

Ajuste de un modelo VARMA para los campos de anomalías de precipitación en Centroamérica y los índices de los océanos Pacífico y Atlántico Tropical

ERIC J. ALFARO¹

Depto. de Oceanografía, Universidad de Concepción, Casilla 160-C, Concepción, Chile

LUIS CID

Depto. de Estadística, Universidad de Concepción, Concepción, Chile

(Manuscrito recibido el 17 de agosto, 1998; aceptado en forma final el 19 de enero, 1999)

RESUMEN

Diversos estudios han mostrado que condiciones anómalas de la temperatura superficial del mar (ATSM) de los océanos Pacífico y Atlántico Tropical, afectan la intensidad y duración de la estación lluviosa sobre Centroamérica. Con el fin de identificar en la región las estaciones pluviométricas con curvas de anomalías similares entre sí, 72 estaciones de precipitación de la región fueron sometidas a un proceso de agrupación, identificándose cinco conglomerados. Posteriormente se ajustó un modelo Vectorial Autorregresivo-Medias Móviles (VARMA), con el objetivo de cuantificar la interacción océano-atmósfera entre distintos índices oceanográficos en el Pacífico y Atlántico Tropical y los regímenes de precipitación en Centroamérica, representados por las primeras EOF's de los distintos conglomerados. Este modelo mostró que la principal influencia sobre la región la ejerce el Atlántico Tropical Norte (ATN) con correlaciones positivas. Por su parte el índice Niño 3 mostró una influencia más débil, con correlaciones negativas sobre aquellas regiones situadas principalmente en la Vertiente Pacífica de Centroamérica. Se concluye que las ATSM en el Atlántico Tropical Norte influyen más fuertemente sobre la precipitación que aquellas del Pacífico Tropical Este. El primero influye sobre el grado de formación de la Vaguada Tropical Troposférica Alta (VTTA) y el segundo sobre la posición de la Zona de Convergencia Intertropical (ZCIT).

ABSTRACT

Several studies had shown that the anomalies of the sea surface temperature of the Tropical Atlantic and Pacific Oceans, are related to variations in the duration and timing of the rainy season in Central America. Cluster analysis was used to identify common patterns of 72 rain gauge stations of the region, with their anomaly time series as grouping variables, five clusters were identified through this process. A Vector Auto Regressive-Moving Average (VARMA) model was fitted to the data to quantify the ocean-atmosphere interaction between the oceanic indices of the Tropical North and South Atlantic, the Tropical Eastern Pacific and the first EOF's of the regional rainfall clusters. This model shows that the Tropical North Atlantic has the largest influence over the region when compared with the influence of the other indices, having positive correlation with all the rainfall EOF's. The Niño 3, instead, was found to have lower correlation with the rainfall of the region, influencing only the Pacific related clusters. This work shows that the variability of the Tropical North Atlantic sea surface temperature anomaly (SSTA) presents stronger associations with the Central America rainfall, than the Tropical Eastern Pacific SSTA. The Tropical North Atlantic SSTA is mainly related to the degree of development of the Tropical Upper Tropospheric Through (TUTT) and the SSTA of the Niño 3 region with the meridian position of the Intertropical Convergence Zone (ITCZ).

¹ Dirección Permanente: Escuela de Física, Universidad de Costa Rica, 2060-Ciudad Universitaria Rodrigo Facio, San José, Costa Rica, e-mail: ejalfaro@cariari.ucr.ac.cr.

1. Introducción

Este estudio se enmarca en el istmo centroamericano, ubicado en la parte tropical del Hemisferio Norte, con un área territorial de aproximadamente 541100 km². La región comprende desde Guatemala y Belice en el norte, hasta Costa Rica y Panamá en el sur o sea, la parte correspondiente de la Figura 1 entre los 18-7°N y los 92-77°W. Esta limita al noreste con el Mar Caribe y al suroeste con el Océano Pacífico, ambos con sistemas de corrientes superficiales de deriva hacia el noroeste y temperaturas superficiales promedio de 28°C. Los principales sistemas montañosos de Centroamérica están ubicados en un eje noroeste-sureste cercano a la costa pacífica con cumbres que sobrepasan los 3000 m.s.n.m. Este eje cordillerano es bastante irregular y divide al territorio centroamericano en dos vertientes principales: Caribe y Pacífico.

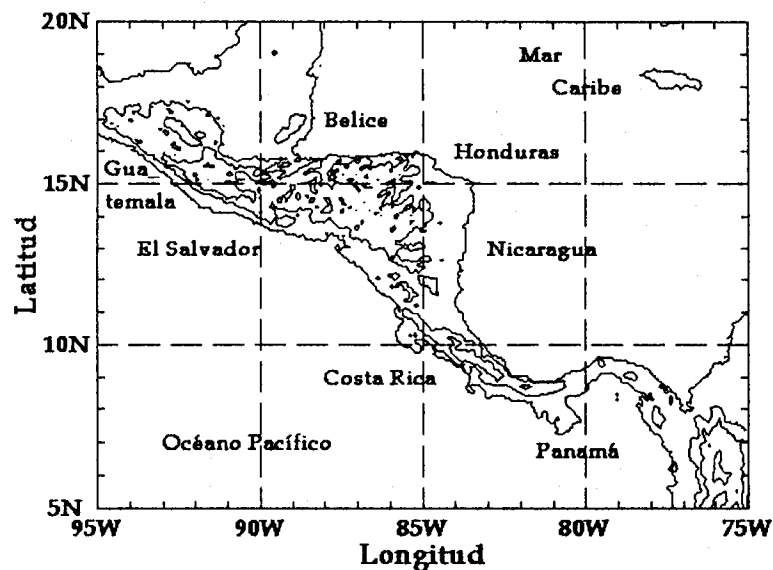


Fig. 1. Área de estudio. Centroamérica. Las líneas denotan los niveles topográficos de 500, 1500 y 3000 m.s.n.m.

En el continente americano se han empleado algunos modelos estadísticos de pronóstico de variables hidrográficas usando índices de El Niño-Oscilación del Sur (ENOS), pero ninguno sobre la región de Centroamérica (Hastenrath, 1995). La primera familia de modelos está basada en el análisis de correlación canónica lineal y fue utilizada para pronosticar precipitación estacional por varios autores recopilados por Barnston *et al.* (1994) en los Estados Unidos, Shabar y Barnston (1996) en Canadá y Aceituno y Montecinos (1996) en Chile. Este tipo de análisis está diseñado para identificar los modos lineales dominantes de covariabilidad de dos conjuntos de datos, e.g. TSM y precipitación, pero requiere períodos de registro muy largos y una red densa de estaciones, además no puede ser aplicada a series de tiempo unidimensionales, tales como caudales de ríos (Liu *et al.*, 1997b). La segunda familia está basada en el análisis de regresión lineal múltiple. Algunos ejemplos de su aplicación los encontramos en Guetter y Georgakos (1996) en los Estados Unidos, para el pronóstico de caudales de ríos y en Hastenrath (1990) y Hastenrath y Greischar (1993) para el noreste de Brasil, para el pronóstico de caudales de ríos y la precipitación respectivamente. Sin embargo, este análisis es poco flexible para identificar relaciones entre dos conjuntos de datos con desfases distintos de cero. Por último, Liu *et al.* (1997b) aplicaron el modelo Vectorial Autorregresivo-Medias Móviles (VARMA) al caso de caudales en Sudamérica. Debido a que esta familia de modelos supera las deficiencias encontradas en las otras dos, será la utilizada en este trabajo.

El objetivo principal de este trabajo es optimizar un modelo VARMA, en su representación de Espacio de Estados, que permita cuantificar la interacción océano-atmósfera entre distintos índices en el Pacífico y Atlántico Tropical y los regímenes de precipitación en Centroamérica. Esto es importante pues permite describir cuantitativamente las relaciones estacionarias entre las series, durante un período climático de 30 años, asignándole un valor de probabilidad a las relaciones.

La variable climática más importante en Centroamérica es la precipitación. Sobre dicha región, algunos de los fenómenos más importantes que influyen en el ciclo hidrológico, son el ENOS y las variaciones interanuales en el Atlántico Tropical (Enfield, 1996; Waylen *et al.*, 1996b). Sin embargo, los pronósticos de precipitación en los trópicos, con grados aceptables de acierto, basados en los modelos numéricos acoplados atmósfera-océano, sólo estarán disponibles para su uso operacional dentro de los próximos 5-10 años. A pesar de lo anterior, estos modelos acoplados han demostrado un buen grado de acierto al ser empleados para pronosticar las anomalías de la Temperatura Superficial del Mar (TSM) en el Pacífico Ecuatorial Este, asociadas con el El Niño Oscilación del Sur o ENOS (Barnston *et al.*, 1994; Hastenrath, 1995) y al Atlántico Tropical. Debido a su mayor inercia a los cambios estacionales, la "memoria" climática del sistema atmósfera-océano reside en este último (Liu *et al.*, 1997a; Wright, 1985), por lo tanto, se hace viable el empleo de funciones empíricas para traducir estos pronósticos estacionales/interanuales de TSM en pronósticos de otras variables atmosféricas, como la precipitación.

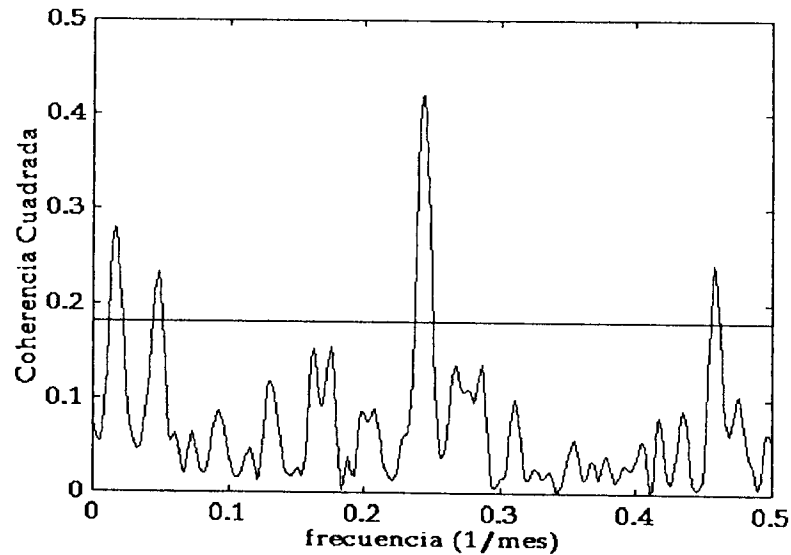


Fig. 2. Coherencia cuadrada entre las series del IOS y la temperatura máxima en la estación de San José (9.9 °N, 84.2 °W), Costa Rica. La línea recta representa el nivel de 2.6σ del espectro. Se usaron datos mensuales para el período comprendido entre el 01/1888 y el 12/1992 (105 años) con un total de 1260 datos.

El análisis espectral de variables climáticas, tales como la temperatura (Fig. 2), muestra sobre Centroamérica periodicidades significativas que no están asociadas con los ciclos anuales y mensuales (e.g. Amador y Alfaro, 1996; Hastenrath y Kaczmarczyk, 1981). Aunque usualmente estas señales de baja frecuencia contienen información útil acerca de las periodicidades presentes en las series de tiempo, es difícil incrementar el poder predictivo de los modelos si estas señales tienen períodos asociados mayores a 12 meses, debido a que se necesitarían series de tiempo muy largas para obtener la relación de estacionariedad (Jenkins y Watts, 1968). Estas señales, reflejan

la posible influencia de oscilaciones y comportamientos persistentes en el sistema atmósfera-tierra-océano, las que pueden influenciar la precipitación y la disponibilidad del agua en la región centroamericana (Hastenrath y Kaczmarczyk, 1981).

2. Formulación del modelo de Espacio de Estados

Esta familia de modelos se usa en ciencias físicas para pronosticar en forma conjunta varias series de tiempo estacionarias que tienen interacciones dinámicas entre sí, tomando en cuenta las autocorrelaciones del conjunto completo de variables, lo que hace el modelo más eficiente que el pronosticar cada serie de tiempo por separado. La idea general detrás de estos modelos es que una serie de tiempo multivariada observable, \mathbf{x}_t , depende de un conjunto de variables auxiliares no-observables, \mathbf{z}_t , llamadas el Vector de Estado, el cual es un proceso estocástico. El Vector de Estado resume toda la información de los valores relevantes presentes y pasados para la predicción de los valores futuros de la serie \mathbf{x}_{t+k} . La serie de tiempo observada es expresada como combinaciones lineales de las variables de estado. Este tipo de modelos se puede entender también como una representación Markoviana o canónica de una serie de tiempo multivariada (Akaike, 1976).

Sea \mathbf{x}_t un vector de $r \times 1$ variables observadas con media cero y estacionarias y sea \mathbf{z}_t el vector de estado de dimensión $s \times 1$, $s \geq r$, donde los primeros r componentes de \mathbf{z}_t son \mathbf{x}_t . Asumamos la notación $\mathbf{x}_{t+k|t}$ que representa la predicción condicional de \mathbf{x}_{t+k} basada en la información disponible hasta el tiempo t ; es decir, los últimos $s - r$ elementos de \mathbf{z}_t son $\mathbf{x}_{t+k|t}$, con $k > 0$.

El modelo queda definido por la siguiente ecuación de transición de estado,

$$\mathbf{z}_{t+1} = \mathbf{F}\mathbf{z}_t + \mathbf{G}\mathbf{e}_{t+1}, \quad (1)$$

donde \mathbf{F} es llamada la Matriz de Transición $s \times s$ y sus coeficientes determinan las propiedades dinámicas del modelo. \mathbf{G} es llamada la Matriz de Innovación $s \times r$, ella determina la estructura de la varianza de la ecuación de transición. Para la identificación del modelo, las primeras r filas y columnas de \mathbf{G} corresponden a una matriz identidad de $r \times r$. El vector de entrada \mathbf{e}_t es una secuencia de vectores independientes aleatorios normalmente distribuidos de dimensión r , con media cero y matriz de covarianza \sum_{ee} , este vector es llamado también el Vector de Innovaciones.

Además de la ecuación de transición, se incluye también una ecuación de variables observables \mathbf{x}_t como una función de \mathbf{z}_t . La ecuación de variables observables en este caso, es la extracción de las primeras r componentes del Vector de Estado; es decir,

$$\mathbf{x}_t = [\mathbf{I}_r \mathbf{0}]\mathbf{z}_t, \quad (2)$$

donde \mathbf{I}_r es una matriz identidad de $r \times r$.

Para el proceso de ajuste del modelo se procedió según el esquema propuesto por Akaike (1976); es decir, se ajustó primero una sucesión de modelos vectoriales autoregresivos, obteniendo, para cada uno de ellos el valor del índice de Akaike o AIC. El valor mínimo de este índice, corresponde al orden p del modelo autorregresivo preliminar que es usado en la determinación del Vector de Estado. Posteriormente, basados en este modelo preliminar, se obtienen los estimadores máximo verosímil definitivos utilizando el algoritmo de Newton Raphson modificado (Reinsel, 1993).

Por último, los pronósticos son producidos usando las técnicas del filtro de Kalman (Lütkepohl, 1993). Según Reinsel (1993), este algoritmo se basa principalmente en el supuesto de que los parámetros de la media y la varianza del sistema son invariantes (estacionariedad fuerte) o que presenten muy poca variación con el tiempo (estacionariedad débil). Otra condición es que la verificación de los residuos del modelo debe sugerir sucesiones de ruido blanco (Liu *et al.*, 1997b).

3. Datos y Metodología

Los índices de TSM del Atlántico Tropical y Niño 3 fueron los mismos usados por Enfield (1996), debido a que ellos están asociados con áreas oceánicas que presentan alguna influencia sobre la precipitación en Centroamérica (Enfield, 1996; Ropelewski y Halpert, 1996). Para la construcción de estos índices, se utilizó un conjunto de datos de TSM en cuadrículas de $2^{\circ} \times 2^{\circ}$ elaborado por Smith *et al.* (1996), a partir del conjunto de datos COADS (Woodruff *et al.*, 1987). Estos índices fueron calculados como el promedio de los puntos de la malla dentro de un área oceánica determinada. Las áreas del Atlántico Tropical Norte (ATN) y Sur (ATS) usadas fueron $22^{\circ}\text{N} - 6^{\circ}\text{N}$, $80^{\circ}\text{W} - 15^{\circ}\text{W}$; y $2^{\circ}\text{N} - 22^{\circ}\text{S}$, $35^{\circ}\text{W} - 15^{\circ}\text{E}$, respectivamente. El área usada para la construcción del índice Niño 3 fue $6^{\circ}\text{N} - 6^{\circ}\text{S}$, $150^{\circ}\text{W} - 90^{\circ}\text{W}$ (Fig. 3). Estos fueron obtenidos del Atlantic Oceanographic and Meteorological Laboratory (AOML), National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) de Estados Unidos de América (EUA). El período utilizado de estos índices y de los registros de precipitación, comprendió de enero de 1960 a diciembre de 1995.

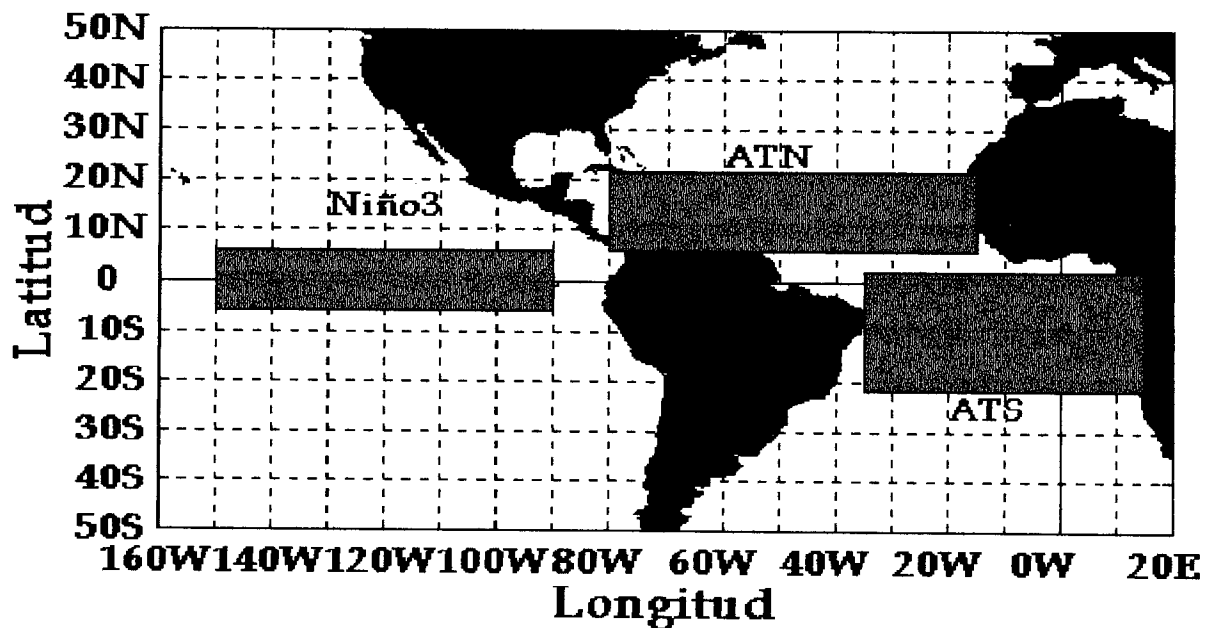


Fig. 3. Areas oceánicas usadas para la construcción de los índices de TSM (Adaptado de Enfield (1996)).

Se usaron datos de precipitación mensual acumulada para 72 estaciones sobre la región centroamericana, obtenidas del Centro de Investigaciones Geofísicas-Universidad de Costa Rica, del Instituto Meteorológico Nacional de Costa Rica y del AOML de la NOAA (Tabla 1). Para estimar los datos faltantes de estas estaciones también se usaron, durante el período de 1979-1995, los datos de precipitación de 15 puntos sobre o muy cercanos al istmo (menos de 100 km alejados de la costa), de la base de datos de Xie y Arkin (1996), entre $8.75\text{-}18.75^{\circ}\text{N}$ y $78.75\text{-}93.75^{\circ}\text{W}$, en una malla de $2.5^{\circ} \times 2.5^{\circ}$. Estos autores, produjeron una base de datos de alta calidad combinando estaciones pluviográficas en superficie, tres tipos de estimados satelitales y predicciones de un modelo numérico.

Como primer paso, se procedió al análisis exploratorio de los datos, para corregir posibles tendencias y puntos atípicos. Luego se estimaron los valores de los datos faltantes, de acuerdo al método propuesto por Tabony (1983), el que utiliza una técnica basada en el análisis de funciones ortogonales empíricas (EOF's, por sus siglas en inglés, ver Glahn (1985) y Ruben

Gabriel (1985)). Una vez estimados los datos faltantes, se obtuvieron las series de anomalías estandarizadas de las estaciones, como la diferencia entre el valor mensual de precipitación y su promedio mensual dividido por su desviación estándar, estas últimas fueron calculadas tomando en cuenta el total del período de la serie.

Con el fin de identificar las estaciones con curvas de anomalías estandarizadas similares entre sí, las series fueron sometidas a un proceso de agrupación, mediante técnicas de análisis de conglomerados (cluster analysis). La agrupación de las estaciones se produjo en dos pasos. Primero se usó el método de conglomerados jerárquicos de varianza mínima de Ward (JMP, 1995). En este método, la distancia D entre dos conglomerados k y l , es la suma de cuadrados entre los dos conglomerados sumados sobre todas las variables; esto es,

$$D_{kl} = |\bar{x}_k - \bar{x}_l|^2 / (1/N_k + 1/N_l), \quad (3)$$

con N_k y N_l el número de observaciones en el k o l -ésimo conglomerado respectivamente y los subíndices k y l varían de 1 a n , donde n es el número total de conglomerados. El criterio para la agrupación se fundamentó en el análisis del dendrograma. Se seleccionó el número máximo de grupos con disimilitud del 90%. El análisis de conglomerados fue validado por medio de análisis discriminante usando como clasificación *a priori* la determinada por el análisis de conglomerados.

Posteriormente, se procedió al cálculo de las EOF's de los grupos y se conservaron aquellas que retuvieran la información de gran escala. Luego se utilizaron estas funciones, más los índices ATN, ATS y Niño 3, como entrada para el cálculo del modelo de Espacio de Estados (SAS, 1993). El período utilizado para el ajuste y evaluación del modelo fue de 1960 a 1992 (33 años, con el fin de cumplir con el período mínimo de 30 años sugerido por la Organización Meteorológica Mundial) y se reservó el período de 1994 a 1995 para la evaluación del pronóstico, en $t + k$, con $k = 1, \dots, 12$.

Para evaluar la calidad del ajuste del modelo, se verificó la aleatoriedad de los residuos por medio de tres criterios propuestos por Vandaele (1983). El primero contempla la obtención del periodograma integrado de los residuos. El segundo consiste en obtener el primer coeficiente de la Función de Autocorrelación (FAC) de la primera diferencia de las series de los residuos. Teóricamente, este coeficiente debería tener un valor cercano a -0.5 para el rezago 1. Esto corresponde a un proceso MA(1) con $\theta_1 = 1.00$ (Box y Jenkins, 1976). El tercero, verifica el ajuste de la distribución normal a los residuos.

Por último, para la evaluación del pronóstico, se trabajó con dos escenarios. El primero supone que a partir de 1992 no se cuenta con ninguna información posterior y el pronóstico se basa únicamente en el producido por el modelo de Espacio de Estados. Para el segundo caso, se utilizó una variación de la técnica usada por Liu *et al.* (1997a; 1997b). En este caso se supone que se cuenta con un pronóstico ideal de los índices oceánicos, el cual sería tan bueno, que el pronóstico puede tomarse como el valor del índice mismo. Debido a esto, la información del pronóstico del vector \vec{X}_{t+1} , está basada en la información real de los índices oceánicos anterior a $t + 1$, es decir, en $t - k$, con $k = 0, \dots, p - 1$. Los parámetros de evaluación, para ambos escenarios del modelo, fueron (Liu *et al.*, 1997a; 1997b):

- El coeficiente de Brier (b), el cual se puede entender como el porcentaje de reducción del Error Cuadrático Medio (*ECM*) con respecto a alguna variable de referencia. En este estudio la variable utilizada de control es la climatología, pues la predicción tiende a ella cuando $t \rightarrow \infty$.
- El coeficiente de acierto del tercil pronosticado del modelo (PAT), el cual identifica si el tercil del valor pronosticado coincide con el tercil del valor observado es decir, n/N , donde n es el número de aciertos durante el período total de observaciones N . El valor de un acierto por azar se toma como $1/3$.

4. Resultados

4.1 Agrupación de las estaciones

De las estaciones utilizadas, 25 se ubicaron en la vertiente Caribe y 47 en la Pacífico (Tabla 1). El análisis exploratorio no arrojó ningún aspecto que destacar de tendencias o datos atípicos sobre la región. El análisis de conglomerados estableció 5 posibles grupos, los cuales al ser validados con la función discriminante dieron 100% de clasificación correcta con un Lambda de Wilks, $\Lambda = 0$. La clasificación de las estaciones se muestra en la Tabla 1, las características de los grupos se describen en el Tabla 2 y su ubicación en la Figura 4.

Tabla 1. Continuación.

Pais	Nombre	gg-mm	gg-mm	Alt	Vert	Grupo	Pais	Nombre	gg-mm	gg-mm	Alt	Vert	Grupo
411	Belice int.	17 32	89 42	5	c	G5	416	S. Isidro del Gen.	09 24	84 18	703	p	G3
411	Central Farms	17 12	89 00	ND	c	G5	416	Golfito	08 36	84 48	15	p	G3
411	Punta Gorda	16 06	89 12	ND	c	G5	416	Limon	10 00	83 03	5	c	G2
412	INSIVUMEH	14 36	90 36	ND	p	G1	416	San Jose	09 56	84 07	1000	p	G2
413	Acajutla	13 35	89 49	ND	p	G1	416	La Argentina-Grecia	10 02	84 18	ND	p	G2
413	Santa Ana-El Palmar	14 06	89 30	ND	p	G1	416	Lornesa-Santa Ana	09 56	84 10	930	p	G2
413	Santa Tecla	13 42	90 48	900	p	G1	416	Palmares	10 03	84 26	ND	p	G2
414	Guanaja	16 28	85 54	2	c	G5	416	Finca Palo Seco	09 32	84 19	ND	p	G3
414	Coyoles	15 30	87 18	304	c	G5	416	Quepos	09 26	84 10	1	p	G3
414	Tela	15 46	87 31	3	c	G5	416	Llorona	08 37	83 44	ND	p	G3
414	La Mesa	15 26	87 56	27	c	G5	417	Boca del Toabre	08 55	80 33	170	c	G4
414	Puerto Lempira	15 12	83 48	10	c	G5	417	Chiguiri Arriba	08 40	80 11	180	p	G4
414	Amapala	13 17	87 39	6	p	G1	417	Las Tablas	07 46	80 13	43	p	G4
414	Catacamas	14 50	85 52	387	c	G1	417	El Palmar	08 32	81 04	1000	p	G4
414	Santa Rosa	14 47	88 48	1083	c	G5	417	Madden Dam	09 12	80 24	76	p	G4
414	Tegucigalpa	14 03	87 13	1000	p	G1	417	Puerto Armuelles	08 18	83 06	15	p	G3
415	Hacien. San Francisco	12 57	85 52	790	c	G1	417	Haward AFB	08 55	80 24	16	p	G4
415	El Recreo	12 01	84 18	40	c	G1	417	Cristobal	09 24	80 06	7	c	G4
415	Corinto Finca	13 10	85 53	1070	c	G1	417	Nueva California	08 47	82 39	1400	p	G4
415	La Reina	12 55	85 48	700	c	G1	417	Alanje	08 24	82 34	32	p	G3
415	Los Robles	13 10	85 57	990	c	G1	417	Planta Caldera	08 43	82 28	920	p	G4
416	Palmar Sur	08 57	83 28	16	p	G3	417	Camaron Tabasara	08 03	81 38	20	p	G4
416	Coto 47	08 36	82 54	ND	p	G3	417	El Cobrizo	08 27	81 23	400	p	G4
416	Ciudad Quesada(AEA)	10 20	84 24	650	c	G2	417	Cañazas	08 19	81 13	200	p	G4
416	Ensayos-Buena Vista	10 18	84 30	1090	p	G2	417	Sona	08 01	81 18	20	p	G4
416	Nicoya-Extension Ag	10 09	85 24	120	p	G1	417	Las Minas	07 47	80 44	350	p	G4
416	Turrialba-Catie	09 53	83 36	602	c	G2	417	Macaracas	07 44	80 33	80	p	G4
416	Sanatorio Duran	09 56	83 54	2336	c	G2	417	Los Valles	08 27	81 12	550	p	G4
416	Santa Cruz-GTE.	10 16	85 36	54	p	G1	417	Laguna La Yeguada	08 27	80 51	640	p	G4
416	Tilaran	10 28	84 59	ND	p	G2	417	Calobre	08 19	80 50	120	p	G4
416	Liberia	10 36	86 36	144	p	G1	417	San Francisco	08 15	80 58	87	p	G4
416	Avance-Tres Rios	09 54	84 00	1870	c	G2	417	Santa Fe	08 28	81 05	463	p	G4
416	Cartago	09 54	84 06	1440	c	G2	417	El Cortezo	08 21	80 36	60	p	G4
416	Fin. Angeles-Parrita	09 30	85 36	5	p	G3	417	El Harino	08 37	80 33	185	p	G4
416	Linda Vista	09 48	84 00	1400	c	G2	417	Rio Grande	08 25	80 29	20	p	G4
416	Rancho Redondo	09 54	84 06	1480	c	G2	417	Chepo	09 10	79 05	30	p	G4

Tabla 1. Nombre y ubicación geográfica de las estaciones, con registro pluviométrico mensual, usadas en el análisis (ND = no hay dato, 417 = Panamá, 416 = Costa Rica, 414 = Honduras, 415 = Nicaragua, 413 = El Salvador, 412 = Guatemala, 411 = Belice). Las letras p y c indican estaciones con influencia de la vertiente del Pacífico y del Caribe, respectivamente. Para el análisis de conglomerados se usa la notación Grupo1 = G1, Grupo2 = G2, Grupo3 = G3, Grupo4 = G4, Grupo5 = G5, la descripción de las características de cada conglomerado se resumen en el Tabla 2.

Grupo	# de estaciones	Descripción
G1	15	Tipo Pacífico Seco de la Vertiente Pacífica de Centroamérica, al norte de 10°
G2	14	Valle Central y Vertiente Caribe, Costa Rica
G3	10	Pacífico Central y Sur, Costa Rica
G4	24	Panamá
G5	9	Caribe Hondureño y Belice

Tabla 2. Descripción y número de estaciones de los grupos de los análisis de conglomerados y de función discriminante.

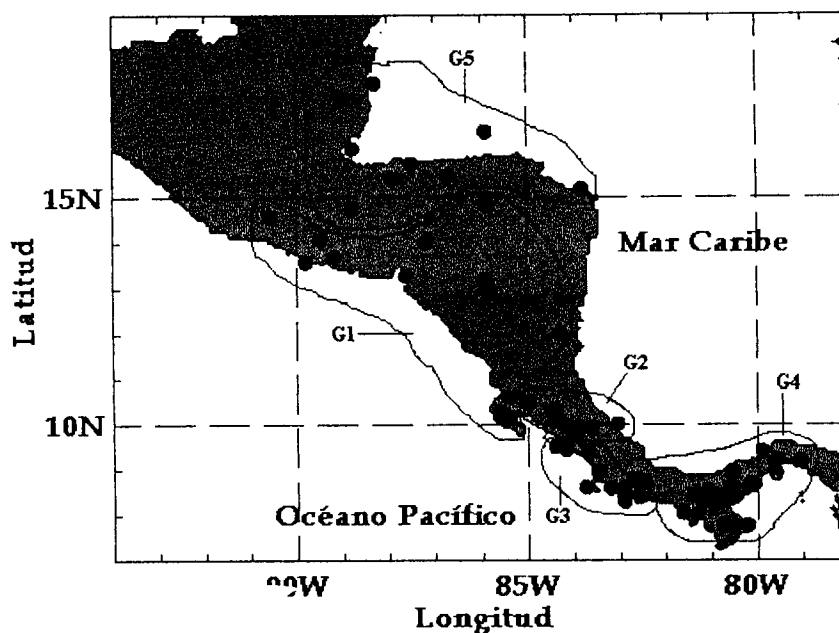


Fig. 4. Análisis de conglomerados, Grupo1 = G1, Grupo2 = G2, Grupo3 = G3, Grupo4 = G4, Grupo5 = G5.

El patrón observado en G2, que agrupa estaciones del Valle Central (Vertiente del Pacífico) y de la Vertiente Caribe de Costa Rica, fue notado anteriormente por Alfaro y Amador (1997), para las series de temperatura máxima. Esta aparente contradicción se puede deber a la existencia de pasos cordilleros (e.g. Paso de la Palma) en los andes centroamericanos (Enfield y Mayer, 1997; Umatani y Yamagata, 1991).

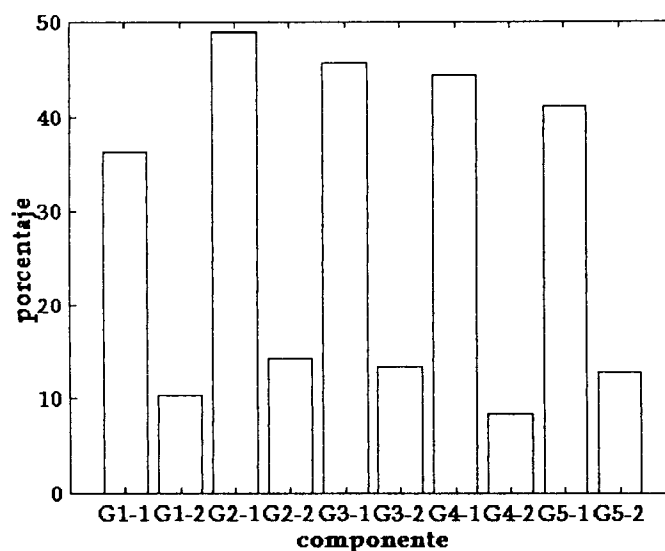


Fig. 5. Varianza explicada asociada a las dos primeras EOF's para los distintos grupos.

La varianza explicada asociada a las dos primeras EOF's para los distintos grupos, se presenta en la Figura 5. Se puede observar que el valor de la varianza explicada por la primera EOF varía entre el 36 y el 49 % de la varianza total y conservó las variaciones de gran escala pues presentó coeficientes coherentes para todos los pesos. La segunda EOF, retuvo entre el 8 y el 14 % de la varianza total, pero ella se asoció a variaciones orográficas locales dentro de los grupos. Estas variaciones requieren un análisis posterior, pues escapan del alcance de este estudio, por lo que se trabajó sólo con la primera componente principal de los grupos. Luego, hay cerca de un 60-50% de varianza no explicada por este análisis, por lo que se utilizó una evaluación categórica del pronóstico (ver sección 4.4), es decir, se evaluó si el tercil al cual pertenece el dato pronosticado coincidía con el tercil al cual pertenece el dato observado.

4.2 Ajuste del Modelo

Al ajustar la familia de modelos VAR(p), como paso previo al ajuste del modelo, se encontraron los siguientes valores del criterio de información de Akaike (1976) o AIC:

Rezago	0	1	2	3	4
AIC	-816.250209	-3271.0471	-3331.15038	-3286.18054	-3231.85086

Esto sugiere un modelo VAR de orden $p = 2$, previo al ajuste del modelo definitivo. El criterio AICC (Brockwell y Davis, 1991) arrojó el mismo valor de p .

El modelo de Espacio de Estados correspondió a la siguiente ecuación de transición de estado:

$$Z_{t+1} = \begin{Bmatrix} ATN_{t+1|t+1} \\ ATS_{t+1|t+1} \\ Niño_3_{t+1|t+1} \\ G1_{t+1|t+1} \\ G2_{t+1|t+1} \\ G3_{t+1|t+1} \\ G4_{t+1|t+1} \\ G5_{t+1|t+1} \\ ATN_{t+2|t+1} \\ ATS_{t+2|t+1} \end{Bmatrix} = F z_t + G e_{t+1} = F \begin{Bmatrix} ATN_{t|t} \\ ATS_{t|t} \\ Niño_3_{t|t} \\ G1_{t|t} \\ G2_{t|t} \\ G3_{t|t} \\ G4_{t|t} \\ G5_{t|t} \\ ATN_{t+1|t} \\ ATS_{t+1|t} \end{Bmatrix} + G e_{t+1} \quad (4)$$

donde z_t es el Vector de Estado, definido en la ecuación (1).

Los valores estimados de los parámetros de la Matriz de Transición F y de la Matriz de Innovaciones G, que resultaron significativos (valor- $p \leq 0.05$) se pueden resumir en el siguiente sistema de ecuaciones,

$$ATN_{t+2|t+1} = 0.890ATN_{t+1|t} + 0.073Niño3_{t|t} + 0.053G2_{t|t} - 0.069G4_{t|t} + 1.235e_{t+1} \quad (5)$$

$$ATS_{t+2|t+1} = 1.320ATS_{t+1|t} - 0.411ATS_{t|t} - 0.032G5_{t|t} + 1.162n_{t+1} \quad (6)$$

$$Niño3_{t+1|t+1} = 0.755ATS_{t+1|t} - 0.726ATS_{t|t} + 0.902Niño3_{t|t} \quad (7)$$

$$G1_{t+1|t+1} = 0.274ATN_{t|t} - 0.208Niño3_{t|t} \quad (8)$$

$$G2_{t+1|t+1} = 0.146ATN_{t|t} - 0.089ATS_{t|t} + 0.092G4_{t|t} \quad (9)$$

$$G3_{t+1|t+1} = 0.148ATN_{t|t} - 0.153Niño3_{t|t} \quad (10)$$

$$G4_{t+1|t+1} = 0.263ATN_{t|t} - 0.287Niño3_{t|t} + 0.078G2_{t|t} \quad (11)$$

$$G5_{t+1|t+1} = 0.264ATN_{t|t} \quad (12)$$

4.3 Interpretación del modelo

Como lo discute Reinsel (1993), la parte autorregresiva de nuestro modelo está contenida en la matriz F y la parte de medias móviles está asociada a la matriz G. De las matrices F y G, escritas en forma explícita en el sistema de ecuaciones 5-12, notamos que la mayor influencia sobre los campos de anomalías de la región la ejerció el índice ATN, con coeficientes positivos en todos los grupos para rezago 1, lo cual está de acuerdo con lo descrito por Alfaro *et al.* (1998) y por Enfield y Alfaro (1998), quienes concluyen que eventos cálidos (fríos) influyen en forma positiva (negativa) sobre el campo de anomalías de precipitación. En segundo grado, el índice Niño 3 influyó sobre los grupos G1, G3 y G4 (ubicados principalmente sobre la Vertiente del Pacífico) en forma negativa para rezagos 1, lo que se interpreta como que eventos cálidos (fríos) influyen en forma negativa (positiva) al campo de anomalías de precipitación. Esto concuerda con lo descrito por Waylen *et al.* (1996b). Este mismo comportamiento lo mostró G2 (mayormente de influencia Caribe) pero en su relación con el ATS, lo que lo caracterizaría como un grupo que responde en forma dipolar a los índices del Atlántico Tropical. Los grupos G2 y G4 mostraron un caso positivo de retroalimentación débil, pues en evento anómalo positivo o negativo influye un mes después en forma positiva o negativa en el campo de anomalías de precipitación del otro, esto se puede interpretar como un factor externo, no considerado en este análisis, que influye de igual forma sobre ambos grupos.

Además del coeficiente autorregresivo de orden 2, el índice ATN (ec. 5) mostró coeficientes débiles con el índice Niño 3 y los grupos G1 y G3, positivos para los dos primeros y negativo para el tercero. Esta relación con el índice ATN está de acuerdo con lo planteado por Enfield (1996) y por Enfield y Mayer (1997). Su relación con los grupos G1 y G3 no es clara y podría deberse a que estos grupos son el reflejo de algún fenómeno aparentemente dipolar en la Vertiente del Pacífico de Centroamérica a ambos lados de 10°N.

Por su parte, el índice Niño 3 (ec. 7) tiene un componente autorregresivo de orden 1 y una relación negativa con el índice ATS para ese mismo rezago, pero positiva para rezago 2, relación equivalente a la encontrada por Enfield y Mayer (1997) para rezago 1. Con el índice ATN, el índice Niño 3 no mostró ninguna relación, lo que refuerza la idea de que el Pacífico Ecuatorial es el forzante del Atlántico Tropical Norte (Enfield y Mayer, 1997; Enfield, 1996).

Por último, el índice ATS (ec. 6) mostró una estructura autorregresiva variable, positiva para orden 1 y negativa para orden 2, lo que concuerda con la estructura de su relación negativa con Niño 3 para ambos desfases, además, mostró un coeficiente negativo débil con G5.

Lo anterior confirma la ortogonalidad de los índices ATN y ATS, pues no mostraron coeficientes que los relacionen entre sí. Esto concuerda con lo encontrado por Enfield y Mayer (1997) y

por Enfield (1996) que plantean las configuraciones dipolares de ambas zonas oceánicas como un fenómeno de mayor escala temporal (e.g. interdecadal). Estos dos índices también mostraron dos coeficientes positivos en la matriz G , producto de su marcada persistencia en sus funciones de autocorrelación, pues estos coeficientes se introducen para evitar una representación autorregresiva infinita.

4.4 Diagnóstico del modelo

La Tabla 3 muestra los resultados de los criterios de evaluación del modelo, vemos que, excepto por G1, que presentó un pico espectral importante con período de 4 meses, en general los residuos se acercaron a la recta de 45° . Esto provocó que también G1 presentara el valor más bajo al analizar los primeros coeficientes de la FAC de la primera diferencia de los residuos. Excepto por el coeficiente de G1, estos coeficientes presentaron valores cercanos a -0.5 con un promedio de -0.49. Por último, el valor-p del ajuste de la distribución normal arrojó valores aceptables excepto para G4, la razón de ello es que presentó valores espectrales importantes entre 22 y 27 meses, lo que está de acuerdo con la existencia de señales cuasi-bienales en la troposfera baja (Ropelewski *et al.*, 1992). Los residuos de ATS, Niño 3, G3 y G5 también presentaron este tipo de señal en el rango de frecuencias antes descrito.

Tabla 3. Criterios de evaluación de los residuos del modelo. Para el periodograma integrado se usó la convención "No", si éste no presentaba desviaciones de la recta de 45° dentro de la banda de 75% y "Si" en caso contrario. Valor teórico de MA(1) = -0.5 ($\theta_1 = 1.0$). Valor de aceptación para valor- $p > 0.050$.

Criterio	ATN	ATS	Niño 3	G1	G2	G3	G4	G5
Per. Int.	No	No	No	Si	No	No	No	No
MA(1)	-0.50	-0.51	-0.45	-0.39	-0.52	-0.48	-0.55	-0.51
valor- p	0.178	0.088	0.068	0.149	0.088	0.178	0.008	0.315

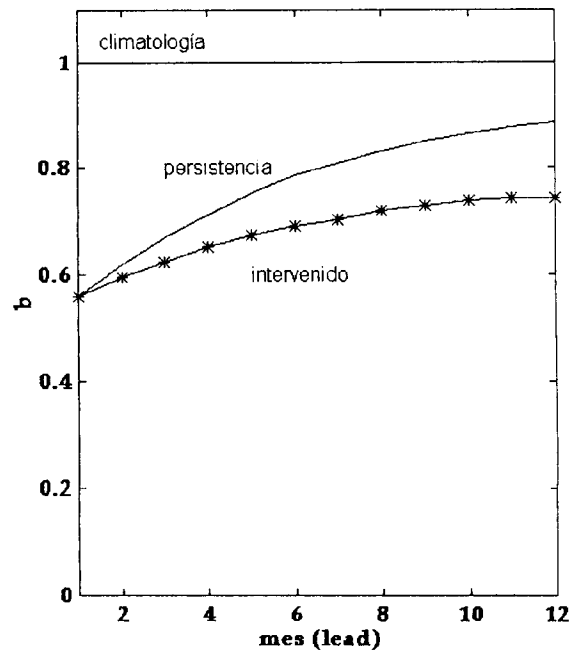


Fig. 6. Coeficiente de Brier (b). La línea continua es para el escenario 1 y la línea con asteriscos es para el escenario 2.

Los parámetros b y PAT utilizados para la evaluación del pronóstico, se presentan en las Figuras 6 y 7, respectivamente. De la primera vemos que, en general, la varianza explicada del modelo intervenido aumentó para retrasos mayores a 1 y que el porcentaje de acierto se mantuvo siempre por encima del porcentaje de acierto aleatorio ($1/3$), debido principalmente a su fuerte relación con el índice ATN. Esto sugiere que un mejor pronóstico del índice ATN, contribuye a un mejor pronóstico de las primeras EOF's de los grupos de precipitación sobre Centroamérica.

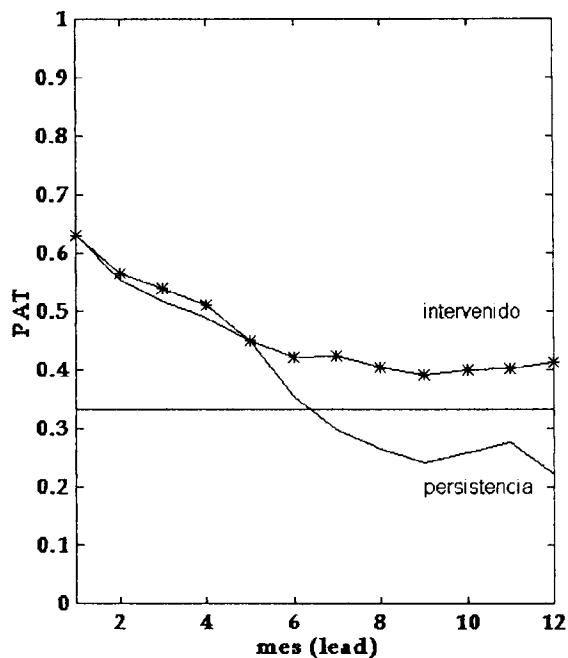


Fig. 7. Coeficiente de acierto del tercil pronosticado del modelo (PAT). La línea continua es para el escenario 1 y la línea con asteriscos es para el escenario 2.

5. Discusión y Conclusiones

La capacidad predictiva del modelo no permite su uso en forma numérica, pero sí en forma categórica; es decir, predicciones sobre los terciles de la distribución correspondiente, por lo que sólo se puede usar para medir la influencia de un índice sobre determinado campo de precipitación bajo, dentro y sobre lo normal respectivamente. Para los años 1994 y 1995, en el Tabla 4 se da el porcentaje de acierto por tercil para $t + 1$, del modelo VARMA ajustado, el cual es el sugerido por las Figuras 6 y 7 como el mejor para ser usado en predicción. Se observa que el modelo tuvo un mejor desempeño para la predicción del primer (BN) y tercer (SN) tercil, mientras que para el segundo (DN) los resultados en general fueron bajos. Este resultado concuerda con la alta persistencia observada en este tipo de modelos.

Tabla 4. Porcentaje de acierto para $t + 1$ del modelo ajustado.

Índice\Tercil	BN	DN	SN
ATN	100.0	50.0	81.8
ATS	66.7	60.0	87.5
Niño 3	71.4	75.0	80.0
G1	75.0	20.0	57.1
G2	66.7	42.8	62.5
G3	66.7	20.0	57.1
G4	60.0	20.0	66.7
G5	60.0	16.7	62.5

La influencia positiva del índice ATN, sobre la precipitación en la región, se puede explicar a través del modelo propuesto por Knaff (1997), presentado en la Figura 8. El postula que, en ausencia de condiciones extremas del ENOS (es decir; la mayoría del tiempo), el factor dominante que determina la dirección e intensidad del viento sobre Centroamérica es el grado de desarrollo de la Vaguada Tropical Troposférica Alta (VTTA). Un desarrollo débil de la VTTA está asociado con condiciones oceánicas cálidas y bajas presiones, relativas al campo medio, en el área del ATN. Esto provoca mayor humedad en la troposfera baja, vientos alisios débiles, menor subsidencia y una mayor inestabilidad condicional. También se observa poca cortante del viento entre los niveles de 850 y 200 hPa. El incremento de la humedad en nivel medio provoca un menor enfriamiento radiativo hacia el espacio, temperaturas troposféricas mayores, menor baroclinicidad (VTTA débil) y una menor cortante troposférica.

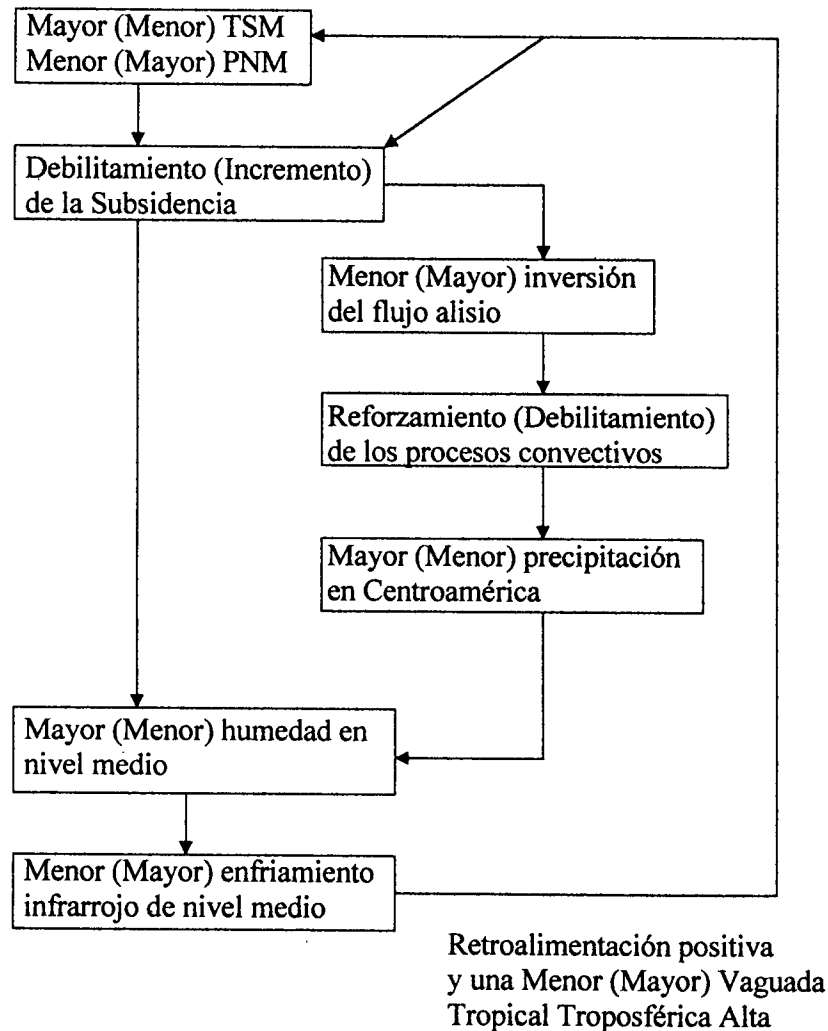


Fig. 8. Modelo teórico propuesto por Knaff (1997).

A pesar de que este calentamiento en nivel alto tiende a hacer el perfil termodinámico más estable, éste es compensado por un calentamiento en la capa límite planetaria y una mayor humedad en este nivel, lo que hace que el perfil adiabático húmedo sea condicionalmente más inestable. Todo el proceso anterior favorece el desarrollo de los procesos convectivos profundos en la troposfera. El decrecimiento de la presión superficial es mayor hacia el norte de la región, lo que disminuye el gradiente de presión meridional y debilita el flujo Alisio (Waylen *et al.*, 1996b). Estos factores, favorecen la precipitación de tipo convectivo en toda la región centroamericana y del Caribe (Gray, 1984a,b), principalmente sobre la Vertiente Pacífica donde el efecto orográfico y la inestabilidad general se complementan fuertemente.

La influencia negativa del índice Niño 3 sobre los campos de precipitación en Centroamérica, se puede explicar por el modelo propuesto por Waylen *et al.* (1996b) y presentado en la Figura 9. Según estos autores, durante los eventos cálidos en la zona de Niño 3, se produce una intensificación de los vientos Alisios en el verano-otoño boreal, esto se explica por una correlación.

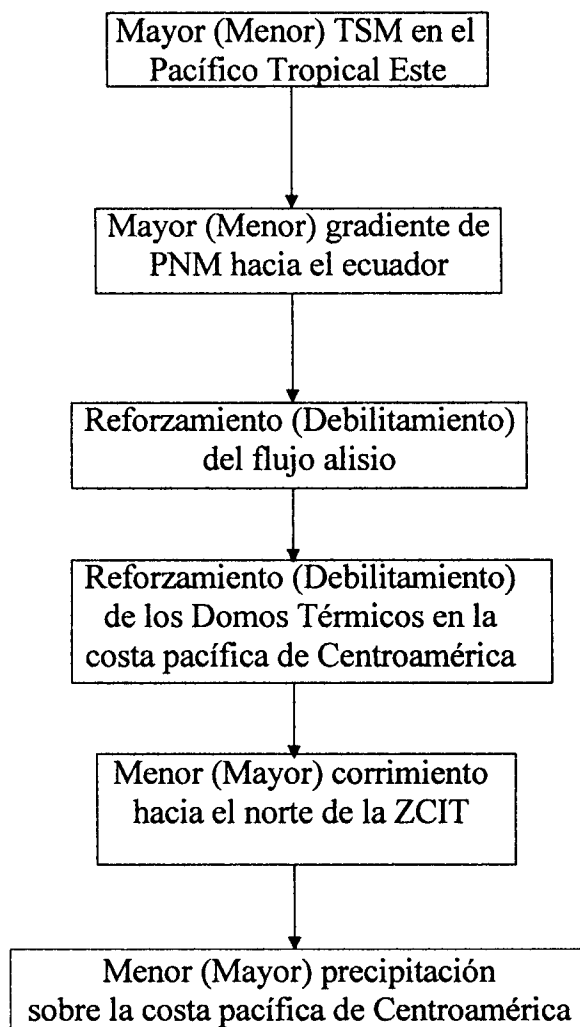


Fig. 9. Modelo teórico propuesto por Waylen *et al.* (1996b).

positiva con el índice de la Oscilación del Atlántico Norte (OAN, Azores-Islandia). Esta oscilación provee una medida indirecta del gradiente de presión hacia el ecuador. Los Alisios del NE son el resultado de un gradiente de presión meridional fuerte entre Norteamérica y el Caribe, por lo que esta correlación positiva indica que el gradiente aumenta. Esta intensificación está relacionada con la disminución de movimientos verticales atmosféricos sobre la Vertiente del Pacífico, pues los Alisios del NE intensificados producen efectos de derrame sobre el Pacífico e inhiben el desarrollo de convección y brisa marina durante los “veranillos” o “canículas” de la estación lluviosa (Magaña *et al.*, 1999). Estos también producen corrientes en chorro fuertes a través de las discontinuidades en la cordillera de Centroamérica. Estas corrientes provocan frentes asociados a domos térmicos que recurvan hacia la costa del Pacífico. Estas aguas oceánicas frías se han reportado en los golfos de Tehuantepec, Papagayo y Panamá (Enfield y Mayer, 1997; Umatani y Yamagata, 1991). Las aguas frías de estos domos térmicos, están asociadas con la deflexión hacia el norte de la contracorriente ecuatorial, la que a su vez se enfría y expande durante los eventos cálidos del ENOS.

Debido a que la posición hacia el norte de la Zona de Convergencia Intertropical (ZCIT) depende parcialmente de la TSM, la presencia de aguas frías resulta en una disminución de la precipitación en la Vertiente Pacífica debido a la inhibición de la migración de la ZCIT hacia el norte. La región del suroeste centroamericano es estadísticamente más sensitiva respecto de la posición de la ZCIT, ya que esta región recibe precipitación durante más tiempo en el año; sin embargo, la evidencia física sugiere que el noroeste es afectado más drásticamente. Los patrones anómalos de las variables oceánicas y atmosféricas soportan indirectamente la hipótesis del corrimiento de la ZCIT (Philander, 1990). Durante junio-agosto, la velocidad de los vientos del Oeste sobre el Pacífico disminuye, mientras que los alisios en el Norte se mantienen fuertes y el incremento en la TSM cerca de los domos no sobrepasa los 0.5°C cuando en el Niño 3 se sobrepasa los 2°C .

Además del modelo anterior, este trabajo concuerda con los estudios previos de correlación anual y mensual entre el índice IOS y los campos de precipitación en Centroamérica (Hastenrath, 1978; Ropelewski y Halpert, 1996; Waylen *et al.*, 1996a). Ellos encontraron asociaciones entre los años secos (húmedos) en Centroamérica y los eventos de El Niño (La Niña) pero después de iniciada la estación lluviosa, principalmente durante el segundo semestre del año. Debido a su resolución espacial, este trabajo complementa los resultados encontrados por Enfield (1996) y Enfield y Mayer (1997), debido a que permite ver los efectos sobre la vertiente Pacífica de Centroamérica.

En resumen, se infiere, que el comportamiento anómalo de los campos de precipitación en Centroamérica no está influenciado por una sola área oceánica si no más bien por dos, el Atlántico Tropical Norte y el Pacífico Tropical Este, las que a su vez dominan distintos aspectos de la estación lluviosa, al actuar principalmente sobre la intensidad del flujo Alisio y la posición de la ZCIT respectivamente.

Agradecimientos

Este trabajo se realizó gracias a los fondos del proyecto P.I. 96.112.039-6, Universidad de Concepción y FONDECYT 1980117. Los datos de precipitación fueron obtenidos del banco de datos del CIGEFI, UCR y del IMN de Costa Rica y los datos de TSM fueron obtenidos por medio del proyecto Initial Research Within the Trade Convergence Climatic Complex, financiado por el IAI (TC³-IAI).

REFERENCIAS

- Aceituno, P., and A. Montesinos, 1996. Assessing upper limits of seasonal predictability of rainfall in central Chile based on SST in the Equatorial Pacific. *Experimental Long-Lead Forecast Bulletin*, **5**(2), 37-40.
- Akaike, H., 1976. Canonical correlation analysis of time series and the use of an information criterion. *Systems Identification: Advances and Case Studies*, R. Mehra y D. Lainiotis, D., Eds., Academic Press, 27-96.
- Alfaro, E., and J. Amador, 1997. Variabilidad y cambio climático en algunos parámetros sobre Costa Rica y su relación con fenómenos de escala sinóptica y planetaria. *Tópicos Meteorológicos*, **4**(1), 51-62.
- Alfaro, E., L. Cid y D. Enfield, 1998. Relaciones entre la precipitación en Centroamérica y los Océanos Pacífico y Atlántico Tropical. *Revista de Investigaciones Marinas*, **26**, 59-69.
- Amador, J., and E. Alfaro, 1996. La Oscilación Cuasi Bienal, ENOS y acoplamiento de algunos parámetros superficiales y estratosféricos sobre Costa Rica. *Tópicos Meteorológicos*, **3**(1), 45-54.
- Barnston, A., H. Van den Dool, S. Zebiak, T. Barnett, M. Ji, D. Rodenhuis, M. Cane, A. Leetma, N. Graham, C. Ropelewski, V. Kousky, E. O'Lenic, and R. Livezy, 1994. Long-lead seasonal forecast, where do we stand? *Bull. Am. Met. Soc.*, **75**(11), 2097-2114.
- Box, G., and G. Jenkins, 1976. *Time series analysis: Forecasting and control*. Holden-Day.
- Brockwell, P. and R. Davis, 1991. *Time series: Theory and methods*. 2 ed. Springer-Verlag, 579 pp.
- Enfield, D., 1996. Relationships of inter-American rainfall to tropical Atlantic and Pacific SST variability. *J. Res. Lett.*, **23**(23), 3305-3308.
- Enfield, D. and E. Alfaro, 1998. The dependence of caribbean rainfall on the interaction of the tropical Atlantic and Pacific Oceans. *J. Climate*, en prensa.
- Enfield, D., and D. Mayer, 1997. Tropical Atlantic sea surface temperature variability and its relation to El Niño-Southern Oscillation. *J. Geophys. Res.*, **102**(C1), 929-945.
- Glahn, H., 1985. Statistical weather forecasting. *Probability, Statistics and Decision Making in the atmospheric sciences*, A. Murphy y R. Katz, Eds., Westview Press, Inc., 289-336.
- Gray, W., 1984a. Atlantic seasonal hurricane frequency. Part I: El Niño and 30 mb Quasi-Biennial Oscillation Influences. *Mon. Weather Rev.*, **112**, 1649-1668.
- Gray, W., 1984b. Atlantic seasonal hurricane frequency. Part II: Forecasting its variability. *Mon. Weather Rev.*, **112**, 1669-1683.
- Guetter, A. and K. Georgakakos, 1996. Are the El Niño & La Niña predictors of the Iowa River seasonal flow? *J. Appl. Meteor.*, **35**, 690-705.
- Hastenrath, S., 1978. On modes of tropical circulation and climate Anomalies. *J. Atmos. Sci.*, **35**, 2222-2231.
- Hastenrath, S., 1990. Diagnostic and prediction of anomalous river discharge in the Northern South America. *J. Climate*, **3**, 1080-1093.
- Hastenrath, S., 1995. Recent advances in the tropical climate prediction. *J. Climate*, **8**, 1519-1532.
- Hastenrath, S. and L. Greischar, 1993. Further work on the prediction of northeast Brazil rainfall anomalies. *J. Climate*, **6**, 743-758.

- Hastenrath, S. and E. Kaczmarczyk, 1981. On spectra and coherence of tropical climate anomalies. *Tellus*, **33**, 453-462.
- Jenkins, G., and D. Watts, 1968. *Spectral analysis and its applications*. Holden-Day, 525 pp.
- JMP, 1995. Clustering. Cluster. *Statistics and graphics guide*, version 3.1. SAS Institute Inc., NC., 321-334.
- Knaff, J., 1997. Implications of summertime sea level pressure anomalies in the Tropical Atlantic region. *J. Climate*, **10**, 789-804.
- Liu, Z., J. Valdés and D. Entekhabi, 1997a. Merged forecasts of drought index anomalies along the Gulf Coast in the U.S. using multiple precursors, with Kalman filter. *Forecast Bulletin, NOAA*, **6(1)**, 38-40.
- Liu, Z., J. Valdés and D. Entekhabi, 1997b. On the merging and error analysis of seasonal-to-interannual ENSO-induced regional hydrometeorologic anomalous forecast. Submitted to *Water Resources Research*.
- Lütkepohl, H., 1993. *Introduction to multiple time series analysis*. Springer-Verlag, 263 pp.
- Magaña, V., J. Amador and S. Medina, 1999. The mid-summer drought over Mexico and Central America. Accepted in *Journal of Climate* (JCL 2442).
- Philander, S. G., 1990. *El Niño, La Niña, and the Southern Oscillation*. Academic Press, 293 pp.
- Reinsel, G., 1993. *Elements of multivariate time series analysis*. Springer-Verlag, 264 pp.
- Ropelewski, C., and M. Halpert, 1996. Quantifying Southern Oscillation-precipitation relationships. *J. Climate*, **9**, 1043-1059.
- Ropelewski, C., M. Halpert and X. Wang, 1992. Observed tropospheric biennial variability and its relationship to the Southern Oscillation. *J. Climate*, **5**, 594-614.
- Ruben Gabriel, K., 1985. Exploratory multivariate analysis of a single batch of data. *Probability, Statistics and Decision Making in the atmospheric sciences*, A. Murphy y R. Katz, Eds., Westview Press, Inc., 101-152.
- SAS, 1993. The STATESPACE procedure. *SAS/ETS User's guide*. SAS Institute Inc., NC., 771-814.
- Shabbar, A. and A. Barnston, 1996. Skill of seasonal climate forecast in Canada using canonical correlation analysis. *Mon. Wea. Rev.*, **124**, 2370-2385.
- Smith, T., R. Reynolds, R. Livezy and D. Stokes, 1996. Reconstruction of historical sea surface temperatures using empirical orthogonal functions. *J. Climate*, **9**, 1403-1420.
- Tabony, R., 1983. The estimation of missing climatological data. *J. Climatol.*, **3**, 297-314.
- Umatani, S., and T. Yamagata, 1991. Response of the Eastern Tropical Pacific to meridional migration of the ITCZ: The generation of the Costa Rica Dome. *J. Phys. Oceanogr.*, **21**, 346-363.
- Vandaele, W., 1983. *Applied time series and Box-Jenkins models*. Academic Press, Inc., 417 pp.
- Waylen, P., M. Quesada and C. Caviedes, 1996a. Temporal and spatial variability of annual precipitation in Costa Rica and the Southern Oscillation. *Int. J. Climatol.*, **16**, 173-193.
- Waylen, P., C. Caviedes and M. Quesada, 1996b. Interannual variability of monthly precipitation in Costa Rica. *J. Climate*, **9**, 2606-2613.

- Woodruff, S., R. Slutz, R. Jenne, and P. Steurer, 1987. A comprehensive Ocean-Atmosphere data set. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, **68**(10), 1239-1250.
- Wright, P., 1985. The Southern Oscillation: An ocean-atmosphere feedback system? *Bull. Am. Met. Soc.*, **66**(4), 398-412.
- Xie, P., and P. Arkin, 1996. Analyses of global monthly precipitation using gauge observations, satellite estimates, and numerical model predictions. *J. Climate*, **9**, 840-858.