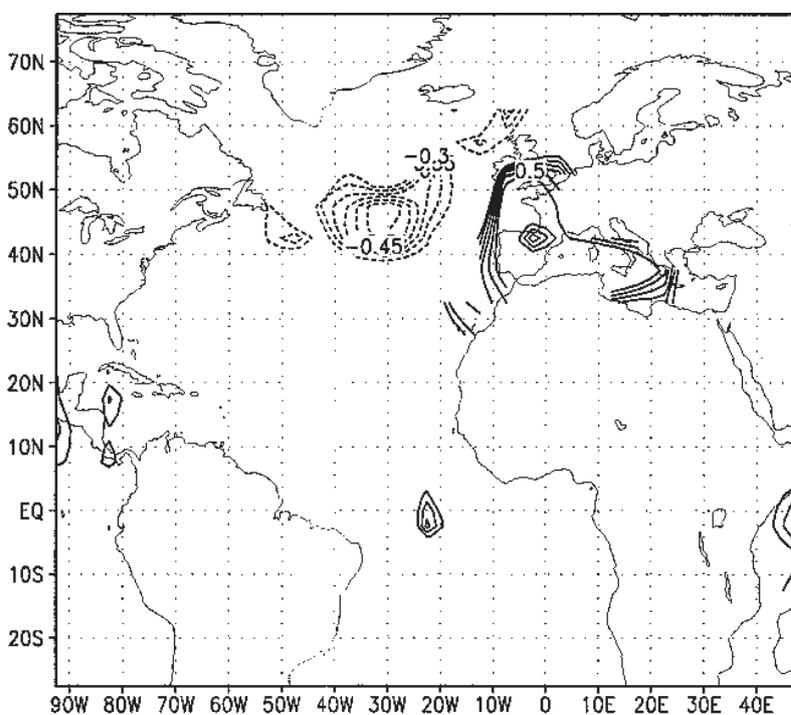


Figura 5 Coeficiente de correlación de las componentes de alta frecuencia de PC1 con la temperatura oceánica correspondiente a febrero.

es más intensa en alta frecuencia que para los datos originales (Fig. 5). Debido a un problema de espacio, solamente se presenta la gráfica correspondiente a la alta frecuencia de febrero.

Como es bien sabido, en este tipo de mapas de correlación, el efecto de la multiplicidad (KATZ y BROWN, 1991) reduce la significación total del mapa presentado, ya que al calcular de forma simultánea el coeficiente de correlación para 473 puntos, si se trabaja a un nivel de significación del 5%, es de esperar que del orden de 20 puntos sean significativos de forma espúrea. Por ello, resultaría necesario estimar numéricamente la significación del experimento global, teniendo en cuenta el número de puntos empleados y la diferente contribución de cada punto con su

autocorrelación, el número (variable) de grados de libertad temporales y el filtro empleado. En lugar de ello, se va a intentar presentar una explicación física que justifique la coherencia de los resultados obtenidos con los de la sección 4.1 y que permita plantear globalmente el problema.

### 4.3. Justificación de ambos resultados

Las relaciones a justificar en este apartado son que una fase alta del patrón EA explica inviernos más cálidos que lo normal en la costa cantábrica y temperaturas del agua del mar más bajas que lo normal en una zona centrada en (35°W,45°N). La primera de las relaciones es lógica, ya que si se analiza el mapa de anomalías de geopotencial correspondientes a una fase positiva de EA (BELL y HALPERT, 1995), éste está caracterizado por una zona de anomalías negativas centrada en (30°W,55°N). Aquellos inviernos en los que el índice EA tenga un valor alto, estarán caracterizados por una anomalía de flujo geostrofico procedente del sudoeste sobre la costa Cantábrica inducida por este centro de baja presión. Ello corresponde a la advección de masas cálidas procedentes del Atlántico subtropical. Además, estas masas deben superar diversas barreras montañosas durante el cruce de la Península Ibérica con lo que el efecto Föhn asociado a ellas explica el aumento de temperatura. En el caso de fases negativas de EA, la anomalía de geopotencial asociada a EA explica un flujo del noroeste sobre la zona, con la advección de masas procedentes del Atlántico Norte y ausencia de efecto Föhn, con lo que los inviernos son más frescos. Esta hipótesis se ha comprobado mediante el cálculo del coeficiente de correlación correspondiente al flujo geostrofico medio en la superficie de 700 hPa obtenido a partir de los reanálisis del NCEP y el primer PC de temperatura invernal en el área. Este coeficiente de correlación supera ampliamente los márgenes nominales de significación e indica un flujo medio de suroeste sobre el área de estudio durante los inviernos cálidos.

Por otro lado, en lo referente a la temperatura del océano, si se asume como cierta la hipótesis de que la atmósfera gobierna en estas escalas temporales la anomalía superficial de temperatura del océano, la existencia de una baja presión en un flujo preponderante del oeste permite explicar, de acuerdo a la teoría de Bjerknes (ZORITA *et al.*, 1992), la existencia de aguas más frías al sudoeste del centro de la baja presión debido a los flujos anómalos de calor latente y sensible que se producen. Por tanto, en aquellos inviernos en los que la fase EA es positiva (anomalía positiva de temperatura), aparece una baja predominante en 700 hPa en (30°W,55°N) que permite explicar aguas más frías de lo normal (coeficiente de correlación SST-PC1 de temperatura negativo) en (35°W,45°N) (Fig. 5).

## 5. CONCLUSIONES

La cornisa Cantábrica presenta un comportamiento espacial homogéneo en términos de variabilidad interanual de temperatura. Las diferencias existentes entre los observatorios a la hora de analizar los factores topográficos o de continentalidad permiten asumir que esta variabilidad común deriva de la circulación atmosférica a gran escala.

La variabilidad interanual de temperatura está correlacionada positivamente con el índice teleconectivo asociado al patrón EA debido al tipo de flujo y a la advección de masas de aire causadas por este patrón. Esta relación se cumple tanto en el caso de los datos originales como para las componentes de alta frecuencia. La interpretación dada coincide con el flujo geostrofico medio a 700hPa calculado de los reanálisis.

En el caso del Océano Atlántico situado en los alrededores de la zona EA, la explicación causal obtenida para la componente atmosférica del sistema climático permite explicar la correlación de la temperatura superficial del mar y la temperatura media invernal si se asume que en las escalas temporales estudiadas la atmósfera gobierna la distribución superficial de la temperatura del mar en la cuenca Atlántica.

## BIBLIOGRAFÍA

- ALEXANDERSSON, H (1986): "A homogeneity test applied to precipitation data", *Journal of Climatology*, **6**, 661-675.
- BELL, G.D. y M.S. HALPERT (1995): *NOAA Atlas No. 12. Interseasonal and Interannual Variability: 1986 to 1993*, Camp Springs, Climate Analysis Center, NOAA, 256 pp.
- BUELL, C.E. (1978): "The number of significant proper functions of two-dimensional fields", *Journal of Applied Meteorology*, **17**(6), 717-722.
- ESKRIDGE, R.E. *et al* (1997): "Separating different scales of motion in time series of meteorological variables", *Bulletin of the American Meteorological Society*, **78**(7), 1473-1483.
- DRUFFEL, E.R.M. (1997): "Pulses of rapid ventilation in the North Atlantic surface ocean during the past century", *Science*, **275**, 1454-1457.
- GARCÍA DE PEDRAZA, L. y A. REIJA (1994): *Tiempo y clima en España. Meteorología de las Autonomías*, Madrid, DOSSAT-2000, 410 pp.
- JACKSON, J.E. (1991): *A User's Guide to Principal Component*, Nueva York, John Wiley & Sons, 569 pp.
- KATZ, R.W. y B.G. BROWN (1991): "The problem of multiplicity in research on teleconnections", *International Journal of Climatology*, **11**, 505-513.
- NORTH, G.R. *et al.* (1982): "Sampling errors in the estimation of empirical orthogonal functions", *Monthly Weather Review*, **110**, 699-706.
- RICHMAN, M.B. (1986): "Rotation of principal components", *Journal of Climatology*, **6**, 293-335.
- RODRÍGUEZ-PUEBLA, C. *et al.* (1999): "Influences of teleconnection indices on Iberian Peninsula precipitation", *8<sup>th</sup> Confeference on Climate Variations*, 13-17 de septiembre, Denver (Colorado)
- ZORITA, E. *et al.* (1992): "The atmospheric circulation and sea surface temperature in the North Atlantic area in winter: their interaction and relevance for Iberian precipitation", *Journal of Climate*, **5**, 1097-1108.

## AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido posible gracias a los proyectos CLI98-0236 y CICYT96-1871-CO-04 del Plan Nacional de I+D, CICYT. Se agradece asimismo el suministro por parte del Instituto Nacional de Meteorología de los datos empleados. Los datos de temperatura de agua del mar han sido suministrados por NASA, *Physical Oceanography Distributed Active Archive Center, Jet Propulsion Laboratory, California Institute of Technology*

