

OBTENCION DE SERIES RESUMENES DE PRECIPITACION EN CHILE CENTRAL.

Benjamín Rosembluth L.
Alejandro Vielma B.

Departamento de Geofísica. Universidad de Chile.
Casilla 2777. Santiago-Chile.

RESUMEN

En este trabajo se intenta separar la parte predecible que pudiera estar presente en los regímenes de precipitaciones anuales de Chile.

Para definir áreas geográficas con diferentes pluviometrías se aplicó un análisis en componentes principales a 11 series localizadas entre 27 y 42 grados de latitud. Se obtienen así tres series resúmenes cuyo distinto comportamiento está controlado por la circulación general de la atmósfera.

Los únicos tipos de persistencia encontrados son oscilaciones muy débiles de 2,8, 4 y 5 años y un leve efecto de tendencia a la disminución de las precipitaciones. Sin embargo, el alto nivel de ruido existente en las series imposibilitan utilizarlas con fines predictivos.

ABSTRACT

RAINFALL TIME SERIES IN CENTRAL CHILE

An attempt to isolate a predictable part in the annual rainfall series observed in Chile is made.

To define geographical areas with different rainfall mechanism a principal components analysis is applied to series located between 27 and 42 degrees of latitude. Three summary series are thus obtained which different behavior is controlled by the general circulation of the atmosphere.

The only kind of persistence found in the series are weak oscillations with 2.8, 4 and 5 years periods and a slight decrease in rainfall. Nevertheless the noisy background makes them useless for predictive purposes.

1. INTRODUCCION.

Desde que Lorenz aplicara por primera vez el método de análisis en componentes principales a series meteorológicas (1956), esta potente herramienta estadística se ha usado profusamente en este campo, existiendo numerosos trabajos en que el método es empleado con objetivos muy diferentes. Por ejemplo, Craddock y Flood (1960) lo usan para estudiar la topografía en el nivel de 500 mb., en cambio Starr (1978) lo ocupa para determinar cómo responde la producción de trigo en los Estados Unidos a anomalías climáticas.

Usualmente el propósito de este análisis ha sido reducir un número grande de variables correlacionadas a un pequeño número de variables independientes, las cuales son combinaciones lineales de las originales y explican un porcentaje alto de la variabilidad total del fenómeno.

Debido a la ortogonalidad de las componentes, este método sirve también para detectar modos independientes de operación de la atmósfera, haciendo posible la separación de zonas geográficas donde los modos extienden su dominio.

Es así como este método permite, a partir de un conjunto de series temporales de algún parámetro meteorológico, generar otro conjunto de series cronológicas pero que tienen la importante propiedad de ser ortogonales o de covarianza cero.

Una vez encontradas las series ortogonales que delimitan las diferentes zonas climáticas, se explora las partes predictibles empleando para ello las técnicas de análisis de series de tiempo.

El objetivo de este trabajo es analizar posibles persistencias de los diferentes regímenes de precipitación en Chile, así como cambios climáticos de tipo regional que pudieran estar produciéndose (por ej.: avance de la desertificación).

Para separar regiones pluviométricas afines se aplicó un análisis en componentes principales a un conjunto de once series, Fig. 1a y 1b, seleccionadas entre aquéllas que cuentan con estadística más larga de precipitación. Todas ellas corresponden a estaciones ubicadas entre los 27 y 42° latitud Sur (Ver Tabla 1), y comprenden valores totales de precipitación anual para un período de 67 años (1912 a 1978). Estos datos fueron extraídos en su mayoría de los anuarios publicados por la Dirección Meteorológica de Chile (Sección climatología).

En la búsqueda de un índice de pluviosidad de la zona central de Chile que suprima las variaciones locales se aplicó un segundo análisis en componentes principales sobre aquel conjunto de estaciones que en un primer análisis presentaron una asociación mayor con alguna de las componentes (series resúmenes).

Finalmente, este método se emplea para estudiar cambios climáticos de tipo regional aplicándolo sobre las mismas once series pero por decenios considerando los años como variables. Los posibles cambios en las posiciones de los grupos de estaciones que se forman en el plano principal (plano formado por las dos primeras componentes) sirven para detectar cambios climáticos regionales.

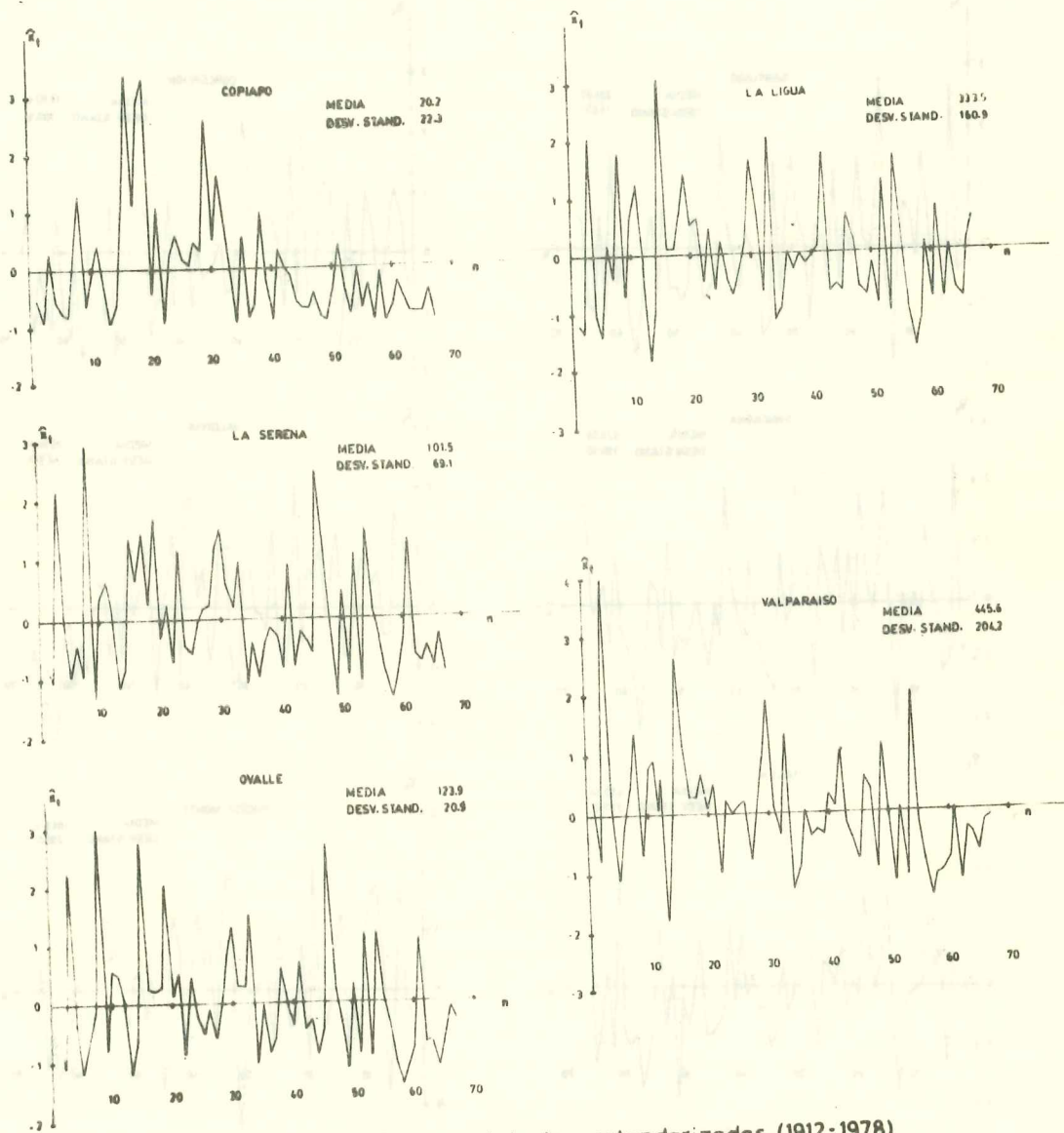


FIG.1.a. Series originales estandarizadas (1912-1978)

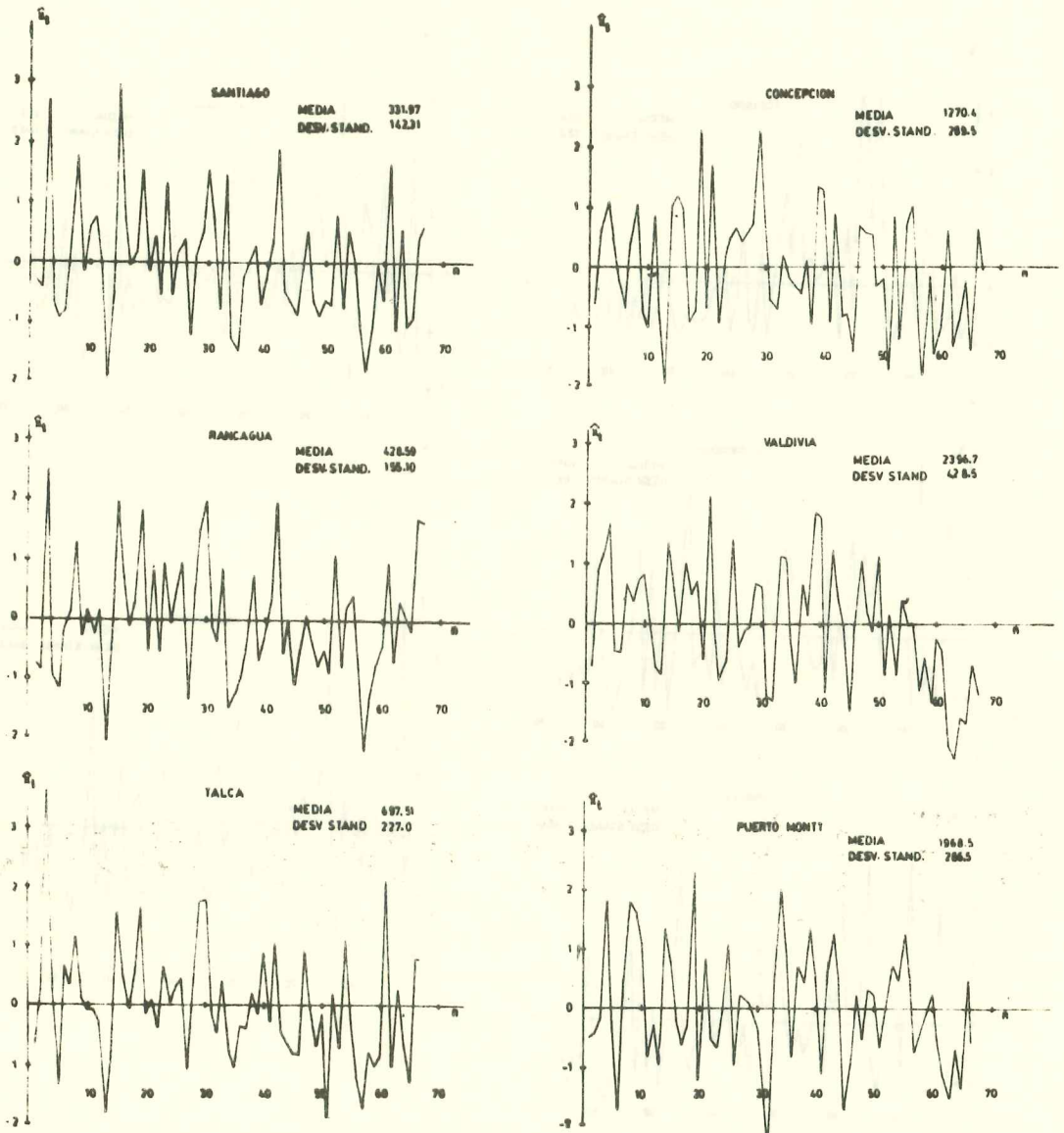


FIG.1.b. Series originales estandarizadas (1912-1978)

TABLA 1

LISTA DE ESTACIONES

	LAT.	LONG.	ALT. (m)
COPIAPO	27°21'	70°21'	370
LA SERENA	29°54'	71°15'	32
OVALLE	30°36'	71°13'	220
LA LIGUA	32°27'	71°26'	58
VALPARAISO	33°01'	71°38'	41
SANTIAGO	33°27'	70°42'	520
RANCAGUA	34°10'	70°45'	500
TALCA	35°26'	71°35'	122
CONCEPCION	36°50'	73°02'	10
VALDIVIA	39°48'	73°14'	5
PUERTO MONTT	41°28'	72°56'	13

2. METODOLOGIA.-

Si se dispone de p series temporales $x_i(t)$, ($i=1,2,\dots,p$), es posible representar estas p series mediante la serie multidimensional :

$$\underline{x}(t) = \sum_{i=1}^p \underline{e}_i x_i(t)$$

siendo \underline{e}_i ($i=1,\dots,p$) una base ortogonal en el espacio de p dimensional y t el tiempo. Una operación previa que suele efectuarse sobre las series es la estandarización; de esta manera se consigue independizarse de las unidades y magnitudes de las series. La estandarización aplicada aquí es :

$$x_i(t) = \frac{x_i(t) - \bar{x}_i}{\sigma_i}$$

donde \bar{x}_i, σ_i son la medida y la desviación standard, respectivamente.

La finalidad del método consiste en reducir la dimensión p del espacio, si es posible a la unidad (recta) con la mínima pérdida de información (varianza). Esto equivale a buscar a aquella recta que haga mínima distorsión de la nube de puntos al ser proyectados sobre ella.

El planteamiento de este problema conduce a la búsqueda de las componentes de un vector unitario que define aquella recta que cumple con la propiedad de hacer máxima la suma de los cuadrados de las proyecciones de la nube de puntos sobre ella.

Designando por \underline{u} el vector unitario contenido en la recta buscada. La proyección cuadrática de la nube de puntos sobre ella será :

$$s = \sum_{t=1}^n \left[\sum_{i=1}^p u_i x_i(t) \right]^2$$

donde n es el número de años (observaciones) de las p series y u_i ($i=1,2,\dots,p$) son las componentes del vector unitario en el espacio de p dimensiones. Luego hay que maximizar s sujeto a la restricción :

$$\sum_{i=1}^p u_i^2 = 1$$

La determinación de este máximo condicionado se logra por el método de los multiplicadores de Lagrange. Luego se debe maximizar la expresión

$$v = s - \lambda \left[\sum_{i=1}^p u_i^2 - 1 \right]$$

siendo λ el multiplicador de Lagrange. Igualando a cero las derivadas de v con respecto a u_i ($i = 1,2,\dots,p$), se llega a un sistema lineal homogéneo de p ecuaciones que matricialmente se puede escribir como :

$$Ru = \frac{\lambda}{n} u$$

siendo R la matriz de correlaciones de las p series de tiempo.

El problema se reduce a encontrar los vectores propios de la matriz de correlaciones de las series individuales.

Se puede demostrar que el valor propio representa la varianza de la proyección de la nube de puntos sobre el vector propio asociado; así cuanto mayor sea el porcentaje de la varianza total que retiene el valor propio menos deformación tendrá la nube de puntos al ser proyectados sobre el vector propio, y por consiguiente habrá menor pérdida de información.

Dado que la matriz de correlaciones es simétrica, el conjunto de vectores propios que se obtiene es perpendicular, y por lo tanto, las proyecciones de la serie múltiple sobre los vectores propios genera un conjunto de series ortogonales (de covarianza cero) que sirven para separar efectos independientes y reciben el nombre de componentes o series resúmenes. Su expresión matemática es :

$$y^k(t) = \sum_{i=1}^p u_i^k x_i(t)$$

donde $y^k(t)$ es la serie resumen asociada al vector propio u^k de componentes $u_1^k, u_2^k, \dots, u_p^k$.

3. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS.-

3.1 Análisis de las series resúmenes.

En la Fig. 2 se encuentran graficadas las tres primeras componentes de la serie múltiple. En la Tabla 2, se dan las correlaciones de dichas componentes con cada serie que forma la serie múltiple. Como se indica en la parte superior de la figura 2, la primera componente (o serie resumen) retiene un 59,7% de la varianza y está asociada con precipitaciones de la Zona Central. La segunda componente retiene un 15,6% de la varianza total y posee una alta correlación con estaciones del Sur (Valdivia, Pto. Montt), en tanto que la tercera componente da cuenta del 7,4% de la varianza mostrando una correlación significativa (0.67) sólo con Copiapó, estación que también tiene una correlación de 0.57 con la primera componente.

Una característica que se destaca de la misma figura es la similitud que muestran la segunda y tercera componente en el último decenio, en que ambas registran valores inferiores a sus medias. En el primer decenio, en cambio, a pesar de que la tercera componente posee valores bajo su media, no sucede lo mismo con los valores correspondientes de la segunda componente. Una interpretación que se puede dar a este hecho, es que la disminución de precipitaciones acaecidas en el primer decenio que no afectó a la región sur se debió a una intensificación del anticiclón del Pacífico. En tanto que la disminución ocurrida en el último decenio y que se extendió al sur fue producida por un desplazamiento del anticiclón.

El rasgo señalado, también se puede observar en las series originales estandarizadas (fig. 1a y 1b) siendo notorio el parecido entre las estaciones de Copiapó y Valdivia en los últimos dos decenios.

Para determinar si alguna de las tres componentes presenta un efecto de tendencia, se efectuó el test de coeficiente r_s de Spearman (correlación por rango de la serie original con la serie ordenada decrecientemente).

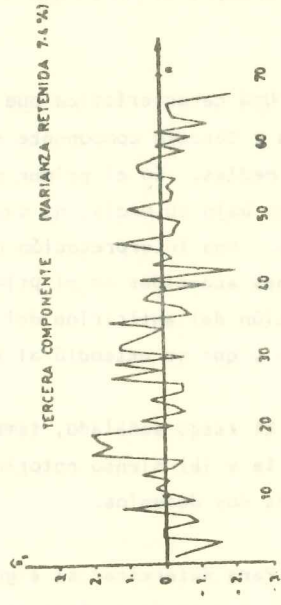
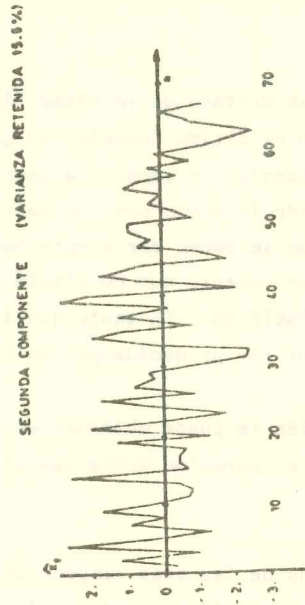
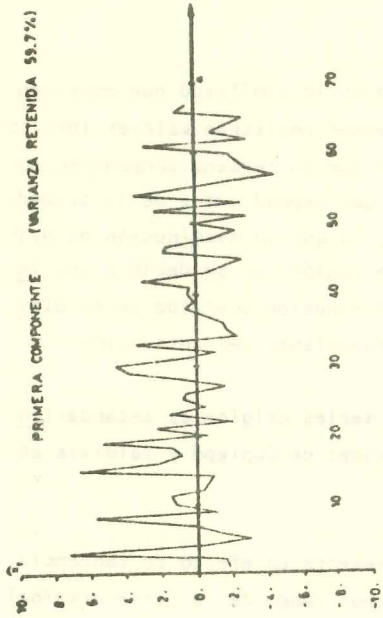


Fig. 2 Evolución de las tres primeras componentes.

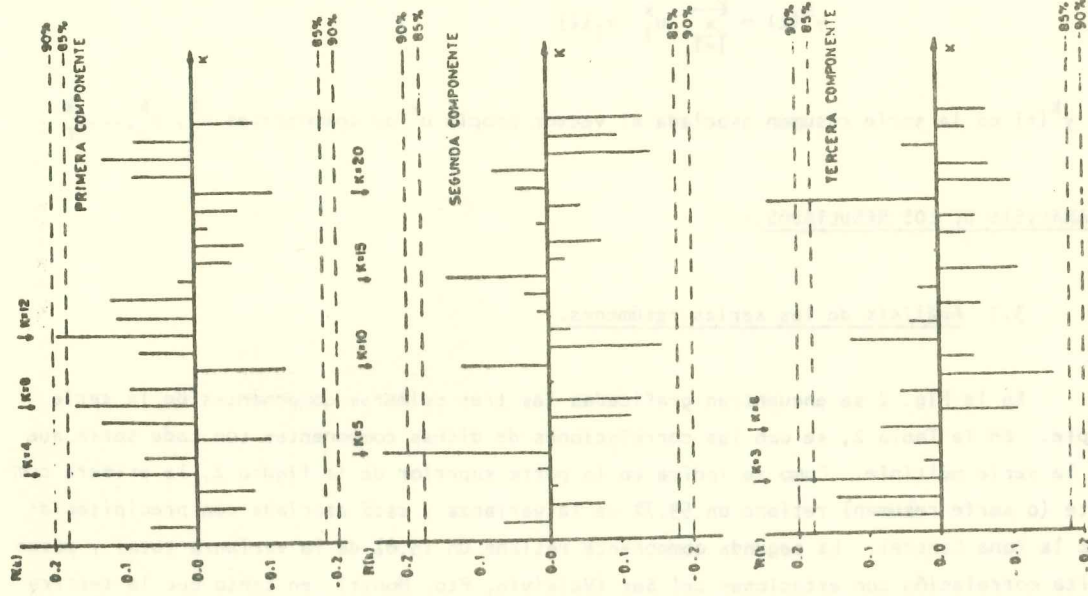


Fig. 3 Funciones de autocorrelación de las tres primeras componentes. Se señalan los intervalos de confianza para una serie de ruido blanco.

TABLA 2

**CORRELACIONES DE LAS TRES PRIMERAS COMPONENTES
CON CADA UNA DE LAS ESTACIONES.**

	1 ^a Componente	2 ^{da} Componente	3 ^{ra} Componente
COPIAPO	0.57	-0.06	0.67
LA SERENA	0.82	-0.20	0.33
OVALLE	0.87	-0.17	0.23
LA LIGUA	0.90	-0.19	-0.13
VALPARAISO	0.92	-0.09	-0.09
SANTIAGO	0.91	-0.18	-0.24
RANCAGUA	0.86	-0.17	-0.24
TALCA	0.87	-0.02	-0.27
CONCEPCION	0.72	0.45	0.00
VALDIVIA	0.47	0.78	0.00
PUERTO MONTT	0.28	0.85	0.03

Para series que no tienen tendencia $u(r_s)$ se distribuye normalmente con media cero.

La tendencia es estadísticamente significativa al nivel del 5% para valores de $u(r_s)$ mayores de 1.96 (Sneyers, R., 1977).

Los valores de r_s junto a los de $u(r_s)$ para cada componente aparecen en la Tabla 3.

De esta Tabla se comprueba que ninguna de las series tiene una tendencia significativa al nivel del 5%, a pesar de esto se puede destacar que las dos primeras componentes poseen un coeficiente r_s negativo señalando una disminución de las precipitaciones.

El valor positivo de r_s que muestra la tercera componente se debe a que tiene curvatura negativa (fig. 2), Si este coeficiente se hubiera calculado para la última mitad de la serie, arrojaría un valor negativo.

Con el propósito de encontrar algún tipo de persistencia en las series se calculó la función de autorrelación a cada una de las 3 componentes, las que se encuentran en la fig. 3.

TABLA N° 3

	r_s	$u(r_s) = r_s \sqrt{n-1}$ (n: es el número de valores en cada serie).
1a. Componente	-0.1641	-1.3328
2a. Componente	-0.1079	-0.8832
3a. Componente	0.0604	0.4943

Del gráfico correspondiente a la función de autocorrelación de la primera componente se aprecia la presencia de máximos cada cuatro años, pero siendo significativo sólo el último de ellos.

La función de autocorrelación de la segunda serie muestra máximos cada cinco años, observándose que el primero de ellos es significativo, esta característica sirve para decidir la no aleatoriedad de la serie cuando se cuenta con un número no muy grande de puntos (Chatfield, 1976).

El análisis de la función de autocorrelación de la tercera componente acusa máximos cada tres años, pero no tienen la persistencia de los anteriores. Otra diferencia que presentan es la presencia de dos máximos significativos en las desfases 3 y 19.

Estos resultados se ven confirmados en el análisis del dominio de la frecuencia. El espectro de la primera componente (Fig. 4) muestra un máximo a los 4 y 2 años, en tanto que los espectros de la segunda y tercera componente (Fig. 4) muestran máximos en 5 y 2.8 años, respectivamente. El espectro de la segunda componente denota además un segundo máximo en 2.5 años. A pesar de que ningún valor de estos espectros es confiable al nivel del 80% (salvo la tercera componente, que tiene una región significativa en bajas frecuencias), es posible detectar en cada componente una señal muy débil cuya existencia se ve confirmada por los resultados de la función de autocorrelación.

3.2 Análisis de cambios climáticos regionales.

Si el análisis en componentes principales se practica por decenios, considerando los años como puntos cuyas coordenadas son los montos de precipitación en cada estación, en el plano formado por las dos primeras componentes se formarán conglomerados de estaciones con regímenes de precipitación parecidos para ese decenio; la existencia de un cambio regional se reflejará por el acercamiento de conglomerados de características distintas en el transcurso de los decenios.

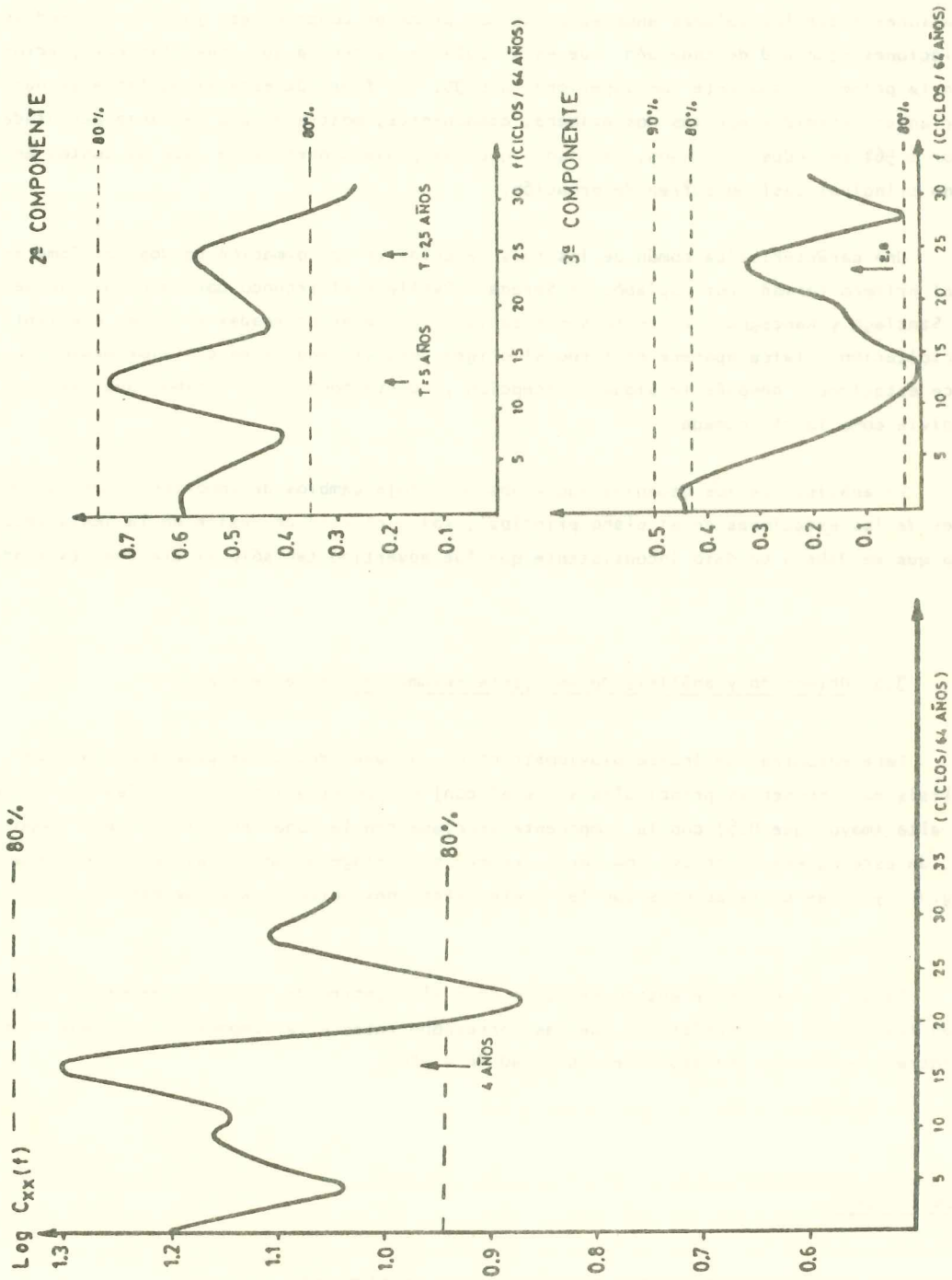


Fig. 4 Espectro suavizado de las tres primeras componentes. Se utiliza ventana de Parzen con 16 puntos de truncación. Se señalan los intervalos de confianza para una serie de ruido blanco.

La Fig 5 muestra la evolución de los conglomerados de estaciones en el plano principal para los seis decenios que comprende la estadística. En la Tabla 4 se dan las correlaciones entre los valores anuales y las dos primeras componentes, junto a las medias y desviaciones standard de cada año. De esta Tabla se evidencia que todas las correlaciones con la primera componente son superiores a 0.95. Al final de esta misma Tabla se dan las varianzas retenidas por las dos primeras componentes, mostrando una varianza acumulada superior a 96% en todos los casos, señalando que las proyecciones de la nube de puntos en el plano principal casi no sufren deformación.

Una característica común de los seis decenios es la formación de dos conglomerados. El primero formado por Copiapó, La Serena y Ovalle y el segundo por La Ligua, Valparaíso, Santiago y Rancagua. El resto son estaciones aisladas ordenadas en orden creciente de precipitación. Talca aparece en torno al origen constituyéndose en el valor medio de las once estaciones, después le siguen Concepción y Puerto Montt. En último lugar se ubica Valdivia como la más húmeda.

El análisis de los decenios sucesivos no arroja cambios de importancia en las posiciones de las estaciones en el plano principal, salvo el caso de Ovalle en la sexta década pero que se debe a un dato inconsistente que fue advertido tan sólo al efectuar este análisis.

3.3 Obtención y análisis de una serie resumen en Chile Central.

Para encontrar un índice pluviométrico de la Zona Central se procedió a aplicar un análisis en componentes principales sobre el conjunto de estaciones que tenían una correlación alta (mayor que 0.8) con la componente asociada con la Zona Central (primera componente), de esta manera se obtuvo una serie resumen que recoge un porcentaje alto de varianza (Fig. 6) y cuyas correlaciones con las siete estaciones seleccionadas se dan en la Tabla 5.

Tanto la función de autocorrelación como el espectro de la serie resumen (Fig. 6) muestran las mismas características que las correspondientes a la componente asociada a la Zona Central, es decir, una débil periodicidad de 4 años.

4. CONCLUSIONES.-

Los resultados encontrados en este trabajo revelan que:

1º) El método del análisis en componentes principales aplicado a las once series de precipitaciones permite diferenciar tres regiones con diferente pluviometría.

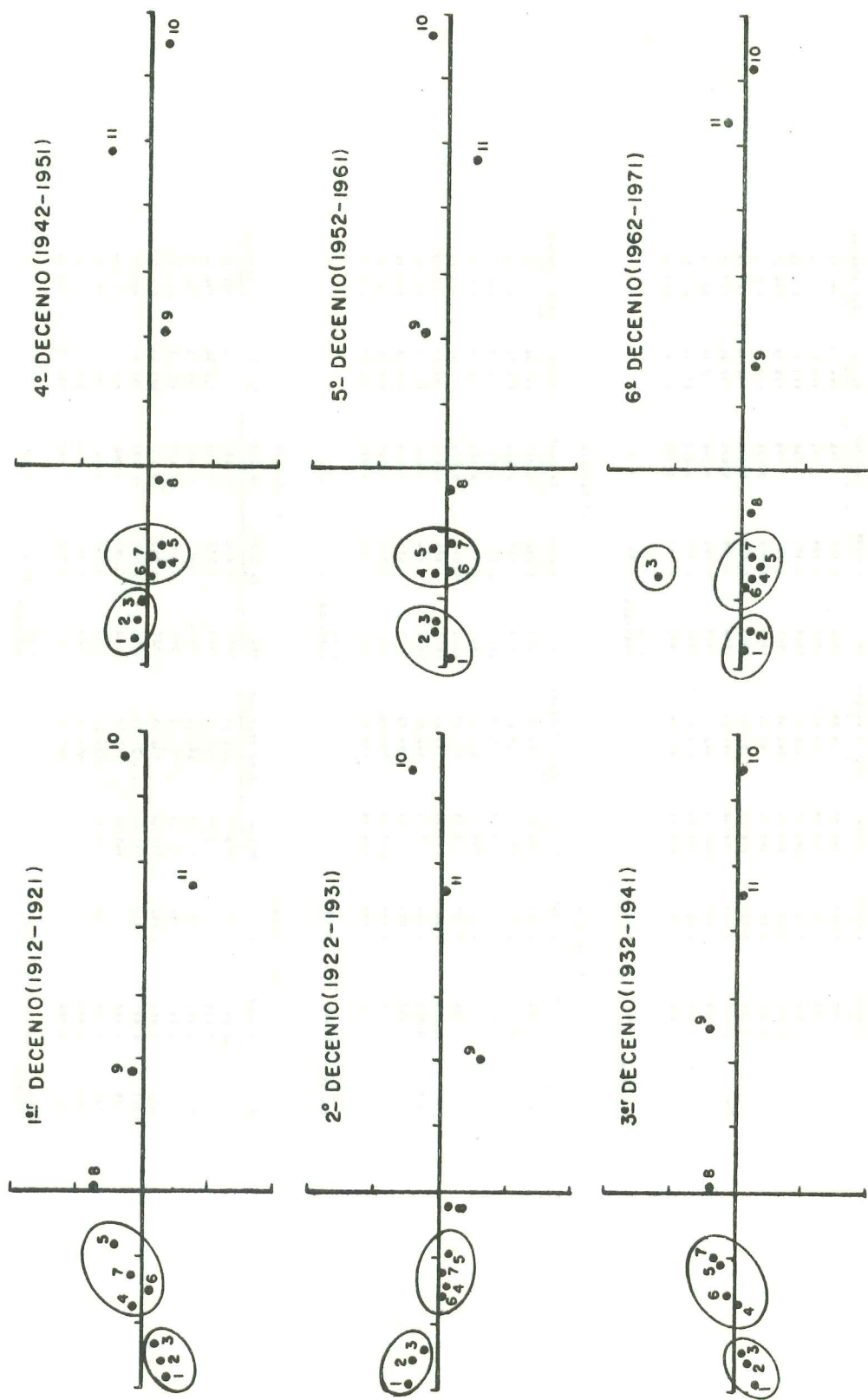


Fig. 5 Proyecciones de las estaciones en el plano principal. Análisis por décadas en el período 1912-1971. 1=Copiapó, 2=La Serena, 3=Ovalle, 4=La Ligua, 5=Valparaíso, 6=Santiago, 7=Rancagua, 8=Talca, 9=Concepción, 10=Valdivia, 11=Pto. Montt.

TABLA 4

1er. DECENIO					4° DECENIO				
AÑO	1a.-COMP.	2a.-COMP.	MEDIA	DESV. STANDARD	AÑO	1a.-COMP.	2a.-COMP.	MEDIA	DESV. STANDARD
1912	0.996	-0.049	679.89	728.89	1942	0.994	-0.066	666.23	596.15
1913	0.990	-0.022	716.06	920.67	1943	0.999	-0.122	570.84	579.16
1914	0.992	0.301	1092.37	856.27	1944	0.991	0.058	913.91	878.20
1915	0.996	-0.062	832.31	1062.36	1945	0.991	0.129	720.56	1046.65
1916	0.989	-0.124	569.37	790.17	1946	0.988	0.139	653.79	836.76
1917	0.987	0.121	648.07	687.32	1947	0.996	-0.009	631.38	687.99
1918	0.990	-0.002	798.00	851.52	1948	0.999	0.031	752.62	907.25
1919	0.989	-0.030	1000.19	848.74	1949	0.991	0.068	749.24	807.72
1920	0.990	-0.105	746.82	958.31	1950	0.997	-0.012	851.16	1076.31
1921	0.988	-0.061	810.69	892.26	1951	0.993	-0.100	866.63	1024.12
Σ DE VARIANZA	97.60	1.40			Σ DE VARIANZA	98.60	0.74		
3° DECENIO					5° DECENIO				
AÑO	1a.-COMP.	2a.-COMP.	MEDIA	DESV. STANDARD	AÑO	1a.-COMP.	2a.-COMP.	MEDIA	DESV. STANDARD
1922	0.989	-0.066	790.37	765.50	1952	0.996	-0.062	659.08	613.86
1923	0.995	0.009	681.33	710.42	1953	0.989	0.026	936.34	921.16
1924	0.979	0.172	458.15	726.15	1954	0.995	-0.037	772.45	936.43
1925	0.994	0.026	800.02	1030.21	1955	0.993	-0.105	686.06	836.72
1926	0.984	-0.129	1036.05	811.87	1956	0.999	-0.036	523.68	598.88
1927	0.991	-0.107	819.22	772.44	1957	0.984	0.150	762.18	732.05
1928	0.982	0.149	752.96	846.02	1958	0.996	0.046	847.70	901.07
1929	0.992	0.083	769.48	794.72	1959	0.995	0.034	701.39	835.46
1930	0.984	-0.116	1027.89	950.90	1960	0.996	-0.046	646.36	842.07
1931	0.998	0.000	659.86	678.82	1961	0.994	0.033	776.99	929.27
Σ DE VARIANZA	97.40	1.10			Σ DE VARIANZA	98.75	0.47		
3er. DECENIO					6° DECENIO				
AÑO	1a.-COMP.	2a.-COMP.	MEDIA	DESV. STANDARD	AÑO	1a.-COMP.	2a.-COMP.	MEDIA	DESV. STANDARD
1932	0.993	-0.029	928.87	1046.67	1962	0.988	-0.084	537.12	709.28
1933	0.990	-0.101	635.79	776.19	1963	0.978	-0.153	833.58	798.54
1934	0.991	0.023	745.28	632.34	1964	0.987	-0.085	609.75	790.18
1935	0.994	-0.029	767.14	767.14	1965	0.970	-0.179	903.26	828.93
1936	0.996	-0.060	835.54	985.03	1966	0.985	-0.132	802.97	876.74
1937	0.997	0.070	735.24	739.75	1967	0.993	-0.082	651.44	644.71
1938	0.988	-0.121	669.10	847.04	1968	0.992	-0.060	472.53	716.06
1939	0.999	-0.004	776.31	810.62	1969	0.960	0.247	669.37	765.99
1940	0.989	0.122	911.15	887.28	1970	0.947	0.303	669.71	673.37
1941	0.988	0.135	890.24	807.60	1971	0.970	0.245	726.55	785.06
Σ DE VARIANZA	98.49	0.69			Σ DE VARIANZA	95.43	3.10		

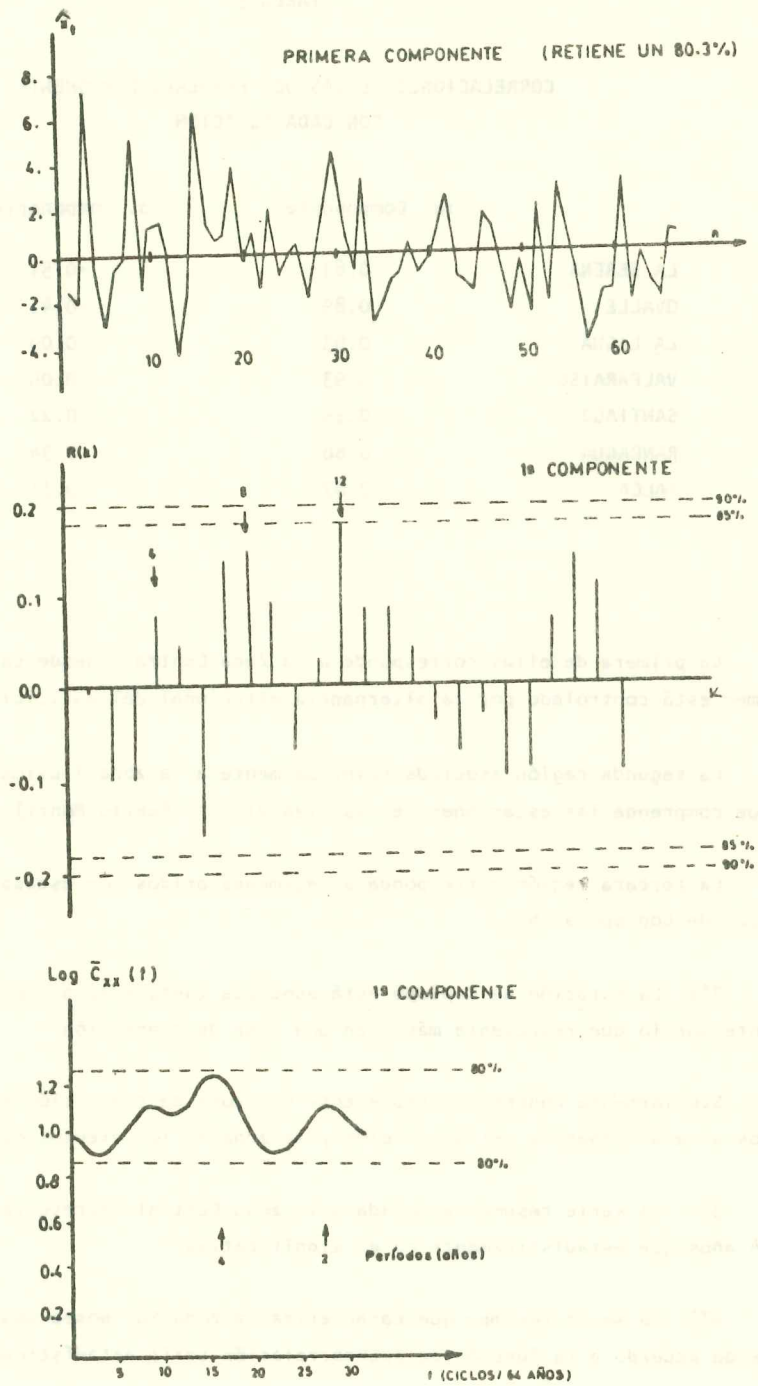


Fig. 6 Serie resumen, función de autocorrelación y espectro suavizado de la primera componente empleando estaciones de la zona central, Periodo 1912 a 1978. En las funciones de autocorrelación y espectro se indican los intervalos de una serie de ruido blanco. El espectro se suavizó con una ventana de Parzen con 16 puntos de truncación.

TABLA 5

CORRELACIONES DE LAS DOS PRIMERAS COMPONENTES
CON CADA ESTACION.

	1a. Componente	2a. Componente
LA SERENA	0.83	-0.51
OVALLE	0.89	-0.41
LA LIGUA	0.93	0.00
VALPARAISO	0.93	0.00
SANTIAGO	0.94	0.22
RANCAGUA	0.88	0.34
TALCA	0.87	0.31

La primera de ellas corresponde a la Zona Central (desde La Serena a Talca) y cuyo régimen está controlado por la alternancia estacional del anticiclón subtropical.

La segunda región asociada principalmente a la zona lluviosa de los vientos oeste y que comprende las estaciones del Sur (Valdivia y Puerto Montt).

La tercera región corresponde a regímenes áridos con escasa precipitación características de Copiapó al Norte.

2°) La estación de Copiapó está asociada tanto a la primera como a la tercera componente por lo que representa más bien una zona de transición.

Similarmente Concepción representa una zona de transición entre los regímenes asociados a la alternancia del anticiclón y la zona de los vientos oeste.

3°) La serie resumen asociada a la zona Central representa una débil periodicidad de 4 años que estadísticamente no es significativa.

4°) La serie resumen que caracteriza la zona Sur posee una periodicidad de 5 años que de acuerdo a la función de autocorrelación sería estadísticamente significativa.

Los trabajos desarrollados por Rhode et al. (1975), Granger (1977), Zangvil (1979), sobre análisis de series de precipitaciones para distintas regiones de los dos hemisferios y empleando diferentes técnicas estadísticas, evidencian la existencia de una débil periodicidad de 5 años.

Granger asocia la oscilación de 5 años a efectos de interacción océano-atmósfera, afirmando que dicha oscilación debería estar vinculada de algún modo a las fluctuaciones en torno a 5 años encontradas por Namias (1969) en las variaciones de la temperatura del mar y de la presión al nivel del mar. Wagner (1971) también encuentra un período de 5 años en las fluctuaciones de invierno de la presión en superficie y especula sobre la existencia de un mecanismo realimentado en el sistema océano-atmósfera con un período de resonancia de aproximadamente 5 años.

5°) El espectro de la tercera componente es significativo sólo en bajas frecuencias indicando la presencia de ciclos de período largo (superior a los 30 años), lo que está de acuerdo con la curvatura negativa que muestra la serie resumen correspondiente.

Este espectro revela además un ciclo de 2.8 años que presumiblemente corresponde a la oscilación cuasibienal. Wright (1968) y Landsberg et al. (1963).

6°) Un rasgo común que muestran las tres series es que no presentan una tendencia estadísticamente significativa, esto también está corroborado por la ausencia de cambios significativos en las posiciones relativas de los conglomerados de estaciones con regímenes afines que se forman en el plano principal, a través de los seis decenios que comprende el estudio.

7°) Debido al alto nivel de ruido en que están sumergidas las posibles persistencias encontradas, no permiten usarlas con fines predictivos; no obstante es importante dilucidar el mecanismo físico que está operando en la generación de tales ciclos.

5. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS.-

- CRADDOCK J.M. and C.R. FLOOD, 1969 : Eigenvectors for representing the 500 mb geopotential surface over the Northern Hemisphere. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.* 95, 576-593.
- CHATFIELD C., 1976 : *The analysis of time series theory and practice* Chapman and Hall.
- GRANGER O.E., 1977 : Secular fluctuation of seasonal precipitation in lowland California. *Mon. Wea. Rev.* 105, 385-397.
- LANDSBERG H.E., MITCHELL J.M., CRUTCHER H.L. and QUINLAN F.T., 1963 : Surface signs of the biennial atmospheric pulse. *Mon. Wea. Rev.* Vol. 91, 549-556.
- LORENZ E.N., 1956 : Empirical orthogonal functions and statistical weather prediction. *Sci. Rep. N°1 Contract AF 19(604)-1566.* Dept. of Meteorology, MIT, 49 pp.

- NAMIAS J., 1969 Seasonal interaction between the North Pacific Ocean and the atmosphere during the 1960's Mon. Wea. Rev. 97,173-192.
- RHODE and H. VIRJI, 1976 . Trends and periodicities in East African rainfall data Mon. Rev. 104, 307-315.
- SNEYERS R., 1977 : Sur l'analyse statistique des series d'observation WHO Technical Notes.
- STARR T. and P.I. KOSTROW, 1978 . The response of spring wheat yield to anomalies climate sequences in the United States. J. of App. Meteor. 17, 1101-1115.
- WAGNER A.J., 1971 : Long period variations in seasonal sea level pressure over the Northern Hemisphere. Mon. Wea. Rev. 99, 49-66.
- WRIGHT P.B., 1968 : A widespread biennial oscillation in the troposphere. Weather, 23, 2, 50-54.
- ZANGVIL A., 1979 : Temporal fluctuations of seasonal precipitation in Jerusalem, Tellus 31, 413-420.