

**MEMORIAS DEL 1er. SEMINARIO PATAGONICO
SOBRE
METEOROLOGIA Y OCEANOGRAFIA FISICA
Y
SUS APLICACIONES AL DESARROLLO**



TOMO 1



Organizado por el Centro Nacional Patagónico - Programa Física Ambiental.
(Puerto Madryn, 23 al 26 de Noviembre de 1981).



**SUBSECRETARIA DE ESTADO DE CIENCIA Y TECNICA
CONSEJO NACIONAL DE INVESTIGACIONES CIENTIFICAS Y TECNICAS
CENTRO NACIONAL PATAGONICO**



**28 de Julio 28 - 9120 - PUERTO MADRYN
CHUBUT - ARGENTINA**



1982



TOMO I

Página

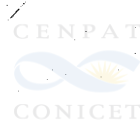
- Apertura del Seminario, *Dr. Vicente R. Barros.* 1
- ✕ Efectos del tiempo promedio y de la frecuencia de muestreo sobre mediciones meteorológicas, *Dr. Nicolás A. Mazzeo.* 2
- ✕ Estrategias de medición de parámetros ambientales con fines específicos, *Dr. Vicente R. Barros.* 19
- ✕ Ensayo de una técnica de estadística de salida de modelos para la predicción automática de vientos de superficie, *Lic. Carlos E. Ereño y Lic. Edgardo G. Giordano.* 36
- ✕ Proyecto eólico de Puerto Pirámides, *Ing. Sebastián Sanguedolce e Ing. César Lucini.* 51
- ✕ Estudios para el diseño de la red de estaciones automáticas de medición del viento, *Ing. Eduardo Estevan.* 52
- ✕ Características físico-químicas de las aguas subterráneas de la Provincia del Chubut, *Lic. María del Carmen Scapini y Lic. Jorge D. Orfila.* 63
- ✕ Desalación de aguas por ósmosis inversa usando fuentes de energía no convencionales, *Ing. Héctor J. Ré.* 84
- ✕ Incidencia de la precipitación en la producción anual de lana por animal en la zona costera de la Prov. del Chubut, *Ing. Agr. Adriana Moscovici Vidal y Dr. Vicente R. Barros.* 96
- ✕ Rachas de precipitación escasa en la zona árida del Chubut, *Lic. María de las Mercedes Rivero.* 113
- ✕ Estudios de evaporación en grandes cuerpos de agua, *Ing. Roberto M. Quintela.* 114

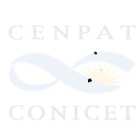
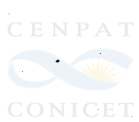
OTROS TOMOS (En prensa)

- Medida del índice de humedad - Mendoza - Argentina, *Lic. Eduardo M. Banús.*
- Análisis de la tormenta del 18 de enero de 1976 registrada en la zona norte de la Provincia de Mendoza - Argentina, *Lic. Eduardo M. Banús.*
- El almacenamiento de energía térmica continental en un modelo termodinámico global zonalmente promediado, *Maestro Enrique Buendía Carrera.*
- El Instituto Argentino de Oceanografía, *Lic. Leoncio Montesarchio.*
- Dinámica sedimentaria en el área de Bahía Blanca, *Dr. Louis R. Lafond.*
- Efectos meteorológicos y oceanográficos en la productividad del Océano Pacífico del Este, *Maestro Walter Ritter Ortiz.*
- Proyecto conjunto SHN-CNP : Mediciones acústicas en Golfo Nuevo, *Lic. Silvia Blanc.*
- Predicción de mareas en Puerto Madryn mediante el método de respuesta, *Lic. Andrés L. Rivas.*



- Monte Hermoso - Ing. White : Observaciones de brisa de mar. *Cap. Pedro A. Varela.*
- Proyecto de investigación que la Universidad Nacional de Mar del Plata está desarrollando en el campo de la Oceanografía Física y la Meteorología. *Prof. Nilda Manolidis, Ing. Jorge Martínez Arca y Téc. Ángel Ferrante.*
- Proyecto de banco de datos. *Téc. Mónica L. de Cajaraville y Comp. Cient. Oscar Geffner.*
- Utilización de plataformas automáticas por satélite para la medición de parámetros ambientales. *Lic. Ernesto Portalet.*
- Estrategias de medición óptimas para la evaluación de modelos numéricos. *Dr. Juan A. Rodríguez Seró.*
- Aerogenerador de eje horizontal de 6 Kw - Termopila eólica. *Ing. Enrique Bottinelli y Téc. Eduardo Basso.*
- Pronóstico objetivo de precipitaciones en Bahía Blanca mediante el análisis de funciones discriminantes multivariadas. *Lic. Carlos Ereño y Juan M. Hörler.*
- Avances en el conocimiento hidrometeorológico de la Patagonia. *Lic. Lázaro Medina y Dr. Jorge Salso.*
- Descripción de parámetros utilizados en el modelo de la dispersión atmosférica. *Dr. Nicolás A. Mazzeo.*





EFFECTOS DEL TIEMPO DE PROMEDIO Y DE LA FRECUENCIA DE MUESTREO SOBRE MEDICIONES METEOROLOGICAS.

Nicolás A. Mazzeo (*)
Departamento de Meteorología
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales
Universidad de Buenos Aires

RESUMEN

En este trabajo se analizan los problemas del promedio y del muestreo inherentes a mediciones de parámetros del flujo turbulento de la atmósfera. Se consideran las influencias del tiempo de promedio y de la frecuencia de muestreo sobre los promedios, varianzas y momentos de orden superior. Se exponen las bases teóricas del método utilizado y las aplicaciones a los parámetros atmosféricos en condiciones neutras y de convección libre. Asimismo, se estudian los efectos del muestreo sobre diferentes parámetros turbulentos no afectados por la no estacionalidad del flujo y por la inhomogeneidad del terreno. Se encuentran algunas consideraciones prácticas para aplicar a mediciones observacionales en estudios de la capa límite de superficie de la atmósfera.

1. INTRODUCCION

Los primeros 30 a 50 metros de la capa límite planetaria de la atmósfera terrestre, también denominada la capa de superficie, ha sido extensamente estudiada durante las últimas décadas. Este énfasis obedece a su significancia sobre las vidas humana, animal y vegetal y a la influencia que ejerce sobre la evolución de los sistemas atmosféricos. Prácticamente, el calor almacenado en la tropósfera y el agua que llega a la superficie en forma de precipitación fueron transportados a través de esa capa por acción de la turbulencia del aire. Asimismo, una gran parte de la energía cinética se disipa en esta porción de la atmósfera debido a la viscosidad.

Uno de los aspectos más importantes en el estudio de esta capa es la determinación de los valores medios y turbulentos de algunos parámetros.

La estimación de los gradientes verticales de la velocidad media del viento y de la temperatura requieren sensores con menor resolución y aproximación que para medir las fluctuaciones turbulentas de los mismos.

Por otra parte, la dirección del viento es prácticamente constante con la altura (el efecto de la rotación de la Tierra es despreciable), obviando la necesidad de varios niveles de observación. La variación vertical de los flujos verticales de la cantidad de movimiento, calor y vapor de agua en esta capa es despreciable. Por lo tanto, es suficiente su medición a una sola altura. También, las escalas temporales de esos flujos turbulentos son pequeñas comparadas con los períodos diurnos. De esa forma, si se considera válida la condición de estacionalidad, los períodos de observación deben ser cortos.

(*) *Miembro de la Carrera del Investigador del CONICET.*

Sin embargo, las dificultades observacionales en los estudios de la capa de superficie son significativas. El transporte turbulento involucra un amplio espectro de tamaño de torbellinos, requiriendo no sólo sensores con suficiente capacidad de respuesta.

El rango de las escalas espaciales y temporales de los movimientos atmosféricos es prácticamente infinito. Sin embargo, los estudios del movimiento de la atmósfera están casi siempre limitados a un número finito de escalas. Esto plantea el problema de los tiempos de promedio y de la frecuencia de muestreo que deben ser utilizados para asegurar que sea considerada la escala particular que se está estudiando.

Este trabajo está basado en otros anteriores (2) y (3). Su objetivo es ilustrar los problemas del muestreo y del promedio inherentes a mediciones de parámetros de la turbulencia atmosférica tales como promedios, varianzas, covarianzas y momentos de orden superior. Los problemas del muestreo relacionados con la estimación de las funciones espectrales no son discutidos en este trabajo.

2. CONSIDERACIONES GENERALES

A través de diferentes programas que utilizaron una cantidad de métodos observacionales de la capa límite planetaria, esta parte de la atmósfera es bastante conocida. En algunos casos los estudios teóricos proporcionan una forma general para las diferentes relaciones, pero los estudios observacionales son necesarios para evaluar las constantes. En general, para ampliar el conocimiento de la capa límite planetaria es necesario que los desarrollos teóricos, los modelos y las observaciones experimentales sean efectuados simultáneamente.

Los parámetros de mayor interés para los investigadores de la capa límite atmosférica son los valores medios y turbulentos del viento, de la temperatura, de la humedad y por extensión de la presión. Para medir los valores medios, deberá enfatizarse en sensores con alto grado de aproximación y útiles para proveer un buen promedio, mientras que para las mediciones de las fluctuaciones, el tiempo de respuesta es crítico.

Los perfiles medios verticales del viento, la temperatura y la humedad, proveen la información básica sobre la estructura y la estratificación de la capa de superficie. La estabilidad hidrodinámica está tradicionalmente expresada en función del número de *Richardson* en forma de gradiente (R_i), para cuya determinación cuantitativa se necesitan los gradientes de la temperatura y de la velocidad del viento.

Esos gradientes, en combinación con mediciones directas de los flujos turbulentos, son utilizados también para la estimación de los términos de producción en las ecuaciones de balance de las varianzas y de los flujos.

Aproximaciones del orden de 5 cm./seg. y 0.01 ° C son adecuadas para las mediciones de la velocidad media del viento (\bar{u}) y de la temperatura ($\bar{\theta}$) en la capa de superficie, (4). Los requerimientos para la respuesta no son tan importantes. La única restricción es que la constante de tiempo sea pequeña comparada con el tiempo de promedio utilizado para determinar los valores medios. Por ejemplo, para períodos de promedio de 15 minutos, las constantes de tiempo no deberán ser mayores que 1.5 minutos.

En las mediciones de los perfiles de humedad el aspecto práctico es más dificultoso, debido a la inexistencia de una gran variedad de sensores con una aproximación mejor que 0.25 ° C ó 1 mb. según el sistema utilizado.

El espaciamiento vertical de los sensores para las mediciones de los perfiles, en el pasado, varió con el objetivo y conveniencia de las investigaciones. El método más frecuentemente empleado en los últimos años utiliza un espaciamiento logarítmico hasta 8 metros de

altura y lineal para niveles más altos. Más de tres niveles deberán ser utilizados entre 0.5 y 32 metros. Es importante que las mediciones sean efectuadas simultáneamente por instrumentos individuales en cada nivel.

Para la medición directa de los flujos de *Reynolds* en la atmósfera se utiliza muy frecuentemente el método de correlación turbulenta de la velocidad del viento (u' , v' , w'), de la temperatura (θ') y de la humedad específica (q'). Los siguientes parámetros son de particular interés: el flujo vertical de la cantidad de movimiento (τ_o), el flujo vertical de calor (H_3) y el flujo vertical de la humedad específica (E):

$$\tau_o = -\rho_m \overline{u'w'} = \rho_m U_*^2 \quad [1]$$

$$H_3 = C_p \rho_m \overline{\theta'w'} \quad [2]$$

$$E = \rho_m \overline{q'w'} \quad [3]$$

donde ρ_m es la densidad media del aire, C_p es el calor específico del aire a presión constante y la barra indica el promedio temporal. Cuando las variables turbulentas han sido medidas y registradas por separado, se pueden encontrar otras propiedades estadísticas (varianzas, espectros de potencia, coespectros y distribuciones de frecuencia).

Un parámetro importante de la capa de superficie que se calcula a partir de los flujos de *Reynolds* es la escala de longitud unidimensional Z/L , donde Z es la altura sobre la superficie y

$$L = \theta \overline{(u'w')^2}^{3/2} / g \overline{(w'\theta')^2} \quad \text{es la longitud de}$$

Monin-Obukhov (5). El factor k es la constante de *von-Kármán* y g es la aceleración de la gravedad. De la misma manera que R_i , esta escala de longitud es un indicador de la estabilidad atmosférica. De acuerdo con la hipótesis de la semejanza de *Monin-Obukhov*, los parámetros de la capa de superficie, apropiadamente adimensionalizados son funciones universales de Z/L .

La medición de las fluctuaciones turbulentas en la capa de superficie presenta un problema más dificultoso que la determinación de los perfiles de parámetros medios. El requerimiento de que los sensores respondan al rango completo de tamaños de torbellinos que contribuyen a esos flujos no es fácil de satisfacer, especialmente en los primeros metros cercanos a la superficie.

3. EL PROMEDIO

La esencia de toda descripción estadística es el promedio. Existen diferentes definiciones del mismo. Por ejemplo, en las mediciones de velocidad del viento, se puede considerar el promedio de la velocidad del viento, durante un período de horas en una estación meteorológica particular, ó el promedio de la velocidad del viento en diferentes lugares en un instante particular, ó el promedio de la velocidad del viento en un lugar y en una hora determinados durante un número de ocurrencias de las mismas condiciones meteorológicas.

Esta última es probablemente la idea fundamental: el concepto de conjunto de experimentos. Se presupone que, en principio una serie particular de condiciones de tiempo medio pueden repetirse hasta el infinito, y que en el curso de ello pueden ocurrir todas las variaciones posibles. Tal colección es denominada conjunto y un promedio sobre él es llamado promedio de conjunto.

Dado que un promedio es la suma de un número de valores, dividida por dicho número, podría conmutarse con otras operaciones lineales. Sea $U_i(x,y,z,\beta)$ el campo de velocidades en un experimento particular, una función del espacio (x,y,z) , del tiempo t y de β que es el parámetro de conjunto o índice de experimento, el promedio de conjunto está definido como :

$$\bar{u}_i(x,y,z,\beta) = \bar{U}_i(x,y,z,t) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{u_i(x,y,z,t,\beta_1) + \dots + u_i(x,y,z,t,\beta_n)}{N}$$

4. PROBLEMAS RELACIONADOS CON EL PROMEDIO.

4.1. Condiciones teóricas.

El promedio de conjunto es fundamental, pero en la mayoría de los casos es difícil de obtener, y se debe utilizar el promedio temporal o espacial. Asimismo, éstos tienen otras dificultades : el tiempo y la distancia sobre los que se debe promediar son siempre finitos.

A continuación, se examinará el problema de las relaciones entre las diferentes clases de promedios. Aparte de su interés directo, se encontrará que éste se halla vinculado con el problema de convergencia de promedios y requiere del conocimiento de los tiempos y distancias sobre las que se efectúa la operación.

La suposición más conveniente relacionada con las diferentes clases de promedio es que al aplicar distintas definiciones de promedio el resultado tendría que ser el mismo. Cuando se utiliza tal suposición para relacionar un promedio de conjunto con el de otro tipo, se establece una hipótesis ergódica. Sea por ejemplo, una serie de funciones temporales estacionarias $f(t)$, un camino para establecer la hipótesis ergódica es el siguiente :

Se forma un promedio de una realización de $f(t)$ sobre un tiempo finito (T), entonces la varianza conjunta ($\sigma^2 [f(t)]$) de este promedio alrededor del promedio de conjunto de $f(t)$ debe anularse cuando el tiempo de promedio crece infinitamente. Formalmente se puede expresar de esta forma :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \sigma^2 [f(t)] = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T \left[\frac{1}{T} \int_0^T f(t+t') dt' - \bar{f}(t) \right]^2 dT \rightarrow 0 \quad [4]$$

Esta relación puede ser expandida y reescrita usando la intercambiabilidad de integración y de promedio de conjunto y las propiedades de simetría de la función autocorrelación :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \sigma^2 [f(t)] = \frac{2f'^2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{t'}{T}\right) R(t') dt' \rightarrow 0 \quad [5]$$

donde f'^2 es la varianza conjunta de f alrededor de su promedio conjunto y $R(t')$ es la función autocorrelación de f .

Probablemente el camino más simple en que se cumple esta hipótesis es suponer la existencia de una escala temporal (t_L) de f , definida de la siguiente manera (5) :

$$\int_0^\infty R(t') dt' = t_L \quad [6]$$

Luego [5] resulta :

$$\sigma^2 \approx \frac{2 f'^2 t_L}{\tau} \rightarrow 0 \quad \text{para } \tau \rightarrow \infty \quad [7]$$

dato que (t / τ) es despreciable en el rango en que R es significativamente diferente a cero.

Analizando la expresión [7] se encuentra que su verificación experimental es dificultosa. Esto se debe a que en la práctica las variables se promedian temporalmente (ó espacialmente), mientras que en [7] se incluye el promedio de conjunto.

Si se quiere determinar la varianza y se utiliza la función autocorrelación de f en [7], se debe haber establecido la estabilidad de $f'^2(t)$ y de $f'(t)f'(t+t')$. Para ello es necesario utilizar la hipótesis ergódica. De esa forma, se define un nuevo par de f , de la siguiente manera :

$$f_1(t) = f'^2(t)$$

$$f_2(t) = f'(t)f'(t+t')$$

donde f_2 es una familia de f , pues depende de t' , cada una tiene su propia función autocorrelación y su escala temporal.

Para interpretar las mediciones experimentales de un proceso, debe suponerse que existe una escala temporal, no sólo para el proceso mismo sino para todos los otros que puedan generarse desde el original.

La necesidad de la existencia de una escala temporal puede ser interpretada por el siguiente camino : se desea obtener los mismos resultados utilizando el promedio de una realización, sola o por el promedio conjunto. Para que ésto sea cierto, una sola realización debe por sí misma ser un conjunto, ó sea : las diferentes secciones del registro deben ser consideradas asintóticamente como experimentos individuales. Esto se debe al requerimiento de existencia de todas las escalas temporales, o sea de la llamada función indicadora, el promedio de la cual genera la probabilidad de que el proceso adquiera un valor por debajo de uno dado.

Al suponer la existencia de todas las escalas, se está requiriendo que el proceso tenga una memoria limitada tal que esperando el tiempo suficiente, un registro dado pueda ser considerado como un nuevo experimento, independiente del que existía antes.

La ecuación [7] puede ser usada para estimar adecuadamente el tiempo de promedio (τ). Si un nivel aceptable de error es fijado por $\sigma/\bar{f} = \epsilon$, luego el tiempo requerido para obtener una estimación cuya varianza no sea mayor que ϵ^2 está dado por (relación [7]) :

$$\tau \approx 2 \frac{f'^2}{\bar{f}^2} t_L \frac{1}{\epsilon^2} \quad [8]$$

Una de las hipótesis más útiles es suponer un proceso gaussiano. Sea $u(t)$ cuya función de autocorrelación es mayor que cero, si un nuevo proceso es generado a partir del original tal que adquiere la siguiente forma : $(F[u(t)])$, entonces la escala t_L del nuevo proceso no es mayor que la del original.

Algunas variables atmosféricas en la capa de superficie se comportan como gaussianas. De esta forma, se puede obtener una estimación para el límite superior de la escala temporal de cada variable a partir de distribución de probabilidad.

No se espera que la imposición $R(t') \geq 0$ (ó equivalentemente que el espectro tenga su máximo en el origen) sea dificultosa de cumplir, dado que la dependencia sobre éste es continua y ningún cambio cualitativo ocurrirá si la correlación es negativa. Generalmente, si la integral de la parte negativa de la función autocorrelación es mucho más pequeña que la que corresponde a la parte positiva, la escala temporal de la función misma será una buena aproximación del límite superior.

Las relaciones entre los momentos de una distribución gaussiana pueden también ser utilizadas para obtener una estimación de [8]. Se supone, por ejemplo, que se necesitan obtener los momentos segundo y cuarto de una distribución gaussiana con media nula. Para el momento de segundo orden se verifica :

$$f_1 = u^2$$

$$\bar{f}_1 = \overline{u^2}$$

$$f'_1 = u^2 - \overline{u^2}$$

$$f_1'^2 = (\overline{u^2 - u^2})^2 = 2 (\overline{u^2})^2$$

$$\tau \approx \frac{4 t_L}{\xi^2} \quad [9]$$

Para el momento de cuarto orden :

$$f_2 = u^4$$

$$\bar{f}_2 = \overline{u^4} = 3 (\overline{u^2})^2$$

$$f'_2 = u^4 - \overline{u^4}$$

$$f_2'^2 = \overline{u^8 - (u^2)^4} = 96 (\overline{u^2})^4$$

$$\tau \approx \frac{64}{3} \frac{t_L}{\xi^2} \quad [10]$$

De esta manera, comparando [9] y [10] se observa que el tiempo requerido para determinar el momento de cuarto orden con la misma aproximación que el momento de segundo orden es 5 veces mayor. Se deduce entonces que cualquier momento probablemente requerirá un tiempo más largo que la media (siempre que se desee la misma aproximación relativa) dado que los niveles de las fluctuaciones son normalmente mucho más grandes. Para el segundo momento, por ejemplo

$$\sqrt{\frac{f_1'^2}{f_1}} / \bar{f}_1 = \sqrt{2}$$

esto es el 141 % de las fluctuaciones, mientras los niveles de las fluctuaciones alrededor de la media son usualmente un orden de magnitud menor que ésta.

El objetivo es la medición de un proceso aleatorio particular y se necesita limitarlo a las mediciones de sus propiedades durante un tiempo finito.

Se puede encontrar un tiempo (obtenido mediante la relación [8]), para las mediciones de interés, sobre el que se integra la variable.

Si una aproximación del 20 % es aceptable, ésto es aparentemente (ecuación [9]) no más que unos pocos cientos de la escala temporal. El mismo criterio se puede aplicar para el promedio espacial y se debe utilizar la escala temporal sobre la correlación espacial.

4.2. Aplicación a procesos atmosféricos.

Las características de los flujos turbulentos son, en principio, derivadas desde promedios de conjunto o, en un flujo estacionario, a partir de promedios temporales (5). El número de miembros del conjunto o el tiempo de promedio es muy grande (se puede suponer que tiende a infinito). Ocasionalmente, tales promedios pueden ser aplicados a procesos atmosféricos.

La base de la siguiente discusión es la expresión del tiempo de promedio [8]. Para la estimación de t_L es conveniente usar la hipótesis que aproxima t_L por L/u : donde L es la escala espacial de la turbulencia dominante en la dirección de la corriente y utilizar algunos resultados anteriores (2) para determinar L bajo diferentes condiciones atmosféricas. A menos que el viento cese completamente, ésto daría un factor de aproximación razonable para el presente propósito. Para mostrar cómo puede ser utilizada la ecuación [8], se considera f igual a la velocidad del viento (u) y se intentará calcular el tiempo necesario para estimar su promedio con una aproximación del 1%. De acuerdo con [8] se obtiene:

$$\tau \approx 2 \times 10^4 t_L \frac{\overline{u'^2}}{\bar{u}^2} \quad [11]$$

Típicamente, $\overline{u'^2}/\bar{u}^2 \approx 0.05$ (6). Una aproximación para estimar t_L en condiciones neutrales es z/\bar{u} , y para $z = 5 \text{ m}$ y $\bar{u} = 5 \text{ m seg}^{-1}$, $t_L \sim 1 \text{ seg.}$ y de la relación [11] resulta:

$$\tau \approx 15 \text{ minutos}$$

Este resultado coincide con lo recomendado por diferentes autores (2) (3) (4). Siguiendo este camino y de acuerdo con lo expuesto en el inciso anterior se encuentra que el tiempo de promedio requerido para la estimación de los flujos turbulentos aumenta con su orden, y que cualquier momento probablemente requiere un tiempo de promedio mayor que para determinar (con la misma aproximación) el promedio. A continuación se analizará el momento de segundo orden y se intentará estimar la relación entre los tiempos de promedio de las variables involucradas con la estabilidad de la atmósfera. En [8] se considerará f representada por θ'^2 , w'^2 , $u'w'$, y $w'\theta'$ dado que sólo interesan órdenes de magnitud y no valores numéricos no se tendrán en cuenta las constantes (por ejemplo 2×10^4) incluídas en la expresión [11].

En condiciones de convección libre, se puede expresar $t_L \approx z/u$, tal que resulta:

$$\tau \approx \frac{z}{\bar{u}^2} \frac{f'^2}{f^2} \quad [12]$$

Considerando $f = \theta'^2$, como ejemplo, se obtiene :

$$\frac{\overline{f'^2}}{\bar{f}^2} = \frac{\overline{\theta'^4}}{(\overline{\theta^2})^2} - 1 = F_{\theta} - 1 \quad [13]$$

donde F_{θ} es la curtosis de θ . Los datos observacionales obtenibles en la capa de superficie muestran que θ y w tienen una distribución aproximadamente gaussiana, y por lo tanto F_{θ} y F_w serán iguales a 3.

O sea que $\overline{f'^2} / \bar{f}^2 = 2$.

Sin tener en cuenta las constantes, se obtiene :

$$\tau(w'^2) \approx \tau(\theta'^2) \propto \frac{z}{\bar{u} \epsilon^2} \quad [14]$$

A continuación se analizarán las covarianzas, dado que para la mayoría de las fluctuaciones F es independiente de la altura. La independencia de F con z , implica que para un error fijo el tiempo de promedio debe aumentar con la altura y la incerteza inherente a ϵ para un tiempo de promedio fijo aumenta con $z^{1/2}$.

De la expresión [12] aplicada a $u'w'$ y $w'\theta'$ resultan las siguientes relaciones :

$$\tau(u'w') \propto \frac{z}{\epsilon^2 \bar{u}} \left[\frac{(\overline{u'w'})^2}{u_{*0}^4} - 1 \right] \quad [15]$$

$$\tau(w'\theta') \propto \frac{z}{\epsilon^2 \bar{u}} \left[\frac{(\overline{w'\theta'})^2}{u_{*0}^2 T_{*0}^2} - 1 \right] \quad [16]$$

donde $T_{*0} = \frac{\overline{w'\theta'}}{ku_{*0}}$ es la escala de temperatura para la capa de superficie o temperatura característica.

Las relaciones entre corchetes, para los datos del experimento micrometeorológico de Kansas (U.S.A.) (7) están graficadas en las Figuras 1 y 2 respectivamente.

A continuación se calcularán las constantes numéricas incluídas en los cuatro momentos considerados (Expresiones [14], [15] y [16]).

Por supuesto que t_L no es igual en todos los casos sino que es función de z/u y como primera aproximación se supondrá que la constante de proporcionalidad es igual a 1.

En condiciones neutrales (Fig. 1 y 2), resultan :

$$\tau (w'^2, \theta'^2) \approx 4 \frac{z}{\epsilon^2 \bar{u}} \quad [17]$$

$$\tau (w' \theta', u' w') \approx 20 \frac{z}{\epsilon^2 u} \quad [18]$$

que indican que los tiempos de promedio son mayores para la determinación de la componente vertical del flujo de la cantidad de movimiento y del flujo vertical de calor, que para las dos varianzas (con iguales requerimientos de error). Para $z/L = -1$, en condiciones inestables, se encuentra que :

$$\tau (w'^2, \theta'^2) \approx 4 z / (\epsilon^2 u) \quad [19]$$

$$\tau (u' w') \approx 100 z / (\epsilon^2 u) \quad [20]$$

$$\tau (w' \theta') \approx 12 z / (\epsilon^2 u) \quad [21]$$

Debe tenerse en cuenta que el valor de las constantes numéricas es aproximado. Estos resultados son consistentes con los datos provenientes de los experimentos de Kansas (7).

Si se aplican las últimas ecuaciones en forma literal para un mismo , el error en la estimación de las tensiones es aproximadamente tres veces mayor que para el flujo de calor.

A continuación se analizarán las expresiones de los corchetes de [15] y [16] en el límite inestable. Dado que u' y w' no se correlacionan bien asintóticamente (Fig. 1), se puede escribir lo siguiente :

$$\overline{(u'w')^2} \rightarrow \overline{u'^2} \overline{w'^2} \quad \text{con} \quad \frac{z}{L} \rightarrow -\infty$$

tal que :

$$\left[\frac{\overline{(u'w')^2}}{u_{*o}^4} - 1 \right] \approx \frac{\overline{(u'w')^2}}{u_{*o}^4} \approx \left[\frac{\overline{u'^2} \overline{w'^2}}{u_{*o}^2 u_{*o}^2} \right] \quad [22]$$

Es difícil establecer el comportamiento de $\overline{u'^2}$, pues no responde a la teoría de la semejanza de Monin-Obukhov (5), pero parece que varía poco y se la puede considerar constante.

Dado que (2) :

$$\frac{\overline{w'^2}}{u_{*o}^2} \propto \left(-\frac{z}{L}\right)^{2/3}$$

es :

$$\left[\frac{(\overline{u'w'})^2}{u_{*o}^4} - 1 \right] \propto \left(-\frac{z}{L} \right)^{2/3} \quad [23]$$

Esto parece sugerir que la tendencia de la curva de la Figura 1 continúa. Para $(w'\theta')$ se puede suponer :

$$\overline{(w'\theta')^2} \propto u_f^2 T_f^2$$

donde :

$$u_f = \left(\frac{z g H_3}{T_m \rho_m c_p} \right)^{1/3} \quad \text{y} \quad T_f = \left(\frac{T_m H_3^2}{g z (c_p \rho_m)^2} \right)^{1/3}$$

son las escalas de velocidad y de temperatura para la capa de convección local. De esta forma :

$$\left[\frac{\overline{(w'\theta')^2}}{u_{*o}^2 T_{*o}^2} - 1 \right] \longrightarrow \text{constante} \quad [24]$$

que se ajusta a la tendencia de la Figura 2.

No considerando las constantes, el comportamiento asintótico conduce a las siguientes relaciones :

$$\tau (w'^2, \theta'^2, w'\theta') \propto z / (\varepsilon^2 \bar{u}) \quad [25]$$

$$\tau (w'u') \propto \left(-\frac{z}{L} \right)^{2/3} z / (\varepsilon^2 \bar{u}) \quad [26]$$

Se calcularon los τ , para dos alturas diferentes y un cierto ε , y el ε para un τ fijo en las alturas de 20 y 200 m. en una capa límite convectiva. Se supone que el valor de \bar{u} es el mismo en 20 y 200 m., como sucede en condiciones convectivas. Los resultados de esa relación que están incluidos en la Tabla I son algo inesperados, particularmente, para la tensión friccional. Ellos indican que para obtener mediciones satisfactorias de la tensión a 200 m. como las incluidas en la Figura 1, que están basadas en promedios de una hora para 200 m., se tendrá una dispersión 7 veces mayor que para 20 m.. Si se usan promedios de 3 horas, la dispersión será todavía 4 veces mayor que promediadas sobre una hora a 20 m.. La situación para la varianza es mejor, promedios sobre 15 minutos se pueden aplicar satisfactoriamente a 20 m. de altura y de la Tabla I se obtiene que se necesitan promedios de 2.5 horas a 200 m..

Esos cálculos sugieren que esta teoría es de fundamental importancia para la calidad de datos en la capa límite convectiva. Claramente, sólo promedios en tiempos largos no son una respuesta adecuada, pues si τ excede unas pocas horas, los efectos no estacionarios

comienzan a influir. Las alternativas parecen ser : utilizar promedios de conjunto en un punto fijo y posiblemente usar sensores múltiples en el plano horizontal, o utilizar instrumentos en un avión, y reducir el tiempo de promedio requerido por la relación de la velocidad del avión con la velocidad del viento. El perfeccionamiento de los sensores remotos mejorará en un orden de magnitud el tiempo de promedio respecto de los sensores convencionales. Pero no parece que esta ventaja haya sido explotada aún. En la mayoría de los estudios el avión recorre 20 Km. en cada ronda, que es alrededor de la longitud del aire que fluye sobre un punto fijo en una hora. O sea que el tiempo de promedio del avión es aproximadamente igual al de muestreo del aparato fijo en superficie.

Por otro lado, durante condiciones nocturnas y estacionarias, el tiempo de promedio no varía con z . Si el tamaño del torbellino dominante es L y es menor en condiciones muy estables que en neutrales, se puede utilizar L como escala de longitud en el primer caso y z en el segundo. Asimismo, u_{*0} aumenta con z bajo condiciones estables como se encuentra integrando la forma asintótica $\partial \bar{u} / \partial z \propto u_{*0} / L$.

Algunos instrumentos de medición directa de u_{*0} se desarrollaron en la última década (8).

Otra ilustración de la aplicación de la relación [8] es la siguiente : se supone que $t_L = 1$ seg. para todos los procesos. Luego se pueden estimar los errores porcentuales (ξ) para diferentes parámetros y tiempos de promedio (Tabla II).

Sobre la base de estos cálculos se puede suponer que los momentos de tercer orden, $(\overline{u'v'w'})$, $(\overline{u'w'^2})$ y $(\overline{u'w'\theta'})$ que aparecen en la ecuación de energía turbulenta tendrán una incertidumbre igual o mayor que la de las tensiones de *Reynolds*.

Si el tiempo de promedio aumentara indefinidamente, resultaría que el error en la estimación de todos los parámetros disminuiría a cantidades despreciables. Sin embargo, un tiempo de promedio del orden de una hora, puede ser considerado práctico para las mediciones en la capa límite planetaria. Períodos de promedio mayores están afectados por los ciclos diurnos del flujo de calor en superficie y por la altura de la capa de mezcla.

Para minimizar los efectos de la no-estacionalidad, siempre deben elegirse períodos de 3 a 4 horas, antes o después del anochecer o del amanecer (2).

5. PROBLEMAS RELACIONADOS CON LA FRECUENCIA DE MUESTREO.

A continuación, se discutirán brevemente los efectos de la frecuencia de muestreo sobre la estimación de los parámetros estadísticos de los flujos turbulentos.

Teniendo en cuenta lo discutido anteriormente, éste es un problema trivial para flujos turbulentos estacionarios, donde se puede extender el tiempo de promedio indefinidamente.

Si un sensor no introduce error debido a sus características de respuesta y a la frecuencia de muestreo, pues a abarca todas las escalas de movimiento atmosférico, se puede muestrear, por ejemplo, una vez cada hora durante 1000 horas., o una vez durante 1000 seg. y se espera que cada realización sea igualmente buena para estimar el valor de conjunto.

Esto es aceptable para estimar momentos estadísticos, pero puede causar errores en el cálculo de espectros. Luego, una estimación estadísticamente estable de la varianza, puede ser obtenida con una baja frecuencia de muestreo, pero el espectro de la varianza sufrirá distorsiones serias por el efecto del suavizado.

Sin embargo, se encontró anteriormente que los tiempos de promedio no deberían ser superiores a 1 hora para la mayoría de los estudios de la capa límite atmosférica. Una vez que el tiempo de promedio es fijado, es importante elegir la frecuencia óptima de muestreo.

Para ejemplificar esto, se utilizarán los datos del experimento observacional de la capa límite llevado a cabo en Minesotta (U.S.A.) (9). Se analizan 4 períodos de 150 min. cada uno, que corresponden a la observación de la capa límite convectiva. Los datos básicos comparativos fueron obtenidos a razón de 10 por segundo. Tres frecuencias adicionales de muestreo fueron seleccionadas: 1 por segundo, 1 cada 10 segundos y 1 cada 100 segundos. Para cada una de las 4 frecuencias de muestreo se calcularon las varianzas de la velocidad del viento y de la temperatura, el flujo de calor y las tensiones de *Reynolds* para tiempos de promedio de 15, 30, 75 y 100 segundos.

Se encontraron diferencias entre los valores de los parámetros calculados sobre la base de una frecuencia de muestreo de 10/seg. y las de las otras tres frecuencias de muestreo. El rango máximo de esas diferencias para dos alturas seleccionadas en función del tamaño de la muestra está representados en las Figuras 3, 4 y 5.

Las diferencias disminuyen desde 100 % para pequeños tamaños de muestra ($N \leq 90$) a sólo un pequeño porcentaje para grandes tamaños de la muestra ($N \geq 90$). Esto es consistente con lo mostrado en la Tabla II: la diferencia observada para la tensión de *Reynolds* es mayor que para el flujo de calor o la varianza. Estas diferencias son comparables con las incluídas en la Tabla II para períodos de promedio de 60 minutos cuando el tamaño de la muestra es igual o mayor que 450 (equivalente a un período de promedio de 75 minutos y a una frecuencia de muestreo de 1 cada 10 segundos).

En este trabajo se supone que la mejor estimación de los valores de conjunto se basa en una frecuencia de 10 cada segundo, pero se puede utilizar otras frecuencias de muestreo que puedan ser consideradas igualmente estimaciones aproximadas de los valores de conjunto.

Sin embargo, debe notarse que esto no puede obtenerse de lo expuesto anteriormente.

En efecto, los resultados expuestos simplemente describen la aproximación con que las realizaciones basadas en la frecuencia de muestreo más baja se aproximan a la realización basada en una frecuencia del 10/seg..

También debe notarse que no han sido considerados los problemas del muestreo introducidos por la inhomogeneidad horizontal en el terreno o por la no estacionalidad del flujo (frentes, movimiento de sistemas de presión de gran escala, perturbaciones de mesoescala, variaciones diurnas en la capa límite atmosférica). El sólo efecto de la complejidad del terreno, puede ser suficiente para incrementar la frecuencia de muestreo.

6. CONCLUSIONES.

De lo expuesto anteriormente se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- La ecuación [8] que calcula el tiempo de promedio (2) puede ser utilizada en aplicaciones meteorológicas.
- El tiempo de promedio requerido para estimar los valores medios, las varianzas y los flujos, con una aproximación del 1 % fluctúa entre 15 y 60 minutos.
- Para el cálculo de las varianzas y flujos turbulentos se requieren tiempos de promedio mayores.
- Asimismo, de la Tabla I se encuentra que la relación entre tiempos de promedio a 200 m. y a 20 m. es 5 veces mayor para la estimación de las tensiones de *Reynolds* que

para las variaciones y el flujo de calor (con un mismo error).

- De acuerdo con las relaciones [9] y [10] el tiempo de promedio se incrementa con el aumento del orden de los momentos que se desean estimar.
- En condiciones convectivas las frecuencias de muestreo recomendadas para la estimación de varianzas y flujos varían entre 1 y 5 veces por segundo.
- En condiciones estables las frecuencias de muestreo que se requieren para la estimación de los mismos parámetros están entre 5 y 20 veces por segundo.
- Estas conclusiones no son aplicables a análisis espectrales.

7. REFERENCIAS

- (1) Lumley, J.L. and Panofsky, H.A. 1964. The Structure of Atmospheric Turbulence. Interscience Pub.
- (2) Wyngaard, J.C. 1973. On Surface Layer Turbulence. Workshop in Micrometeorology. Amer. Met. Soc..
- (3) Wyngaard, J.C.; Arya, P.S. and Coté, O.R. 1974. Some Aspects of the Structure of Convective Planetary Boundary Layers. J.Atm. Sci. 31.
- (4) Kaimal, J.C. 1975. Sensors and Techniques for Direct Measurement of Turbulent Fluxes and Profiles in the Atmospheric Surface Layer. Atm.Technology N° 7.
- (5) Mazzeo, N.A. 1981. Características de la turbulencia en la capa de superficie de la Atmósfera. A publicar. Departamento de Meteorología. Facultad de Ciencias Exactas y Naturales (UBA).
- (6) Sutton, O.G. 1953. Micrometeorology. Mc. Graw Hill.
- (7) Izumi, Y. 1971. Kansas 1968 Field Program. Data Report-Environmental Research Papers N° 379.
- (8) Haugen, J.C.; Kaimal, J.C. and Bradley, E.F.. 1971. An Experimental Study of Reynolds Stress and Heat in the Atmospheric Surface Layer. Quart. J.Roy. Met. Soc. 97.
- (9) Izumi, Y. and Caughey, J.S. 1976. Minnesota 1973, Atmospheric Boundary Layer Experiment Data Report. Environmental Research Papers N° 547.

Tabla I. Relaciones τ (200 m.)/ τ (20 m.) y ϵ (200 m.)/ ϵ (20 m.) para diferentes parámetros de la capa de superficie.

Parámetro	τ (200 m.) / τ (20 m.)	ϵ (200 m.) / ϵ (20 m.)
$\overline{w^{12}}, \overline{\theta^{12}}, \overline{w'\theta'}$	10	3
$\overline{u'w'}$	50	7

Tabla II. Errores correspondientes a distintos τ (15 min.) y τ (60 min.) para diferentes parámetros de la capa de superficie.

Parámetro	τ (15 min.)	τ (60 min.)
Velocidad media del viento (\bar{u})	1 %	0.5 %
Varianza de la velocidad ($\overline{u^{12}}$)	7 %	3.5 %
Flujo de calor (h_3)	10 %	5 %
Tensión de Reynolds ($\overline{u'w'}$)	20 a 100 %	10 a 50 %

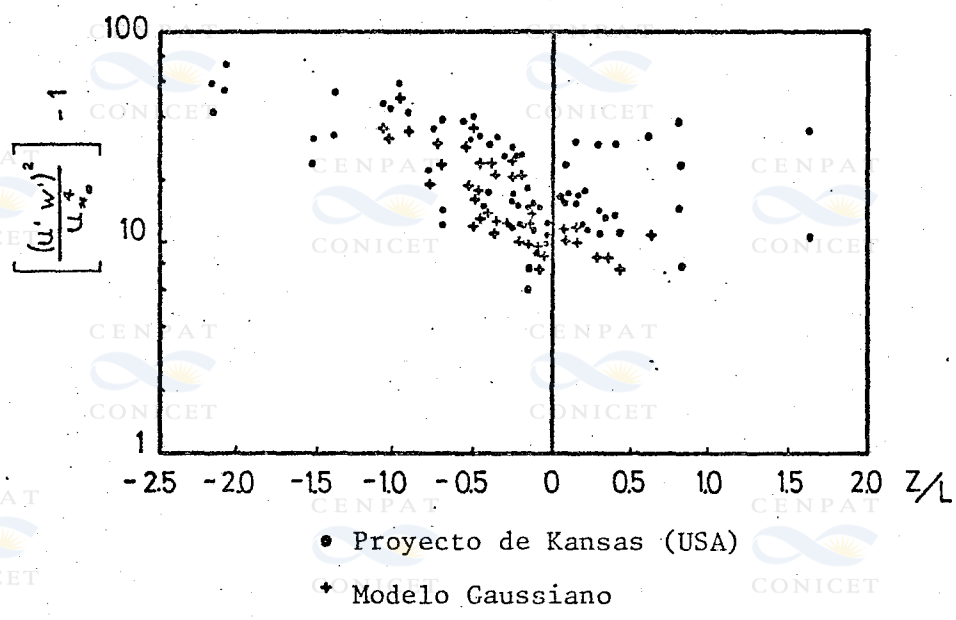


Figura 1. Varianza respecto del promedio de la componente vertical del flujo de cantidad de movimiento, en función de la estabilidad (Z/L).

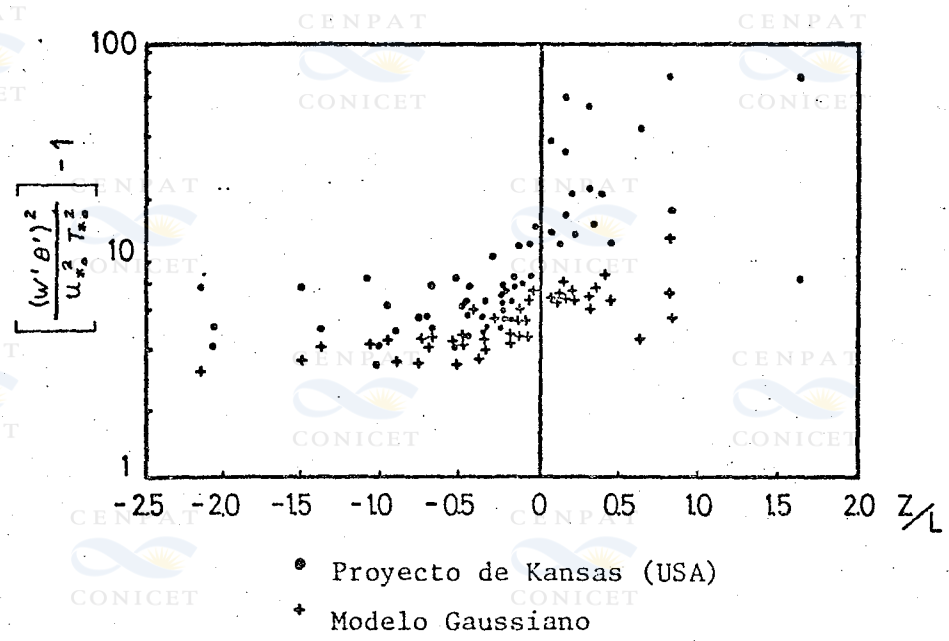


Figura 2. Varianza respecto del promedio del flujo vertical turbulento de calor en función de la estabilidad (Z/L).

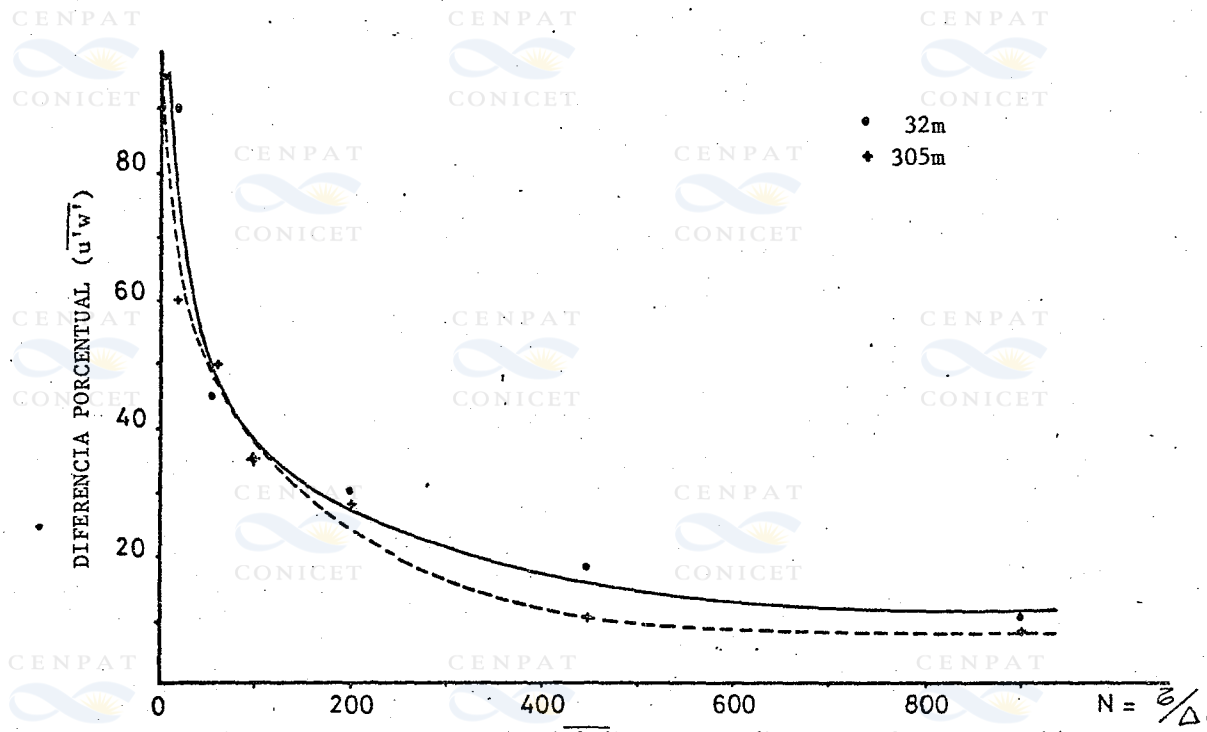


Figura 3. Diferencia porcentual de $(\overline{u'w'})$ en función del parámetro $N = z/\Delta z$

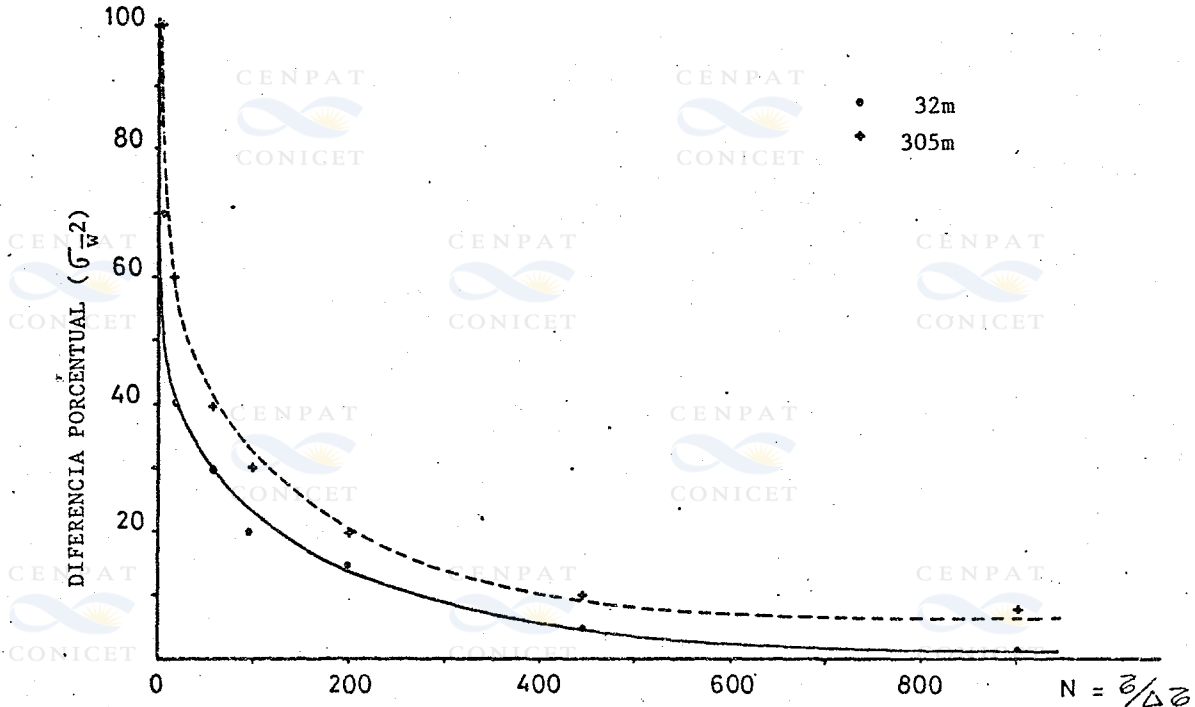


Figura 4. Diferencia porcentual de $(\overline{\sigma_w^2})$ en función del parámetro $N = z/\Delta z$

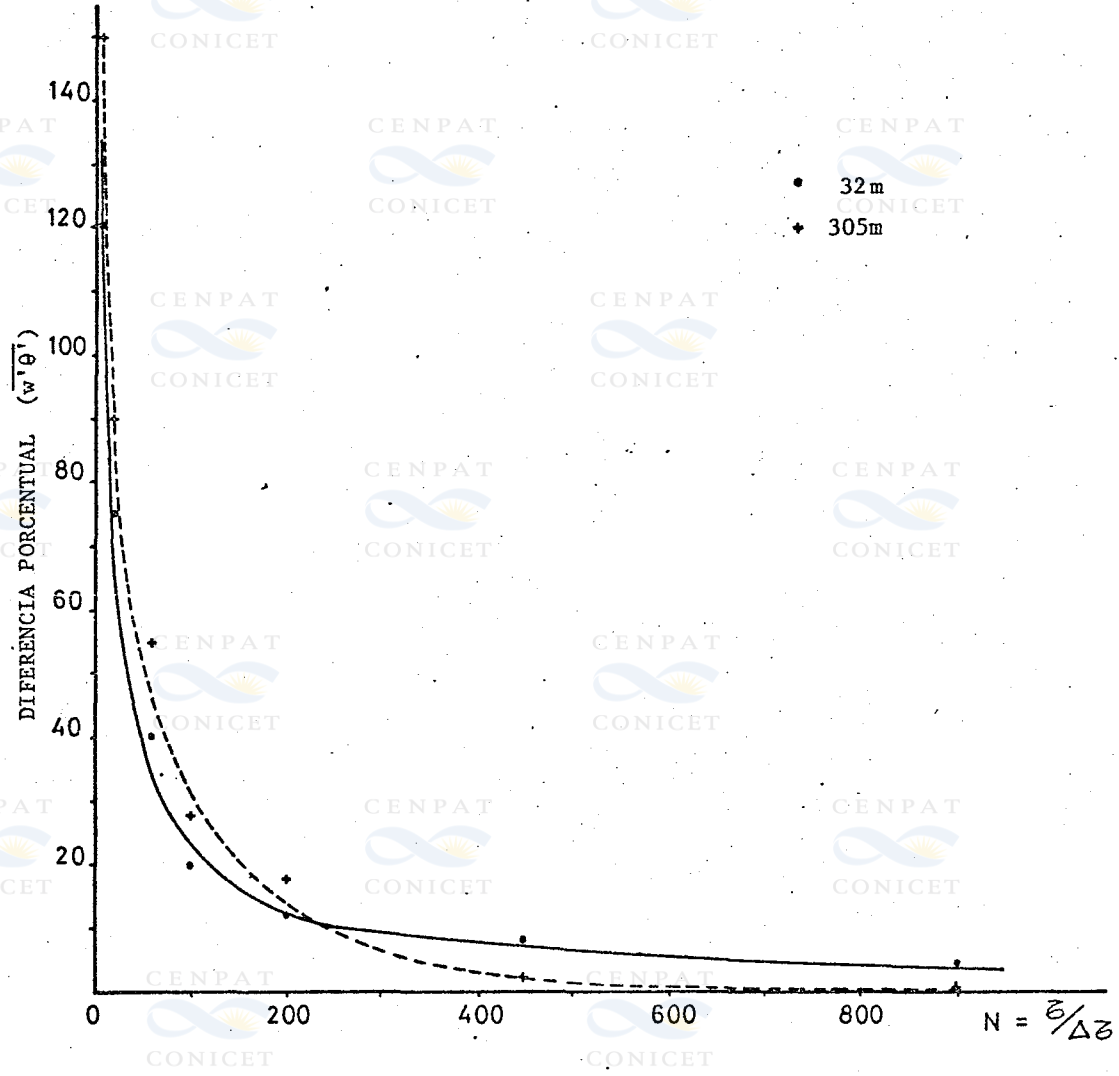
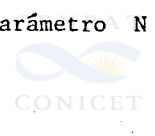
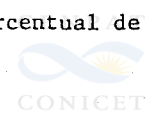
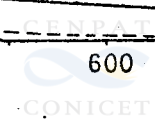
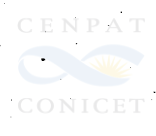
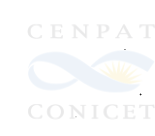
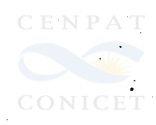


Figura 5. Diferencia porcentual de $(\overline{w'\theta'})$ en función del parámetro $N = \sigma/\Delta z$

ESTRATEGIAS DE MEDICION DE PARAMETROS AMBIENTALES CON FINES ESPECIFICOS.

Dr. Vicente R. Barros (*)
Centro Nacional Patagónico
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas

RESUMEN

Se discuten las razones que hacen conveniente la búsqueda de métodos para la evaluación de las estadísticas de parámetros ambientales con técnicas que prescindan o bien acorten los períodos de medición.

Se analizan brevemente las posibilidades de algunas técnicas y finalmente se describe un procedimiento que hace uso de la información regional y de breves períodos de medición. Se citan tres ejemplos donde este método fue usado con éxito.

1. INTRODUCCION

Es bien conocido que gran parte de los parámetros ambientales de mayor interés para el hombre y sus actividades, presentan variaciones en casi cualquier escala temporal que se considere. Esto es particularmente cierto en la zona de residencia del Hombre y de sus mayores intereses, es decir en la capa límite de la atmósfera y los primeros metros de la litósfera y la hidrósfera.

Las oscilaciones periódicas de estos parámetros producto de la incitación diurna y anual del planeta por otros cuerpos celestes, no constituye la única respuesta. La naturaleza no lineal y altamente interactiva de los diversos procesos involucrados, conduce en la atmósfera y el mar a un movimiento turbulento en muchas escalas de tiempo que hace esencialmente impredecible el estado de los parámetros más allá de ciertos límites. No obstante, para un momento del año y para un dado lugar, se puede esperar que con una cierta probabilidad, los parámetros ambientales tomen ciertos valores.

El uso de estadísticas ha permitido caracterizar claramente las expectativas para un dado período en un cierto lugar, tratando a buena parte de las variaciones como fenómenos aleatorios, y partiendo del supuesto no demasiado desmentido por los hechos, de que el futuro se comportará como el pasado, al menos para períodos de tiempo del orden de las decenas de años.

El uso de estas estadísticas está tan difundido que es muy difícil apreciar la magnitud real de su utilización. Son requerimientos, a veces esenciales, para múltiples obras de envergadura como diques, líneas de alta tensión, puertos, por citar sólo algunos ejemplos donde se requiere muy especialmente la información ambiental, meteorológica u oceanográfica según el caso.

(*) *Miembro de la Carrera del Investigador del CONICET.*

Esta información es necesaria para la toma de decisiones que conducen a la selección de alternativas o en muchos casos entran directamente en el diseño del emprendimiento que se proyecta.

En gran parte del planeta y particularmente en aquellos países que no ostentan una tradición muy antigua en su desarrollo tecnológico, es muy frecuente que esta información vital no se halle disponible o no sea suficiente. Es también el caso de regiones con muy escasa población y con condiciones ambientales severas, como por ejemplo buena parte de la Patagonia. Si se tratara de parámetros más o menos estáticos, la consiguiente medición podría resolver rápidamente la cuestión. Pero tratándose de estadísticas que requieren varios años de observaciones, no es posible arribar a veces, en los tiempos requeridos, con la información correcta. La obra se realiza bajo las mejores hipótesis y no siempre éstas resultan adecuadas.

En las regiones altamente desarrolladas del planeta, la abundancia de la información que se registra desde varias décadas (a veces superando el siglo), ha hecho innecesario un gran desarrollo de técnicas estimativas de las estadísticas de los parámetros ambientales que suplan la ausencia de información preliminar. En el presente trabajo se discute precisamente, la necesidad de profundizar el estudio de estas técnicas, de mayor utilidad para el resto del mundo.

Sin desmerecer el esfuerzo que debe hacerse, orientado hacia el perfeccionamiento y ampliación de los sistemas de medición, debe reconocerse que el costo de éste último no siempre es afrontable, mientras que por otra parte las obras o emprendimientos de naturaleza fundamental en lo económico y social no pueden soportar tiempos de decisión prolongados a la espera de las estadísticas de observaciones que desgraciadamente, muchas veces sólo se empiezan a realizar a partir del surgimiento del proyecto. Por ello es que deben buscarse técnicas alternativas, que permitan una rápida y precisa evaluación de las estadísticas de interés.

2. LA SIMULACION HIDRODINAMICA

La técnica de la simulación hidrodinámica ha tenido considerable éxito para la predicción del tiempo y para la simulación cualitativa, y en algunos casos cuantitativa, de los campos climatológicos de gran escala. Sin embargo, cuando se trata de predecir las estadísticas en un determinado punto y particularmente dentro de la capa límite de la atmósfera, o lo que usualmente es más común a nivel de superficie, el grado de verosimilitud de esta metodología disminuye.

El uso de modelos de menor escala para ciertos parámetros (el viento por ejemplo) parece bastante promisorio en cuanto a la caracterización, por ejemplo, del efecto del relieve sobre un dado flujo. Pero de allí a la simulación de las estadísticas hay un buen trecho, pues el tipo de flujo (dirección, intensidad, estabilidad) depende de las condiciones de gran escala.

El uso combinado de simulaciones de gran escala y modelos de pequeña escala sería enormemente costoso y no es recomendable como alternativa a corto plazo y para un uso generalizado por la gran sofisticación que habría que lograr en cada caso, y porque aún así, se estaría probablemente no aproximando del todo bien las estadísticas de parámetros como el viento, la lluvia, etc.

Para ciertos estudios donde se requieren valores extremos, el uso de un modelo hidrodinámico

mico puede ser interesante, como en el caso de la definición de la tormenta máxima. De cualquier modo, aún métodos más simples pero con una buena carga de hipótesis físicas aceptables, permiten caracterizar tal vez con un alto grado de precisión los límites de los valores extremos en ciertos parámetros.

3. ANALISIS DE LAS PROPIEDADES ESTOCASTICAS DE LAS SERIES

Los parámetros ambientales pueden ser tratados como variables aleatorias y aplicarles toda la estructura formal de la estadística. En realidad existe un buen grado de conocimiento del período mínimo de información necesaria para estimar algunas variables aleatorias, en especial de sus primeros y segundos momentos con un cierto grado de confiabilidad.

Esto se hace utilizando la hipótesis de que se trata de series estacionarias, y en general para algunas de las variables de mayor interés como la precipitación o el viento se necesitan mediciones a lo largo de por lo menos varios años.

Ultimamente y en particular en el caso del viento por su especial interés en sus aplicaciones energéticas, se ha discutido la posibilidad de acceder a los valores medios mediante ciertas estrategias alternativas de medición.

Ramsdell y otros (1) han discutido para 36 series de vientos de los Estados Unidos las incertidumbres asociadas a diferentes alternativas.

Su concepto de incertidumbre es el siguiente :

$$\text{Si } \bar{U} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N U_i$$

$$\sigma_o = \left[\frac{1}{N-1} \sum_{j=1}^N (U_j - \bar{U})^2 \right]^{1/2}$$

U_i son los datos de velocidad media mensual de viento.

Para una dada estrategia :

$$\sigma^2 = \left[\frac{1}{M-1} \sum_{j=1}^M (U_j - \bar{U})^2 \right]^{1/2}$$

Donde U_j es el valor medio calculado con una dada estrategia, por ejemplo : 12 meses de medición.

El cociente $R = \frac{\sigma}{\sigma_o}$ dá una medida de la incertidumbre relativa.

La Figura 1. tomada del trabajo citado, muestra la disminución de la incertidumbre relativa para un estrategia de medición continua.

Se aprecia la disminución sensible en el primer año y una muy escasa mejora luego del tercer año.

La Tabla I (1) muestra el efecto de la duración de la estrategia y del número de meses por año para estrategias intermitentes, es decir, estrategias en que se mide solo en algunos meses.

Una incertidumbre de 0,35 se puede lograr con un año de medición continua o dos de 3 meses. Pero en éste último caso se puede medir con el mismo instrumento en dos lugares distintos al cabo de un año.

Esta estrategia discontinua es interesante, pero tiene cierta falencia; en primer lugar lo importante es minimizar no el tiempo de medición sino el de decisión, cosa que ciertamente no se logra; y en segundo lugar, así como medir el doble de tiempo no aporta el doble de información por la autocorrelación de la serie, tampoco medir en dos lugares aporta el doble de información por la existencia de cierta correlación espacial, que precisamente se analiza a continuación.

4. EL USO DE LA CORRELACION ESPACIAL

La representatividad espacial de la medición de un parámetro ambiental depende mucho del tipo de parámetro y del período de muestreo utilizado. Así por ejemplo, la lluvia diaria puede ser muy diferente en lugares próximos (un kilómetro por ejemplo) especialmente si proviene de nubes convectivas. El valor medio anual del mismo parámetro puede ser más representativo espacialmente en regiones que no presentan mayores accidentes topográficos. Cualquiera sea el período de muestreo que se tome en cuenta para generar la serie, la correlación entre puntos muy próximos siempre es suficientemente alta como para considerar que la información de un lugar puede, convenientemente manipulada, extrapolarse al otro. Esto ha dado lugar a las técnicas de reducción climática como el método de las razones, *Conrad y Pollak* (2) y el recientemente desarrollado por *Corotis* (3) sobre la base de ideas de *Feller*. Ambos se basan implícitamente en una aceptable correlación simple entre los valores de un parámetro entre puntos cercanos. La mayor limitante en estos métodos es que solo son aplicables a puntos muy próximos. En el caso del viento, *Justus y otros* (4) mostraron que aún en ese caso son de dudosa aplicación.

La Figura 2 muestra la correlación espacial para una región de la U.S.S.R. . Se vé que aún en el caso de la lluvia estacional, valores debajo de .85 se encuentran a tan solo 50 Km.. La Figura 3 es similar a la 2, pero para Illinois, U.S.A., ambas fueron tomadas del *Casebook on Hydrological Network Design Practice* (5). La Figura 4 muestra la correlación espacial calculada por el autor para Chubut, Argentina.

Para el caso del viento y para datos horarios se puede ver en la Figura 5 que si se utiliza la máxima correlación cruzada, los valores caen muy pronto a 0,8 a distancias de 100 Km.. Se trata de datos de Illinois analizados por *Corotis* (6) .

Para distancias y tiempos mayores, la Figura 6 presenta la correlación espacial de los valores medios semanales en el Noreste de los EE.UU. y fue tomado de un trabajo en realización del Ing. E. Estevan del Centro Nacional Patagónico.

De todos estos gráficos se aprecia que la correlación simple ofrece limitadas posibilidades (distancias muy cortas) para inferir una serie a partir de otra, al menos en el caso del viento y la precipitación.

El hecho de que la correlación espacial sea baja no debe desalentar la búsqueda de metodologías que permitan expresar las series de un lugar en función del conjunto de series de su entorno. Lógicamente, éstas metodologías van a depender en su esencia o aplicación, del parámetro y el período de muestreo considerado. La razón fundamental que subyace

detrás de esta opinión es que si se analiza el espectro de la energía de los movimientos atmosféricos, se aprecia que en gran escala éste varía como una ley potencial -3, de forma que la parte más sustancial de la energía cinética y potencial disponibles se halla en las mayores escalas, Figura 7, (7) y (8). En escalas menores la situación es similar, pues se aproxima con la hipótesis de *Kolmogorov* con una ley potencial -5/3.

Como por otra parte los fenómenos advectivos son realmente importantes (en particular en la atmósfera), no podemos dejar de visualizar que las series temporales de casi toda variable meteorológica están influenciadas en una región, por la secuencia de perturbaciones de gran escala. El hecho que la correlación simple y lineal caiga rápidamente con la distancia, no excluye que las series de parámetros ambientales de la región contengan suficiente información como para reconstruir (con muy escasas mediciones), la serie de un dado parámetro de la misma. En una palabra, de alguna manera la información que pueden abrigar las series temporales de una zona, no pueden ser estadísticamente independientes. Por ello, entre las muchas posibilidades metodológicas aparece como muy natural el uso de alguna transformación de la información que en cierta forma la sintetice. Es éste el punto de partida de un método que nos ha permitido tratar exitosamente dos parámetros relativamente difíciles desde el punto de vista de la correlación espacial y que es presentado en la próxima sección.

5. METODO DE LA REPRESENTACION DE SERIES EN FUNCION DE LOS AUTO-VECTORES DE LA MATRIZ REGIONAL DE DATOS.

Este método presentado en otros trabajos que el autor realizó con el Lic. *Juan A. Rodríguez Seró* se puede esbozar rápidamente así :

- Si V es la matriz cuyas columnas son series de datos de una determinada región es posible representar :

$$V = AM \quad [1]$$

Donde A es una matriz ortonormal. Si se pide ortogonalidad a M se puede probar que A está formado por los autovectores de VV^T .

Así:

$$V_{ij} = \sum_{k=1}^R a_{ik} m_{kj} \quad [2]$$

R es el número de ítems en la series; j se refiere al lugar; i al tiempo.

Si las series no son todas independientes una buena representación se puede lograr con

$$V_{ij} = \sum_{k=1}^N a_{ik} m_{kj} \quad [3]$$

donde N es el número de autovectores elegidos.

Si se hace una comparación entre los valores observados O_{ij} y los dados por [3] se halla la diferencia ϵ_{ij} .

Ahora bien, si de la serie que se pretende conocer ($j=q$) sólo se tiene mediciones en un período limitado de tiempo, es decir, de $i=L$ hasta P ., es posible expresar a la misma como

una función lineal de los autovectores y calcular sus multiplicadores m_{kq} a partir de un criterio de minimización para :

$$F_q = \sum_{i=L}^N \epsilon_{iq}^2 \quad [4]$$

La condición de mínimo en [4] con respecto a cada uno de los multiplicadores dá lugar a N ecuaciones lineales con N incógnitas m_{kq} ; $k = 1 \dots N$ (9) y (11) .

Esta metodología permite reconstruir las series a partir del conocimiento de sólo una parte de la misma y de un conjunto de series de la zona.

Los autores del método han concretado dos aplicaciones exitosas para la precipitación y el viento.

Para la precipitación se ha analizado el problema a escala de la Provincia del Chubut (Argentina) y con series anuales. La falta de información suficiente y las numerosas series con pocos años y de diferentes períodos, impulsó precisamente, la búsqueda de este método (9) . Así con 10 años de datos fue posible reconstruir las series suavizadas de 30 años y estimar el valor medio de la precipitación del período de 30 años con menos del cinco por ciento de error en todos los casos, lo que es significativo teniendo en cuenta que se trata de una zona prevalentemente árida y por consiguiente, con grandes fluctuaciones en la precipitación (Figura 8) .

En el caso de la intensidad del viento, el método se aplicó a 20 series semanales de una zona del Medio Oeste de Estados Unidos (11) . La idea fue probar que con sólo dos o tres meses de mediciones se puede obtener un aceptable valor medio anual y una reconstrucción, de la serie de ése año, satisfactoria (Figura 9 y Tabla II).

Con esta técnica se superan los resultados obtenidos por la estrategias de medición discontinuas, propuestos por *Ramsdell y otros* (1) , porque : 1°) Se obtiene lo que es más importante, una reducción del tiempo de decisión; 2°) porque se hace un uso pleno de la información que contiene la región para la estimación de la serie; y 3°) porque se logra una acabada idea de la fluctuación anual de la series. No obstante, el trabajo de *Ramsdell y otros* (1) permite estimar cuál es el tiempo mínimo necesario que debe reconstruirse.

En el caso de la lluvia el método propuesto en (9) fue utilizado por *Troba* (11) quien lo aplicó a series anuales y mensuales de precipitación de la Provincia de Buenos Aires con resultados tan satisfactorios que pudo prescindir del filtrado preliminar necesario para las zonas áridas, reconstruyendo así valores anuales y mensuales .

6. CONCLUSION

En muchos casos parece posible dar una respuesta positiva a la inquietud planteada en la introducción de este trabajo. Es decir, que se pueden acortar los tiempos de decisión para dar una estimación de ciertas estadísticas de los parámetros ambientales, en particular el primer momento. Para ello es posible extraer dicha información con metodologías que hagan uso de la información regional y en este trabajo se expresa una de ellas con resultados satisfactorios.

Queda un gran trabajo por realizar. Primero porque se estima que no es la única metodología viable, y segundo porque para cada escala de tiempo y espacio y para cada parámetro se debe realizar un estudio de sus posibilidades y limitaciones.

7. REFERENCIAS

- (1) Ramsdell, J.V.; Houston, S. y Wegley, H.L.. 1980. Measurements Strategies for Estimating Long Term Average Wind Speeds. Battelle PNL - 3448 Report.
- (2) Conrad, V. and Pollak, L.W.. 1961. Methods in Climatology. Harvard University Press, 459 pp.
- (3) Corotis, R.B.. 1979. Statistical Models for Wind Characteristics at Potential Wind Energy Conversion Site. DOE/ET/202831-1. Evanston, IL.
- (4) Justus, C.G.; Mani, K.; Mikhail, A.S.. 1979. Interannual and Month-to-Month Variations of Wind Speed. J.Applied Meteorology, Vol. 19, 913-120.
- (5) Casebook on Hydrological Network Design Practice. 1971. WMO N° 324.
- (6) Corotis, R.B.. 1976. Stochastic Modeling of Site Wind Characteristics. Northwestern University. ERDA/INSF-00357/76.
- (7) Charney, J.G.. 1971. Geostrophic turbulence. J.Atmosf.Science. Vol.28,1087-1095.
- (8) Wiin-Nielsen, A.. 1967. On the Annual Variation and Spectral Distribution of Atmospheric Energy. Tellus, 19, 540-559.
- (9) Barros, V.R. y Rodríguez Seró, J.A.. 1978. Asimilación de datos de períodos relativamente cortos en el análisis climatológico de la precipitación de la Provincia del Chubut. Meteorológica, Vol. VIII/IX, 217-226.
- (10) Barros, V.R. y Rodríguez Seró, J.A.. 1981. Measurement Strategies : Use of Short Observational Records for Estimating the Annual Wind Variation. Proceedings of the International Wind Energy Colloquium. BHRA Fluid Engineering, 1981. Cranfield, Bedford, MK43 OA5, UK, 23-28.
- (11) Troha, A.. 1980. Generación de datos pluviométricos como contribución al conocimiento ecológico del noreste de la provincia de Buenos Aires. Ecosur 7(14),161-170.



TABLA I. Incertidumbre relativa de estrategias de medición intermitentes.

NUMERO DE MESES AL AÑO DE MEDICION	N° DE AÑOS DE MEDICION				
	1	2	3	4	5
1	1.00	.86	.78	.72	.69
2	.58	.46	.39	.35	.31
3	.48	.35	.30	.28	.24
4	.42	.31	.27	.24	.20
6	.39	.27	.24	.22	.18
12	.35	.25	.23	.20	.16

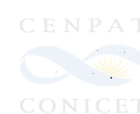


TABLA II. Comparación entre las series reconstruidas a partir de las ultimas 13 semanas y la serie real.

Estación	3 autovectores			5 autovectores			Estación más cercana		
	Coef. Corr.	Error Rel.	Error cuad. medio	Coef. Corr.	Error Rel.	Error cuad. medio	Coef. Corr.	Error Rel.	Error. cuad. medio
WMO 72405	.89	.01	.10	.93	.00	.07	.79	-.30	.43
WMO 72414	.92	-.11	.20	.92	-.10	.23	.88	.24	.40
WMO 72422	.86	-.05	.12	.79	-.07	.15	.86	-.09	.12
WMO 72423	.88	.02	.11	.92	-.02	.10	.86	.10	.15
WMO 72425	.93	-.14	.09	.93	-.01	.09	.88	-.10	.27
WMO 72429	.80	.03	.13	.91	.02	.09	.81	-.35	.36
WMO 72432	.84	-.11	.15	.90	-.05	.11	.80	.29	.20
WMO 72438	.93	-.00	.08	.87	.01	.14	.87	-.04	.11
WMO 72520	.95	.05	.12	.89	.05	.16	.82	.16	.20
WMO 72524	.96	.02	.07	.97	.01	.05	.90	.05	.17
WMO 72533	.96	-.01	.09	.86	.00	.10	.90	-.01	.13
WMO 72534	.94	-.03	.07	.87	-.03	.10	.91	.06	.38
WMO 72535	.93	-.01	.09	.95	-.02	.08	.90	.02	.15
ADO	.94	-.00	.10	.94	-.01	.10	.90	-.19	.54
FDY	.94	-.03	.09	.96	-.03	.09	.84	-.31	.20
FFO	.92	.05	.19	.92	.06	.18	.81	.53	.57
LAF	.95	.03	.10	.95	.03	.09	.85	.09	.09
MFD	.93	-.05	.09	.85	-.06	.13	.90	-.05	.21
MGW	.94	-.01	.14	.92	-.02	.15	.83	.24	.20
MRB	.92	.09	.18	.92	.09	.20	.90	.23	1.63
ORD	.96	.02	.08	.96	.03	.07	.91	-.06	.23
ZZV	.93	.04	.13	.92	.03	.14	.83	.33	.28
PROMEDIO	.92	*.04	.12	.91	*.03	.12	.86	*.17	.32

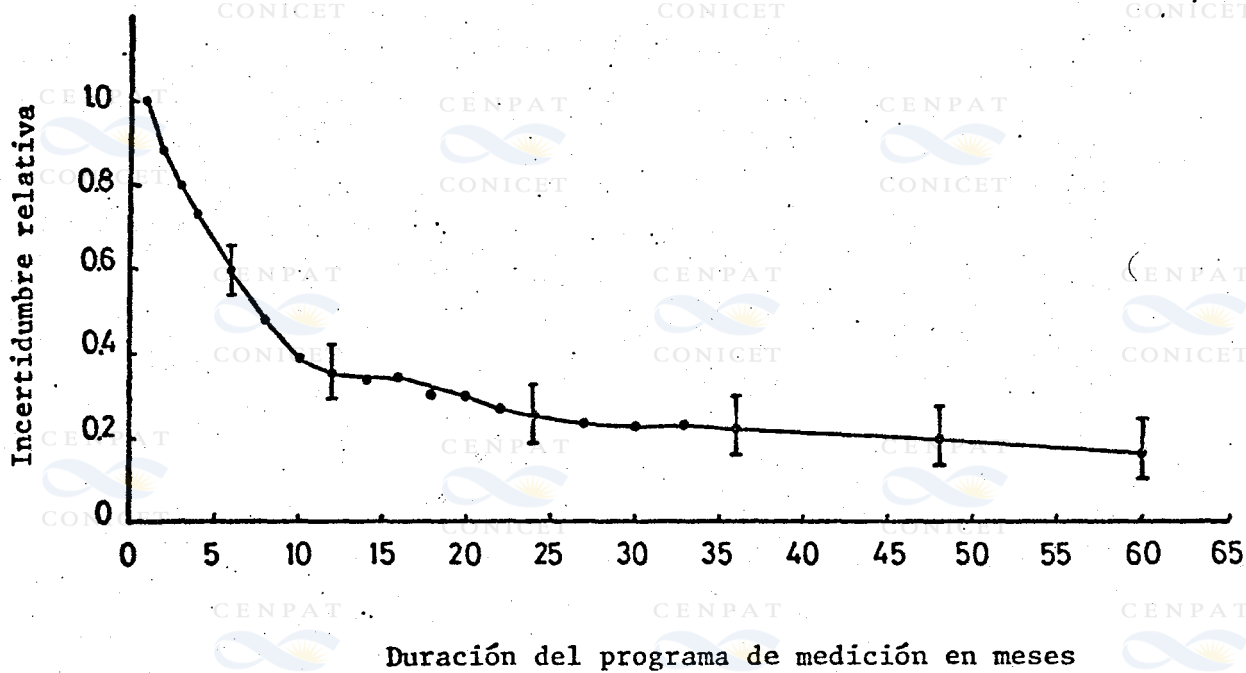


Figura 1. Incertidumbre relativa de una estrategia en medición continua.

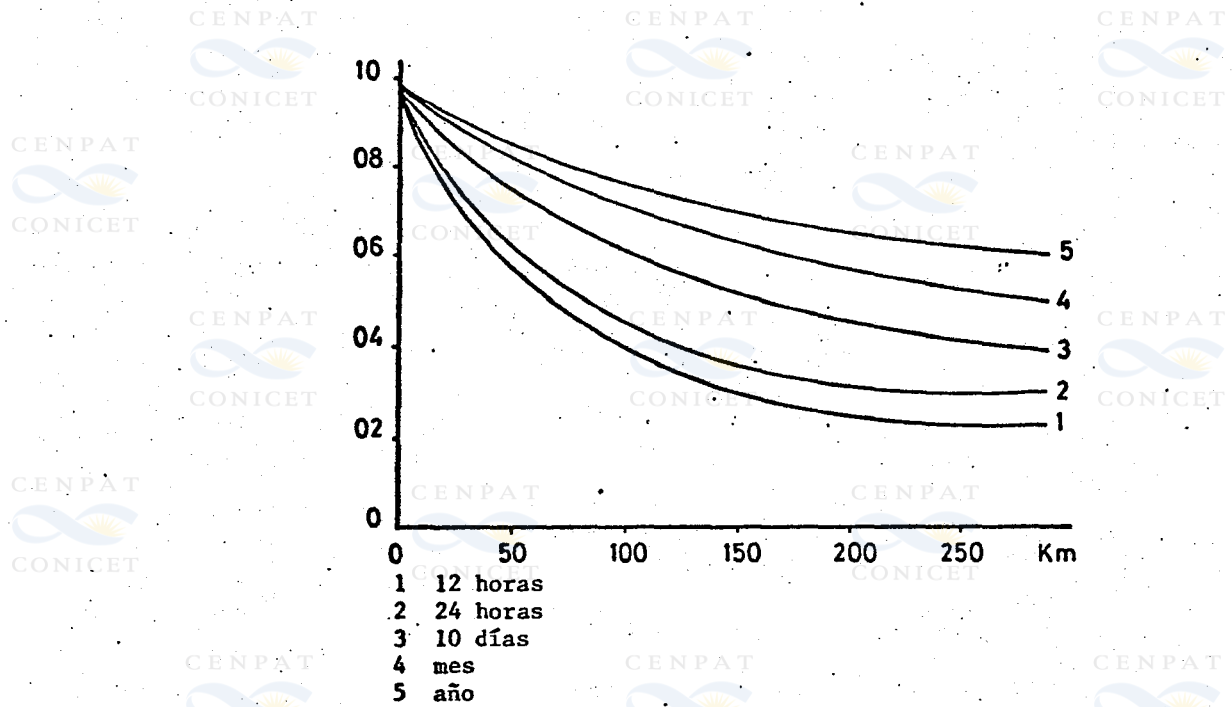


Figura 2. Correlación espacial de la precipitación para varios intervalos de tiempo M.V.Guscina y otros (1967)

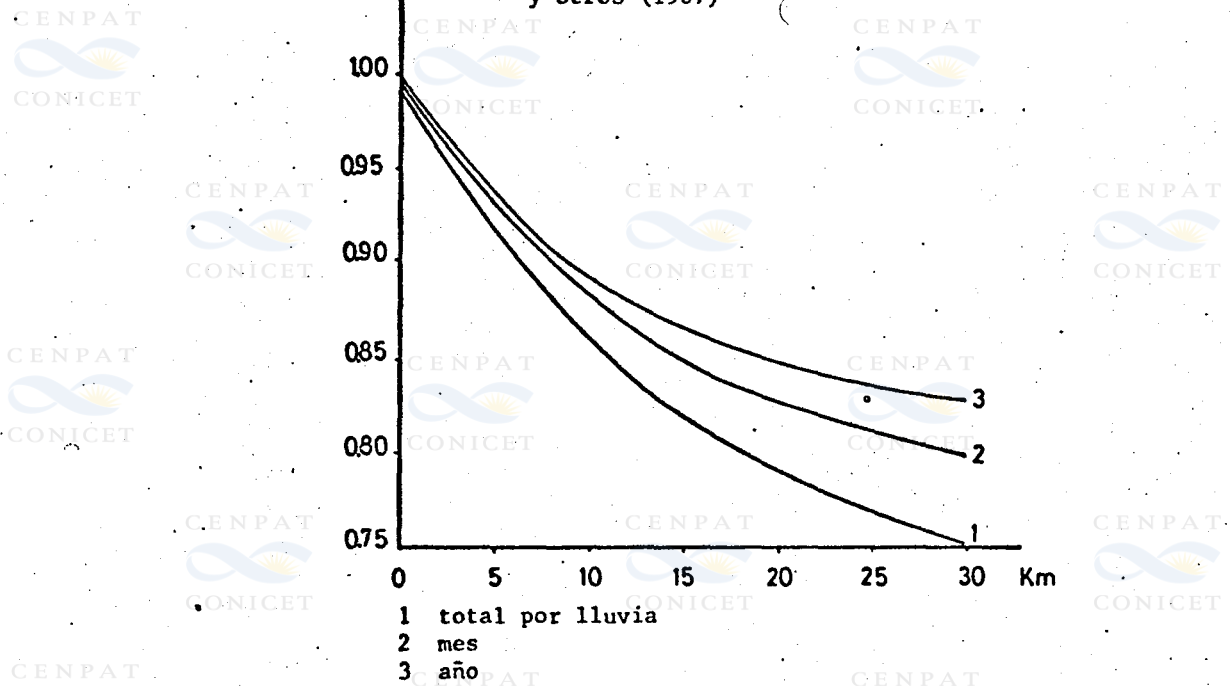


Figura 3. Correlación espacial de la precipitación para varios intervalos de tiempo F.A Huff y W.L. Ship (1969)

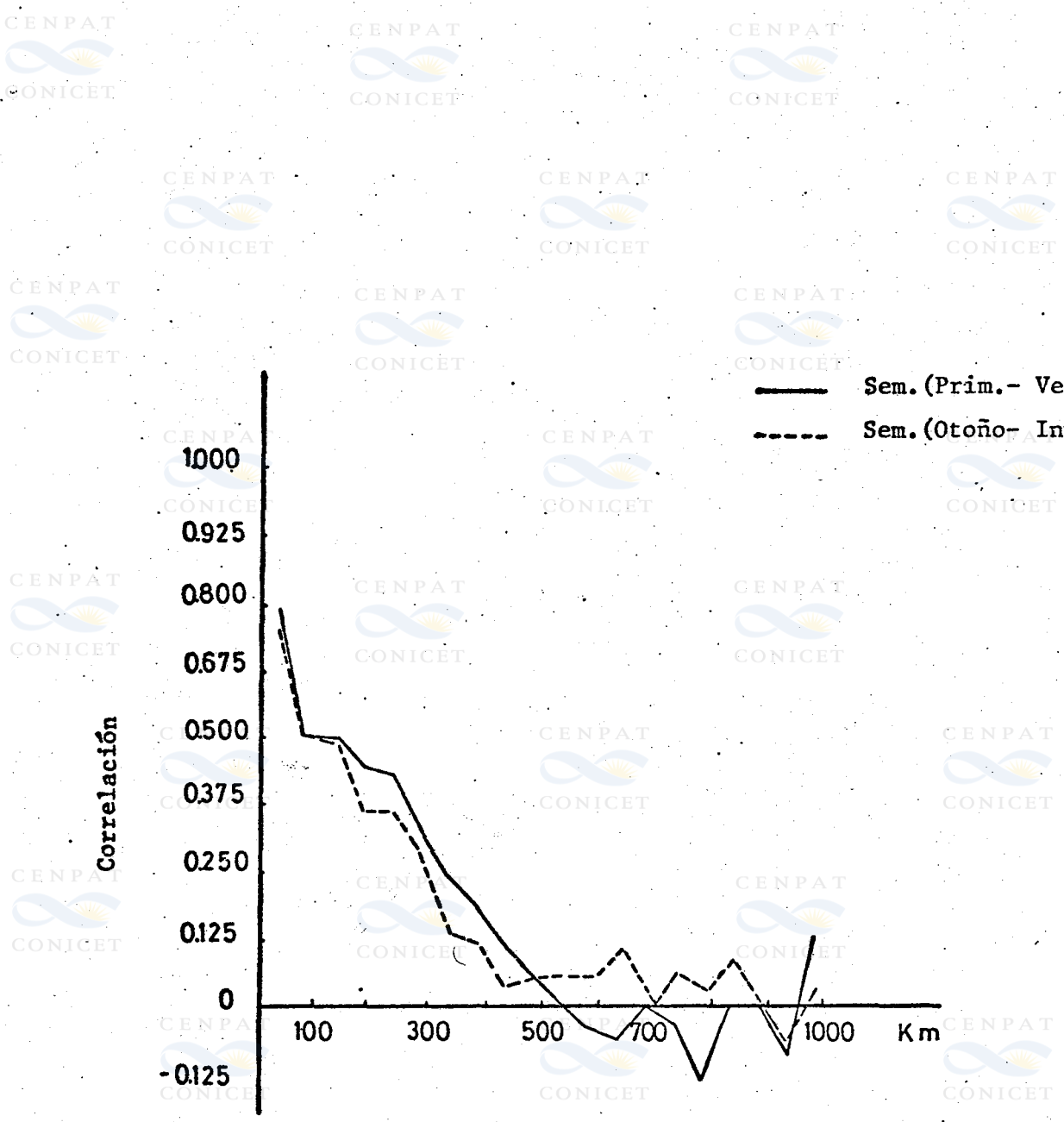


Figura 4. Chubut. Correlación espacial de la precipitación

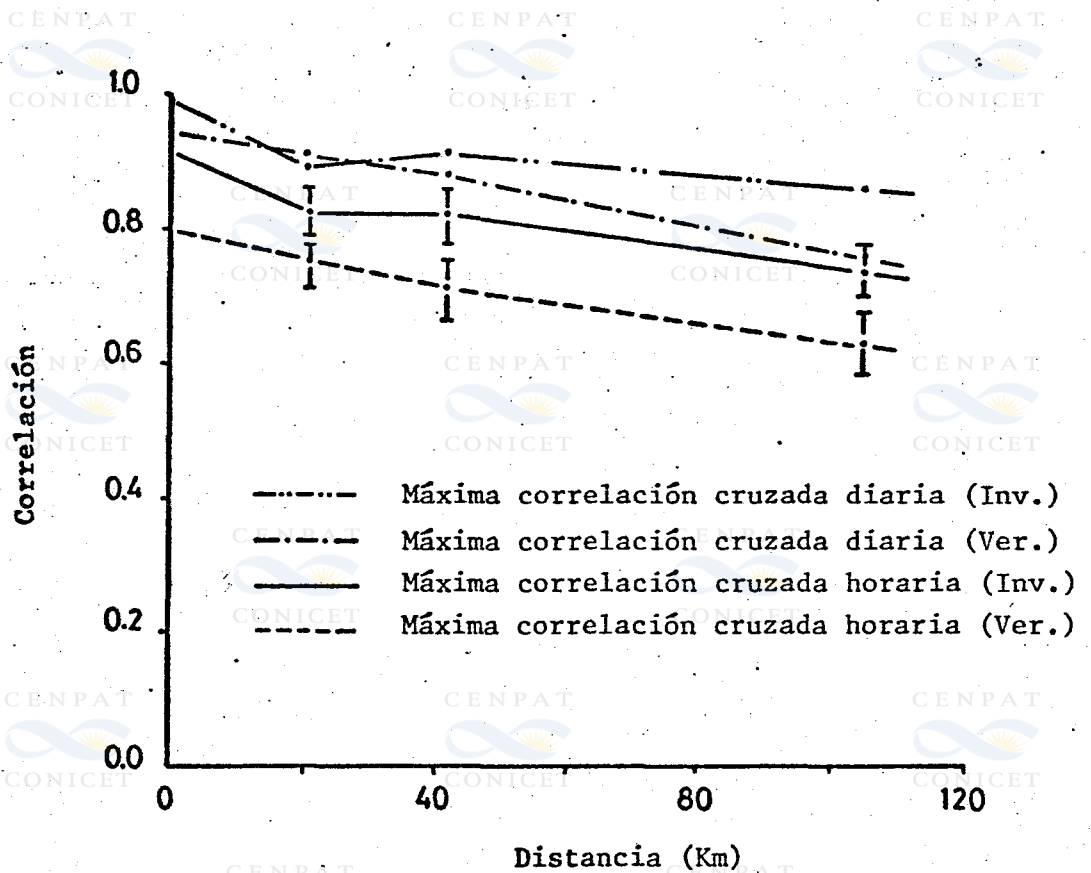


Figura 5. Correlación cruzada espacial
 Intensidad del viento
 Tomado de Corotis (Illinois)

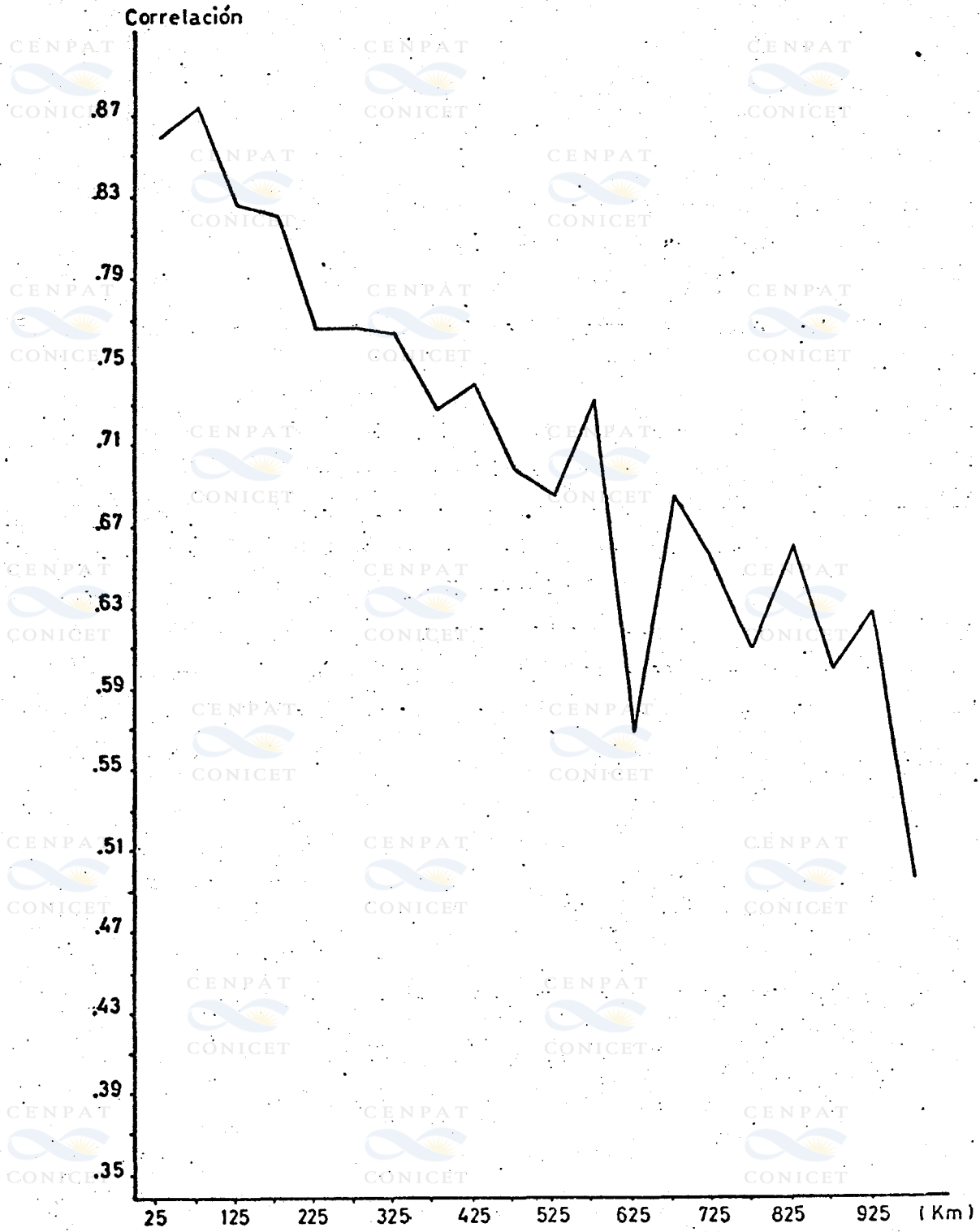


Figura 6. Correlación espacial (valor medio) de la intensidad del viento para estaciones del este y medio oeste de U.S.A.

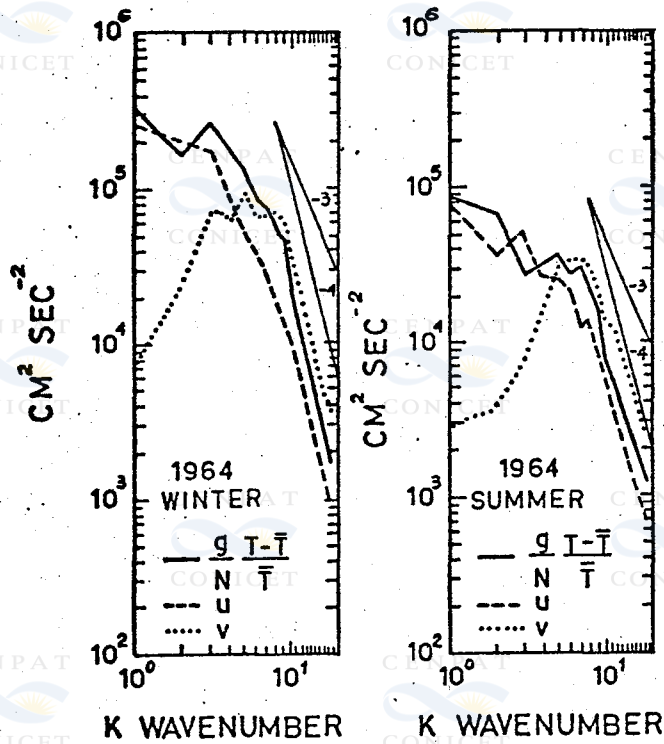


Figura 7. Espectro de la energía cinética y potencial disponible en la atmósfera.

Tomado de Charney.

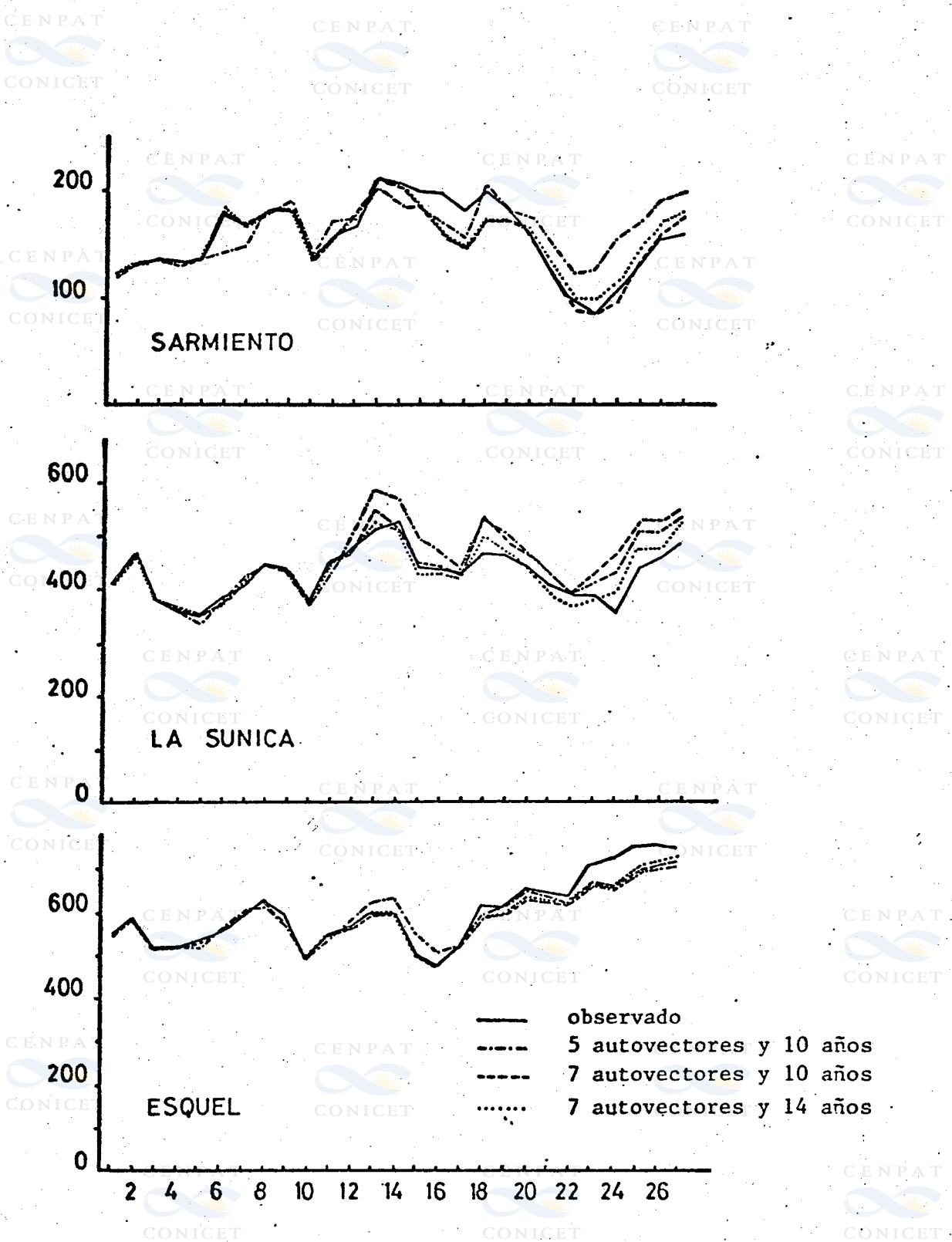


Figura 8. Reconstrucción de las series de precipitación anual. Tres localidades de Chubut.

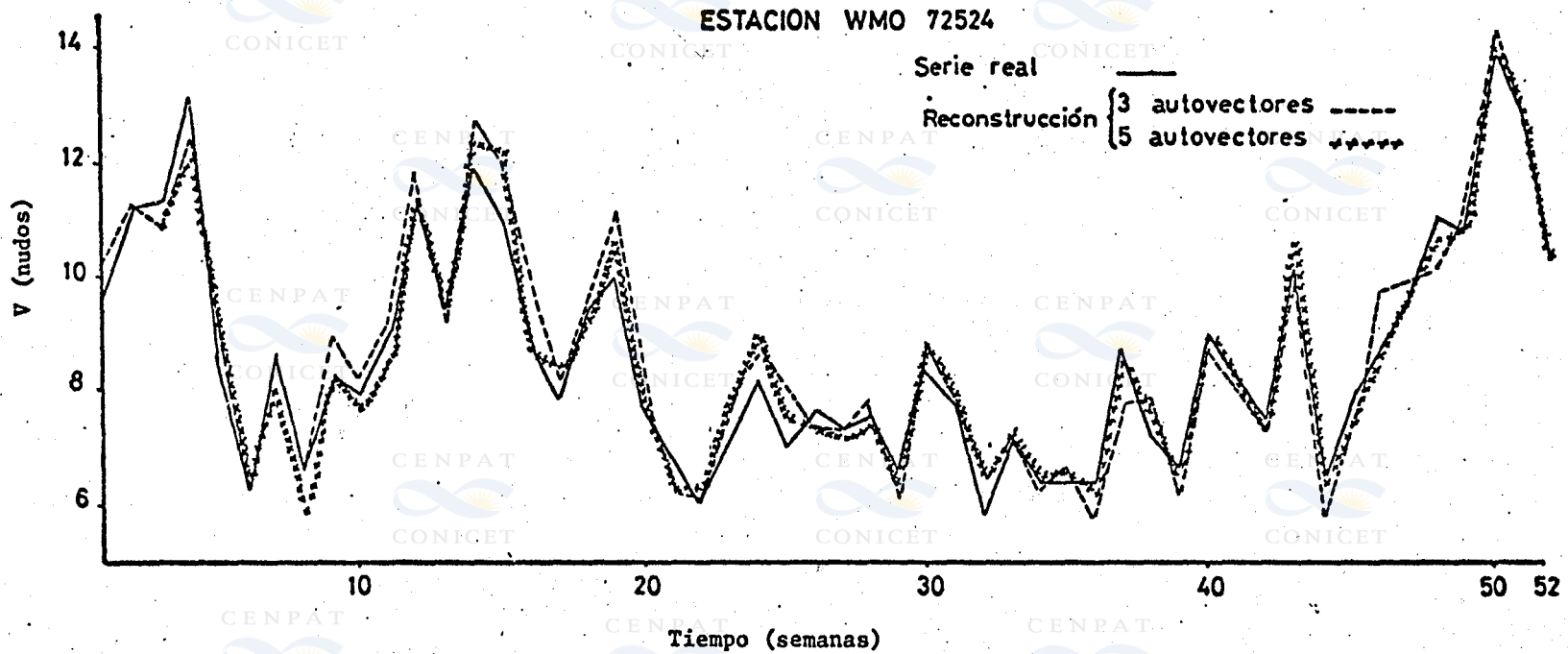


Figura 9. Series real y reconstruidas de los valores anuales de la intensidad del viento

ENSAYO DE UNA TÉCNICA DE ESTADÍSTICA DE SALIDA DE MODELOS PARA LA PREDICCIÓN AUTOMÁTICA DE VIENTOS DE SUPERFICIE.

Carlos E. Ereño
Edgardo G. Giordano
Centro Meteorológico del
Comaño de Operaciones Navales

RESUMEN

Los modelos dinámicos de predicción numérica del tiempo brindan un producto que debe ser reprocesado, teniendo en consideración, factores locales, a fin de emitir un pronóstico objetivo de elementos tales como probabilidad de precipitación, nieblas, valores extremos de temperatura, viento en superficie, etc..

Existen diversas técnicas estadísticas para encarar dicha tarea, la que aquí nos ocupa es la regresión por depuración, que es usada en forma generalizada por el *National Weather Service* de los EE.UU. en todos sus modelos.

En el estudio consideramos veinticinco predictores derivados de observaciones convencionales de radiosondeos simulando los datos que podrían ser provistos por un modelo dinámico para la misma zona. Con un desfase de seis horas respecto de los datos observados es entonces pronosticado automáticamente el viento en superficie, resultando el de 18 Zulu, elemento fuertemente influenciado por las condiciones locales.

Los resultados obtenidos para cinco meses del año 1980 en Bahía Blanca, son verificados con las situaciones reales ocurridas en 1981 demostrando las bondades de la técnica aplicada.

1. INTRODUCCION

Los modelos dinámicos de predicción numérica del viento brindan un producto que debe ser reprocesado, teniendo en consideración factores locales, a fin de emitir un pronóstico objetivo de elementos tales como probabilidad de precipitación, nieblas, valores extremos de temperatura, viento en superficie, etc..

En la zona de Bahía Blanca, se observan con mucha frecuencia vientos anómalos en superficie. Un determinado gradiente, dependiendo de la situación sinóptica, puede dar lugar a vientos difíciles de justificar desde el punto de vista teórico. Esto ha motivado la inquietud de estudiar este fenómeno estadísticamente. Es así que no se tratará aquí de justificar las anomalías observadas, sino más bien intentar la predicción de este parámetro basándose en datos reales.

Para ello, se ha utilizado una técnica de regresión por depuración, aplicada extensamente por el *National Weather Service* de los EE.UU. en el contexto de las estadísticas de salida de modelos (Model output statistics-M.O.S.) - *Carter, 1974*. Los predictores que aquí se emplean surgen exclusivamente de las observaciones de superficie y altura de la estación Comandante Espora (Bahía Blanca), seis horas previas a la verificación del pronóstico.

Implementada la técnica, es posible reemplazar los predictores usados, por parámetros derivados de cualquier modelo dinámico de predicción.

De esta manera se puede considerar a éste un ensayo del método donde la entrada de datos se ha simulado con observaciones convencionales.

Para este trabajo se han considerado cinco meses verificándose luego con otros tantos un año después. Cabe aclarar aquí que si bien la serie es muy corta, es usual enfrentarse con este inconveniente al trabajar en M.O.S.. Es muy difícil que un modelo dinámico se emplee durante varios años sin ejecutar modificaciones. Se manifiesta entonces la pugna entre la dinámica y la estadística. Desde el primer aspecto es necesario ir modificando a luz de la experiencia práctica, algunas condiciones generales impuestas en la modelación. Pero a fin de obtener series simultáneas de parámetros pronosticados por un modelo y datos reales, de duración considerable, se requiere no realizar ningún tipo de modificación. La respuesta generalmente es intermedia y como resultado el M.O.S. debe basarse en series cortas. Así y todo existen extensas aplicaciones con resultados muy alentadores, que justifican plenamente el empleo de este tipo de método de pronóstico (Glahn, 1972; Klein y Glahn, 1974; Klein y Glahn, 1974; Klein y Hammons, 1975; Mc Cutchan, 1978; Karl, 1979).

2. DATOS

Se considerarán los meses de julio a noviembre de 1980, tomando los dos primeros como representativos de invierno y los últimos tres de primavera.

A partir de las observaciones de superficie y los radiosondeos de 12 Zulu y 00 Zulu realizados en Comandante Espora, se seleccionaron 25 predictores de acuerdo al detalle de la Tabla 1. Los mismos fueron seleccionados en conformidad con los parámetros tomados por Carter (1974).

La humedad relativa de la capa 1000/500 mb se obtuvo como combinación de las de superficie, 850, 700 y 500 mb. El parámetro de estabilidad se definió a los fines de este trabajo como :

$$\sigma = \frac{\theta_{700} - \theta_{850}}{\theta_{700} + \theta_{850}} \quad [1]$$

donde :

θ_{700} : Temperatura potencial de 700 mb.

θ_{850} : Temperatura potencial de 850 mb.

Todos los predictores fueron comparados con el módulo y las componentes zonal y meridional del viento en superficie a 18 Zulu.

3. METODO

A fin de determinar las variables independientes que pudieran ser utilizadas como predictores en las ecuaciones de pronóstico, se desarrolló un programa de regresión múltiple a pasos por cuadrados mínimos.

En otras palabras, dados X_1, X_2, \dots, X_k , k predictores de la variable dependiente y prediciendo Y , se trata de buscar la ecuación:

$$Y = A_0 + A_1 X'_1 + A_2 X'_2 + \dots + A_j X'_j \quad [2]$$

donde: $j \leq k$ y X'_1, X'_2, \dots, X'_j son los j mejores predictores de Y , del conjunto original.

En el caso general de n variables independientes, los coeficientes A_0, A_1, \dots, A_n se obtienen de la solución del sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} A_0 N + A_1 \sum_{i=1}^N X_{1i} + A_2 \sum_{i=1}^N X_{2i} + \dots + A_n \sum_{i=1}^N X_{ni} &= \sum_{i=1}^N Y_i \\ A_0 \sum_{i=1}^N X_{1i} + A_1 \sum_{i=1}^N X_{1i}^2 + A_2 \sum_{i=1}^N X_{1i} X_{2i} + \dots + A_n \sum_{i=1}^N X_{1i} X_{ni} &= \sum_{i=1}^N Y_i X_{1i} \\ \vdots \\ A_0 \sum_{i=1}^N X_{ni} + A_1 \sum_{i=1}^N X_{1i} X_{ni} + A_2 \sum_{i=1}^N X_{2i} X_{ni} + \dots + A_n \sum_{i=1}^N X_{ni}^2 &= \sum_{i=1}^N Y_i X_{ni} \end{aligned} \quad [3]$$

donde:

$X_{1,m}$ = valor del predictor 1-simo el día m -simo.

N = número total de días de observación.

A efectos de facilitar los cálculos las operaciones fueron desarrolladas en forma matricial (Efroymson, 1960; Drapper y Smith, 1966):

$$\begin{bmatrix} \sum 1 \\ \sum X_1 \\ \sum X_2 \\ \vdots \\ \sum X_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum X_1 & \sum X_2 & \dots & \sum X_n \\ \sum X_1^2 & \sum X_1 X_2 & \dots & \sum X_1 X_n \\ \sum X_1 X_2 & \sum X_2^2 & \dots & \sum X_2 X_n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum X_1 X_n & \sum X_2 X_n & \dots & \sum X_n^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} A_0 \\ A_1 \\ A_2 \\ \vdots \\ A_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum Y \\ \sum Y X_1 \\ \sum Y X_2 \\ \vdots \\ \sum Y X_n \end{bmatrix} \quad [4]$$

siendo

$$\begin{bmatrix} A_0 \\ A_1 \\ A_2 \\ \vdots \\ A_n \end{bmatrix}$$

el vector solución que dá los coeficientes buscados.

El método de regresión por depuración utiliza el análisis de varianza para la selección de los mejores predictores (Panofski y Brier, 1958).

Se define la reducción acumulativa de la varianza por la relación :

$$\frac{SS_R \text{ } X_1 \text{ } X_2 \text{ } \dots \text{ } X_k}{SS_T}$$

[5]

donde :

SS_T = error cuadrático total de la variable Y .

$SS_{R X_1 X_2 \dots X_k}$ = error cuadrático explicado por la regresión en k variables.

siendo :

$$SS_T = \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2 \quad [6]$$

$$SS_{R X_1 X_2 \dots X_k} = SS_T - SS_{D X_1 X_2 \dots X_k} \quad [7]$$

$$SS_{D X_1 X_2 \dots X_k} = \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y})^2 \quad [8]$$

es el error cuadrático no explicado por la regresión.

La expresión [5] es de singular interés, pues mide el porcentaje de la varianza de la variable dependiente Y , que es explicada por la regresión. Puede considerarse como una medida de la importancia de agregar el predictor X_k en la ecuación de regresión. Cuanto mayor es esta relación, mayor es el porcentaje explicado de la varianza total, por lo tanto, aquella variable que produzca un mayor porcentaje será la más eficiente.

Esto es lo que justamente se realiza en cada paso para determinar el mejor predictor. Y una vez seleccionado éste, se da un nuevo paso incrementando en uno el número de variables consideradas, volviéndose a repetir el análisis de la reducción acumulativa de varianza.

El proceso se detiene cuando el incremento de dicho porcentaje deja de ser significativo. En el caso que da motivo a estas investigaciones se han considerado hasta cuatro predictores.

4. DISCUSION DE LOS RESULTADOS

A los fines de ilustrar el método, brindando valores de los porcentajes de reducción acumulativa de varianza que resultan para este caso, se presentan en Tabla 2 los resultados obtenidos para el invierno.

A modo de ejemplo y comparando con la relación de predictores de Tabla 1, se puede verificar que para la intensidad del viento en superficie a 18 Zulu, el mejor predictor resulta el módulo del viento en 850 mb, con 30,13 % de la varianza explicado por la regresión. En un segundo paso se obtiene la misma intensidad del viento en superficie a 12 Zulu con 37,26 % . El tercer paso incluye como predictor el parámetro de estabilidad (43,82 %). Puede observarse que en cada paso se produce un mejoramiento en la varianza explicada, pero que este incremento disminuye con el aumento del número de predictores. Esto hace que el número de cuatro predictores tomados en este estudio sea bastante representativo, sin complicar los cálculos con la inclusión de nuevas variables que no producirían un mejoramiento sustancial de la predicción.

Similarmente pueden analizarse las componentes zonal y meridional. Esta última es la que logra explicar un mayor porcentaje de la varianza total, mediante los predictores 6, 24, 10 y 17. Esto se puede pensar, si tomamos en cuenta de que los tres mejores predictores resultan de los correspondientes parámetros en 850 mb, como que dentro del intervalo de pronóstico existe una mayor persistencia de las componentes meridionales que las zonales. Por otra parte surge sin lugar a dudas que el viento en superficie no es tan representativo para este pronóstico como el viento en altura. Y de estos, el más importante es el de 850 mb. Un dato interesante es que en la serie de primavera, no se logran resultados tan altos de reducción de varianza.

Por ejemplo :

		<u>INV.</u>		<u>PRIM.</u>
y	$ \vec{V} $	44 %	a	40 %
	U	43 %	a	39 %
	V	58 %	a	50 %

Esto hace pensar que otros fenómenos, no contemplados en nuestro esquema de predicción, pueden estar tomando lugar.

El análisis de una serie corta de verano evidencia que los resultados son aún más pobres.

Por lo tanto, hemos pensado que los fenómenos de brisa pueden estar afectando nuestros resultados. A los fines de verificar la medida en que este efecto actúa, recalculamos para los mismos predictores seleccionados previamente, los porcentajes de reducción de varianza en el caso de que a las 12 Zulu hubiera de 0 a 3 octavos de nubosidad y en forma independiente los casos en que esta fuera de 4 a 8 octavos. Pues bien, con un bajo grado de nubosidad se hace aún más difícil la predicción de la intensidad y componente zonal del viento.

La reducción es de 40 a 30 % y de 39 a 31 % respectivamente.

En cambio se logra mejorar sensiblemente la predicción de la componente meridional, de 50 se pasa a 59 % .

Lo más interesante, es que cuando filtramos los casos donde las condiciones de nubosidad indicarían un mayor efecto de brisa, ganamos una tremenda eficiencia en la predicción de la intensidad y componente zonal del viento. Alcanzando 61 y 53 % de reducción de varianza. No ocurre lo mismo en la componente meridional que se reduce a un 46 % .

Del análisis efectuado surge entonces que el mejor comportamiento de la componente meridional como predictando, puede ser imputado primariamente al efecto de circulaciones locales del tipo de brisa.

Las ecuaciones que resultan de aplicar el método presentado son las siguientes :

Invierno :

$$|\vec{V}| = 17.393 + 0.228 X_4 + 0.303 X_1 - 0.043 X_{25} - 0.089 X_{10} \quad [9]$$

$$U = -0.639 + 0.708 X_5 + 0.250 X_2 - 0.421 X_8 + 0.266 X_7 \quad [10]$$

$$V = -14.210 + 0.482 X_6 + 0.055 X_{24} + 0.198 X_{10} - 0.044 X_{17} \quad [11]$$

Primavera:

$$|\vec{V}| = 20.042 + 0.313 X_4 - 0.058 X_{24} - 0.122 X_3 + 0.171 X_1 \quad [12]$$

$$U = 210.624 + 0.367 X_5 - 0.441 X_{10} - 0.069 X_{13} + 0.253 X_7 \quad [13]$$

$$V = 130.132 + 0.498 X_6 - 0.088 X_{12} + 0.306 X_{10} - 0.054 X_{25} \quad [14]$$

Donde :

$|\vec{V}|$ = módulo del viento en superficie a 18 Zulu (nudos).

U = componente zonal del viento en superficie a 18 Zulu (nudos).

V = componente meridional del viento en superficie a 18 Zulu (nudos).

Las unidades consideradas en los predictores son las que figuran en la Tabla 1. Con el objeto de verificar las ecuaciones con datos reales, se aplicaron a cinco meses correspondientes al año 1981. Junio-Agosto con las ecuaciones de invierno, Septiembre-Octubre con las de primavera. Los resultados son presentados en las Tablas 3 a 10. Para el análisis de la velocidad del viento los datos se agruparon según los rangos de la escala *Beaufort*, donde los valores de cada intervalo se expresan en nudos. El módulo del viento en superficie se comparó con el que procede de cálculo directo (Tablas 3 y 7), el que resulta de considerar únicamente sus componentes (Tablas 4 y 8) y el promedio de ambos (Tablas 5 y 9). Se puede notar que el pronóstico de este parámetro utilizando la ecuación directa [9] ó [12], no refleja bien los intervalos extremos de la Tabla, o sea las velocidades del viento muy bajas o muy altas. En cambio sí se obtienen buenas predicciones para velocidades intermedias. Mediante el cálculo del módulo del viento en función de sus componentes (Tablas 4 y 8), se logra en parte solucionar este inconveniente, fundamentalmente en las velocidades bajas. Sin embargo no existe una tan buena respuesta en velocidades intermedias. En Tablas 5 y 9, el pronóstico de la velocidad del viento se realiza promediando las dos soluciones discutidas anteriormente con un resultado bastante satisfactorio. Lo dicho se puede comprobar mejor mediante el cálculo de los coeficientes de correlación para los tres casos :

Caso	Invierno	Primavera
1	0.588	0.655
2	0.524	0.504
3	0.596	0.677

Siendo 78 y 44 los casos analizados en invierno y primavera respectivamente, de acuerdo a *Brooks y Carruthers (1953)* - Tabla 80, con un nivel de significación de 0.001, los valores del coeficiente de correlación significativos deben superar 0.366 y 0.479. Esto muestra que el método de pronóstico empleado es satisfactorio con un muy alto grado de significación.

Por otra parte, se ve claramente que la combinación de los casos 1 y 2 mejora levemente el rendimiento del pronóstico.

Las Tablas 6 y 10 muestran la comparación de la dirección del viento pronosticada (a partir de las componente U y V) y la observada. En general se puede apreciar una muy buena tendencia a pronosticar correctamente la dirección del viento, presentándose diferencias que en su esencia no modifican el sector pronosticado.

5. CONCLUSIONES

El método desarrollado ha demostrado ser efectivo, aún sobre la base de un período tan corto como de cinco meses.

La simulación de la salida de datos de un modelo dinámico de predicción por medio de observaciones convencionales, ha servido para verificar la aplicabilidad del M.O.S., aún cuando no se disponga efectivamente de dichos valores. Incluso se ha probado la factibilidad de uso de éste, como elemento de pronóstico a 6 horas.

Es necesario ampliar las series consideradas, para dar mayor validez a los resultados obtenidos, extendiendo el proceso al período anual.

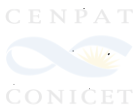
La gran correlación con vientos en 850 mb hace pensar que la inclusión de algún nivel intermedio entre éste y superficie, en el número de predictores, podría variar en parte los resultados aquí presentados, incrementando el porcentaje de la varianza total aplicado por medio de la regresión.

6. AGRADECIMIENTOS

Los autores desean agradecer la valiosa colaboración de la Sra. Rut Rozovich de Acera y Srta. Mónica Manuel en la obtención de datos estadísticos y operación de computadora.

7. REFERENCIAS

- Brooks, C.E.P. y N. Carruthers, 1953 : "Handbook of Statistical methods in meteorology". Her Majesty's Stationery Office, 412 pp..
- Carter, G.M., 1974 : "Use of model output statistics in automated prediction of surface winds". NOAA. National Weather Service. TDL Office Note 74-3.
- Drapper, N.R., y H. Smith, 1966 : "Applied Regression Analysis". Wiley, 407 pp..
- Efrogson, M.A., 1960 : "Multiple regression analysis". Mathematical Methods for Digital Computers, A. Ralston y H.S. Wiff, Eds. Wiley 191, 203.
- Glahn, H.R. y Lowry, 1972 : "The use of model output statistics (M.O.S.) in objective weather forecasting". Journal of Applied Meteorology, Vol. 11, 1203-1211.
- Karl, T.R., 1979 : "Potential Application of Model Output Statistics (M.O.S.) to Forecasts of Surface Ozone Concentrations". Journal of Applied Meteorology. Vol. 36, 254-265.



CENPAT

CENPAT

CENPAT

- Klein, W.R. y H.R. Glahn, 1974 : "Forecasting local weather by means of model output statistics". Bulletin of American Meteorological Society, Vol. 36, 325-328.
- Klein, W.H. y G.A. Hammons, 1975. "Maximun/minimun forecasts based on model output statistics". Monthly Weather Review, Vol. 103, 796-806.
- Mc Cutchan, M.H. , 1978 : "A model for predicting synoptic weather types based on model output statistics". Journal of Applied Meteorology, Vol. 17, 1466-1475.
- Panofsky, H.S. y G.W. Brier, 1958 : "Some applications of Statistics to Meteorology". Pennsylvania University Press, 224 pp..

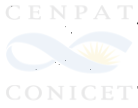


Tabla 1. Relación de predictores del viento en superficie a 18 Zulu.

N°	Predictor	Hora
1	Módulo del viento en superficie (Nd)	12 Z
2	Componente zonal del viento en superficie (Nd)	12 Z
3	Componente meridional del viento en superficie (Nd)	12 Z
4	Módulo del viento en 850 mb (Nd)	12 Z
5	Componente zonal del viento en 850 mb (Nd)	12 Z
6	Componente meridional del viento en 850 mb (Nd)	12 Z
7	Módulo del viento en 700 mb (Nd)	12 Z
8	Componente zonal del viento en 700 mb (Nd)	12 Z
9	Componente meridional del viento en 700 mb (Nd)	12 Z
10	Tendencia trihoraria de la presión en superficie (mbx10)	12 Z
11	Presión en superficie (mb)	12 Z
12	Altura geopotencial de 850 mb (mgp)	12 Z
13	Altura geopotencial de 700 mb (mgp)	12 Z
14	Variación del geopotencial de 850 mb en 12 horas (mgp)	12 Z
15	Variación del geopotencial de 700 mb en 12 horas (mgp)	12 Z
16	Variación del geopotencial de 850 mb en 24 horas (mgp)	12 Z
17	Variación del geopotencial de 700 mb en 24 horas (mgp)	12 Z
18	Temperatura en superficie (°C)	12 Z
19	Temperatura en 850 mb (°C)	12 Z
20	Temperatura en 700 mb (°C)	12 Z
21	Temperatura potencial equivalente en superficie (°K)	12 Z
22	Temperatura potencial equivalente en 850 mb (°K)	12 Z
23	Temperatura potencial equivalente en 700 mb (°K)	12 Z
24	Humedad relativa media 1000/500 mb (en % x4)	12 Z
25	Parámetro de estabilidad (x 10 ⁻⁴)	12 Z

Tabla 2. Reducción acumulativa de varianza (%) para los meses de invierno de 1980.

Predic. N°	INTENSIDAD DEL VIENTO				COMPONENTE ZONAL				COMPONENTE MERIDIONAL			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
1	30.06	37.26	-	-	13.31	32.59	37.53	41.04	0.77	46.59	53.18	55.90
2	11.14	30.58	37.27	42.21	24.52	37.52	-	-	10.34	46.55	53.74	56.33
3	5.34	31.04	37.27	42.16	8.76	31.89	38.72	41.20	37.84	52.30	54.84	56.90
4	30.13	-	-	-	29.87	34.67	39.17	41.79	0.07	46.16	53.16	55.91
5	23.89	31.10	38.01	42.40	31.67	-	-	-	1.11	47.32	53.40	56.05
6	0.46	30.35	37.70	42.63	1.17	32.80	37.52	41.31	46.16	-	-	-
7	11.78	30.34	37.38	42.18	18.74	32.95	37.58	43.34	6.19	46.24	53.27	56.42
8	5.49	30.55	37.40	42.41	10.33	35.02	40.91	-	0.32	46.74	53.28	56.19
9	1.44	30.13	37.45	42.68	3.33	33.24	37.55	41.62	25.18	46.50	54.05	57.06
10	1.16	32.23	38.31	43.82	0.12	31.73	38.80	41.15	22.49	47.37	55.90	-
11	4.54	30.42	38.09	42.94	3.16	31.96	38.17	41.07	2.47	47.15	53.23	56.11
12	6.64	30.24	37.56	42.46	4.88	31.67	38.18	41.00	14.04	47.50	53.48	56.38
13	3.59	30.25	37.26	42.13	2.91	31.68	39.08	41.29	34.67	50.14	55.04	57.62
14	2.08	30.47	37.29	42.40	0.87	31.67	37.92	40.96	15.99	47.46	55.35	56.63
15	0.11	30.55	37.84	42.38	1.56	34.28	39.65	42.84	0.09	47.14	53.22	56.34
16	2.97	30.42	37.26	42.18	0.34	31.72	37.52	40.98	0.15	48.13	53.41	56.63
17	0.03	30.72	38.27	42.94	1.41	33.53	40.22	42.87	8.69	51.50	55.46	58.14
18	4.61	30.50	37.37	43.53	0.41	32.04	37.74	41.09	0.26	49.40	54.08	56.73
19	0.77	30.21	37.37	43.32	0.22	31.67	38.31	41.21	24.24	47.02	54.24	56.79
20	1.80	30.95	39.78	43.27	1.69	32.09	37.60	40.91	29.08	48.40	55.43	57.29
21	5.91	30.63	37.32	43.21	0.85	31.92	37.66	41.03	0.27	48.84	53.83	56.57
22	0.77	30.21	37.37	43.31	0.21	31.67	38.30	41.21	24.34	47.03	54.26	56.80
23	1.84	30.96	39.80	43.27	1.77	32.11	37.59	40.92	28.81	48.32	55.34	57.24
24	0.10	30.56	38.53	43.03	2.10	31.73	37.84	41.08	13.04	53.13	-	-
25	14.33	34.56	42.12	-	9.89	33.30	38.88	42.02	0.25	46.41	53.19	55.93

Tabla 3. Verificación del módulo del viento en superficie mediante la ecuación [9] - Invierno.

Observed	Pronosticados							Tot.
	0-6	7-10	11-16	17-21	22-27	28-33	≥ 34	
0-6	-	-	5	6	1	-	-	12
7-10	-	-	7	9	1	-	-	17
11-26	-	2	3	2	4	-	-	11
17-21	-	-	2	7	3	-	-	12
22-27	-	-	2	5	4	3	-	14
28-33	-	-	1	3	4	1	-	9
≥ 34	-	-	-	1	3	2	-	6
Total	-	2	20	33	20	6	-	81

Tabla 4. Idem Tabla 3 usando las ecuaciones [10] y [11].

Observed	Pronosticados							Tot.
	0-6	7-10	11-16	17-21	22-27	28-33	≥ 34	
0-6	4	2	5	1	-	-	-	12
7-10	4	4	6	1	1	1	-	17
11-16	1	4	5	1	-	-	-	11
17-21	3	2	4	2	1	-	-	12
22-27	2	1	7	4	-	-	-	14
28-33	-	-	4	-	3	2	-	9
≥ 34	-	-	1	2	-	2	1	6
Total	14	13	32	11	5	5	1	81

Tabla 5. Idem Tabla 3, promediando el viento dado por [9] con el calculado de [10] y [11].

Observados	Pronosticados							Tot.
	0-6	7-10	11-16	17-21	22-27	28-33	≥ 34	
0-6	-	4	7	1	-	-	-	12
7-10	-	4	8	3	2	-	-	17
11-16	1	2	4	4	-	-	-	11
17-21	-	-	7	5	-	-	-	12
22-27	-	-	6	4	4	-	-	14
28-33	-	-	2	2	3	2	-	9
≥ 34	-	-	-	1	2	3	-	6
Total	1	10	34	20	11	5	-	81

Tabla 6. Verificación de la dirección del viento en superficie - Invierno.

Observados	Pronosticados								Tot.
	338-022	023-067	068-112	113-157	158-202	203-247	248-292	293-337	
338-022	5	-	-	-	-	1	1	8	15
023-067	-	-	-	-	-	-	1	-	1
068-112	-	1	2	-	-	-	-	2	5
111-157	-	-	-	-	-	-	-	-	-
158-202	-	-	2	1	2	7	-	1	13
203-247	-	-	-	-	-	2	-	-	2
240-292	1	-	1	1	1	7	7	4	22
293-337	5	-	-	-	-	2	2	11	20
Total	11	1	5	2	3	19	11	26	78

Tabla 7. Verificación del módulo del viento en superficie mediante la ecuación [12] - Primavera.

Observados	Pronosticados							Tot.
	0-6	7-10	11-16	17-21	22-27	28-33	> 34	
0-6	1	3	6	2	1	-	-	13
7-10	-	-	2	3	-	-	-	5
11-16	-	1	2	2	1	-	-	6
17-21	-	-	1	2	2	-	-	5
22-27	-	-	4	3	2	-	-	9
28-33	-	-	1	3	1	1	-	6
> 34	-	-	-	1	1	2	-	4
Total	1	4	16	16	8	3	-	48

Tabla 8. Idem Tabla 7 usando las ecuaciones [13] y [14].

Observados	Pronosticados							Tot.
	0-6	7-10	11-16	17-21	22-27	28-33	> 34	
0-6	4	2	5	1	1	-	-	13
7-10	3	1	-	1	-	-	-	5
11-16	1	1	2	1	-	1	-	6
17-21	-	-	3	1	1	-	-	5
22-27	2	1	4	2	-	-	-	9
28-33	-	1	1	1	2	1	-	6
> 34	-	-	1	1	1	1	-	4
Total	10	6	16	8	5	3	-	48

Tabla 9. Idem Tabla 7, promediando el viento dado por [12] con el calculado de [13] y [14].

Observados	Pronosticados							Tot.
	0-6	7-10	11-16	17-21	22-27	28-33	≥ 34	
0-6	-	4	7	2	-	-	-	13
7-10	-	2	3	-	-	-	-	5
11-16	-	1	4	-	1	-	-	6
17-21	-	-	2	2	1	-	-	5
22-27	-	1	5	3	-	-	-	9
28-33	-	-	2	1	3	-	-	6
≥ 34	-	-	-	2	1	1	-	4
Total	-	8	23	10	6	1	-	48

Tabla 10. Idem Tabla 6 - Primavera.

Observados	Pronosticados							Tot.	
	338-022	023-067	068-112	113-157	158-202	203-247	248-292		293-337
338-022	1	1	-	-	-	-	2	2	6
023-067	1	-	-	-	-	-	-	-	1
068-112	1	-	-	-	-	-	-	-	1
113-157	1	-	-	1	-	-	-	-	2
158-202	-	-	2	-	1	2	2	1	8
203-247	1	-	-	-	-	-	-	-	1
248-292	-	1	-	-	-	6	7	4	18
293-337	3	-	-	-	-	-	1	3	7
Total	8	2	2	1	1	8	12	10	44



PROYECTO EOLICO DE PUERTO PIRAMIDES.



Sebastián Sanguedolce *
César Lucini **
**Dirección General de Energía
y Comunicaciones del Chubut**



RESUMEN



Se resume la incursión de la Dirección General de Energía y Comunicaciones en el tema de la generación eólica, motivado por la Resolución de la Secretaría de Estado de Energía, ante el problema de las reservas de petróleo.

A este efecto se firma un convenio con la ex-Comisión Nacional de Estudios Geo-Heliofísicos (CNEGH), quien a través del Centro Nacional Patagónico permite realizar un estudio de los recursos del viento en diversas localidades de la Provincia del Chubut. Con los resultados de este trabajo es solicitada a Agua y Energía Eléctrica, la elaboración de un proyecto que determine la potencia del generador más adecuado para instalar en la localidad de Puerto Pirámides, elegida por sus excepcionales condiciones de viento y por su cercanía a los Centros de Investigación.

Además se requiere la financiación a la Secretaría de Estado de Energía, con los aportes provenientes del Fondo Especial para el Desarrollo Eléctrico del Interior (FEDEI).

Posteriormente se ejecuta el pliego de bases y condiciones para el llamado a licitación de la adquisición del aerogenerador, de 80 a 100 Kw.

Luego se explican los antecedentes técnicos y legales del llamado a licitación tendiente a concretar la obra, como la incidencia que ella puede demandar.

En tal sentido, destácanse las implicancias que traerá aparejado la instalación del aerogenerador, en la población citada, fundamentalmente desde el punto de vista económico, abaratando el costo de la energía.

Asimismo, se mencionan los aportes que, para los aspectos técnicos de este proyecto, ha realizado el Centro Nacional Patagónico a través de su Programa Física Ambiental, y la evolución que fue observando el estudio hasta el corriente año en que se produce la inclusión de la obra en los planes dados a conocer por la Provincia del Chubut.



* *Director de Energía de la Provincia del Chubut.*

** *Profesional del Depto. Estudios y Proyectos de la Dirección General de Energía y Comunicaciones del Chubut.*



ESTUDIOS PARA EL DISEÑO DE LA RED DE ESTACIONES AUTOMÁTICAS DE MEDICIÓN DEL VIENTO.

Eduardo Estevan (*)
Centro Nacional Patagónico
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas

RESUMEN

Se analiza la posibilidad de reconstruir series de viento en base a muy cortos períodos de medición y a la información regional del mismo parámetro cuando ésta última tiene significativas ausencias de datos.

1. INTRODUCCION

El creciente interés por la Energía Eólica ha llevado a hacer un mejor relevamiento de la intensidad del viento con ese fin en la región patagónica. En cumplimiento del programa BID - CONICET, el CNP instalará en esta región un conjunto de estaciones automáticas que transmitirán la información por satélite. Este sistema al ser automático y de mayores posibilidades, brindará una mayor y mejor información que la de las estaciones existentes en la actualidad.

Para que la información obtenida por estas nuevas estaciones sea máxima, la distribución de las mismas debe ser la óptima.

La correlación espacial simple de la intensidad del viento solo es buena en muy cortas distancias. En la Figura 1 se aprecia como disminuye rápidamente con la distancia, se trata de correlaciones espaciales entre valores medios semanales para la región del Medio-Oeste y Este de U.S.A. .

Si se pretende medir en toda una región debería disponerse de instrumental cada por lo menos 50 Km. o aún menor distancia.

La alternativa es utilizar un método que relacione la información de todas las estaciones y de esta manera aproveche mejor la correlación espacial, lo cual permitiría un mayor espaciamiento en las estaciones. Uno de estos métodos ha sido desarrollado por V.Barros y J.A. Rodríguez Seró (1) y permite estimar el valor medio anual del viento y de sus principales fluctuaciones a lo largo del año, a partir de sólo 2 ó 3 meses de medición de la estación y con un conjunto de series completas de datos, que provienen de una red de medición regular en la región. Utiliza como base de la descripción a los autovectores de V^*V^T donde V es la matriz cuyas columnas son las series completas de datos.

Cada elemento de la serie es la media semanal obtenida al promediar las observaciones diarias en las horas sinópticas principales. Se han tomado promedios semanales porque ésta es

(*) *Becario de Iniciación del CONICET.*

la escala temporal en la que las oscilaciones de los campos de viento poseen mayor energía. Se ha trabajado con series de un año completo, que como lo han mostrado *Ramdsell y otros (2)* tienen bastante información para una estimación aproximada del valor medio anual.

La matriz de autovectores es entonces una matriz cuadrada de 52×52 (52 semanas en el año). De estos 52 autovectores los que mayor información poseen son los primeros, y de hecho se ha trabajado con 3 y 5 autovectores.

Por lo tanto, calculando los autovectores con las estaciones base y con un corto período de medición en un lugar (3 meses por ejemplo), se puede reconstruir la serie anual con coeficientes de correlación mayores de 0.9 y errores en el valor medio que en la mayoría de los casos son menores del 5 % (1).

Para ver las variaciones que se producen al disminuir el número de estaciones, lo que permitiría un mayor espaciamiento de las mismas para una dada región, se han calculado los tres primeros autovectores con 22 estaciones y con 12 estaciones, y se aprecia que prácticamente no hay diferencia al disminuir casi a la mitad el número de estaciones (Figura 2). Esto alienta la posibilidad de aplicar el método a un conjunto de estaciones base e ir luego disminuyendo la cantidad de las mismas hasta que las reconstrucciones dejen de ser aceptables. De este modo se puede llegar a configurar una red de estaciones que con un mínimo número cubra la necesidad de información de una región. Siempre por supuesto con la premisa de medir 2 ó 3 meses en cualquier lugar extra donde se requieran datos.

Se puede utilizar la actual red de observación que incluye el viento para analizar con esta metodología una red derivada de ella y que luego pueda ser implementada con información automática como ya se explicó.

Al aplicar este método de reconstrucción con las estaciones actuales de la Patagonia surge el inconveniente de que existen series con datos faltantes.

El objetivo de este trabajo es ver cómo los datos faltantes en las estaciones base afectan la posibilidad de reconstrucción de las mismas.

2. SIMULACION DEL EFECTO DE LA FALTA DE DATOS EN LA RECONSTRUCCION DE SERIES.

Se comenzó trabajando con un lote de estaciones de la zona Este y Medio Oeste de Estados Unidos (Figura 3), con una alta densidad de series de datos completas a lo largo de un año. La naturaleza de los procesos físicos relacionados con la circulación atmosférica permite suponer que los resultados obtenidos para esta región de los EE.UU., pueda extenderse al menos cualitativamente a otras regiones similares del planeta, y en particular a la Patagonia, que se halla en una latitud semejante.

Las ausencias de datos, fueron simuladas mediante una subrutina que genera números al azar, con distribución uniforme entre -1 y 1, de manera tal, que el primer número al azar indica la estación, el segundo el comienzo del hueco, y el tercero la longitud del mismo. La Figura 4 muestra un ejemplo de cómo quedaría una matriz formada por las 19 series de datos luego de haberse generado la ausencia de datos por este método. El número 9999, representa un dato faltante. La longitud del período sin datos se limitó en 20, lo que representa cinco meses seguidos sin información. El número máximo de datos faltantes por estación se ha limitado a 25, es decir, la mitad del año de registro.

Se generaron alrededor de 100 datos faltantes en la matriz base (52 semanas por 19

estaciones), es decir, cerca del 10 % de información faltante y se reconstruyeron las estaciones previo cálculo de los autovectores de $V \cdot V^T$ tratando los datos ausentes con las siguientes alternativas:

- a) Datos faltantes sin reemplazar.
- b) Datos faltantes reemplazados por el valor medio de la estación.
- c) Datos faltantes reemplazados por el valor medio del período.
- d) Datos faltantes reemplazados por el valor medio del período y de la estación.
- e) Datos faltantes reemplazados por la raíz cuadrada del valor medio del cuadrado de los datos de la estación y el período :

$$\sqrt{\frac{\sum X_i^2}{M}}$$

- f) Calculando cada elemento de la matriz $V \cdot V^T$ de la siguiente manera:

$$\sqrt{\frac{(\sum X_{ki} \cdot Y_{ij}) \cdot n}{m}}$$

- n = cantidad de estaciones total de la base (19 estaciones).
- m = cantidad de estaciones que no tienen datos faltantes en los períodos k y j.
- X_{ki} = elemento i-ésimo del período k distinto de dato faltante.
- Y_{ij} = elemento i-ésimo del período j distinto de dato faltante.

En cada caso se generaron 3 distintos subcasos de alrededor de 100 datos faltantes en la matriz base generada al azar como ya se explicó.

Del conjunto de 20 estaciones se tomaron 19 para formar la base y con un corto período de la restante (13 semanas al principio del año o 13 semanas al final del año) se reconstruyó la misma utilizando el método de *V. Barros y J.A. Rodríguez Seró (1)*. Se hizo lo mismo para las 20 estaciones. A su vez cada prueba se hizo sin normalizar previamente la matriz de datos y normalizando (dividiendo por la raíz cuadrada de la suma de los cuadrados) en un caso por estaciones y en otro por períodos.

El peor caso es aquel en que no se reemplazan de ningún modo los datos faltantes (caso a), con correlaciones incluso negativas entre los valores observados y reconstruidos. Las mejores reconstrucciones surgen al sustituir cada elemento faltante por el valor medio del período y la estación (caso d), como se aprecia por las correlaciones entre datos observados y reconstruidos. La Tabla I es para este caso, con 104 datos faltantes y sin normalizar. Luego se hicieron varias pruebas con alrededor de 200 datos faltantes (20 % de ausencias) siendo de mejor reconstrucción la que se hace con el mismo reemplazo anterior en los elementos faltantes (Tabla II).

Por último se reconstruyó con alrededor de 300 datos faltantes en la matriz base para varias formas de reemplazos y distintas conformaciones de huecos. Sigue siendo en este caso el valor medio de la estación y el período la mejor forma de reemplazo de la información faltante (Tabla III), obteniéndose entre las series observadas y reconstruidas con 3 autovectores, correlaciones máximas de .95, mínimas de .60 y en promedio de .85. En todos los casos las estaciones que poseen menos correlación son las que se encuentran en el borde de la región. Así para este último caso, seleccionando las 11 estaciones del centro, se obtuvieron correlaciones mínimas de .60, máximas de .95 y en promedio de .89. Es decir, aún bastante interesantes pues 300 datos faltantes significan una pérdida del 30 % en los datos de las estaciones base, y a pesar de ello el método de *V. Barros y J.A. Rodríguez Seró* sigue siendo de aplicación interesante en la zona central



de la región. Esto alienta la posibilidad de poder aplicar este método en la región patagónica, o en cualquier otra con información defectuosa.



3. CONCLUSIONES

Mediante este trabajo se ha podido apreciar que es posible reconstruir las series anuales de intensidad de viento en una región como la mostrada en la Figura 3, a partir de la medición de sólo 2 o 3 meses, aún en el caso en que las series de las estaciones de la región utilizadas como base para ello, presentan datos faltantes hasta un nivel del 20 %.



4. REFERENCIAS

- (1) Barros, V. y Rodríguez Seró, J.A.. 1981. Use of short observation records for estimating the annual wind variation. Proceeding of the International Colloquium on wind energy. Brighton, U.K., 23-28.
- (2) Ramsdell, J.V. ; Houston, S. y Wegley, H.L.. 1979. Measurement strategies for estimating long-term average wind speeds. Pacific Northwest Laboratory, Richland.



T A B L A I

Correlación entre datos observados y datos reconstruidos.

10% datos faltantes en la base.

* Estaciones centrales.

ESTACION	3 autovectores		5 autovectores	
	13 primeras semanas	13 últimas semanas	13 primeras semanas	13 últimas semanas
72425	.907	.908	.920	.909
72429 *	.840	.717	.837	.735
72438 *	.906	.926	.944	.803
72520 *	.943	.936	.929	.919
72524 *	.929	.930	.922	.948
72533 *	.934	.921	.926	.800
72534	.905	.901	.942	.803
ADO *	.922	.931	.896	.767
BFO	.863	.882	.903	.779
GUS	.907	.897	.918	.408
LAF *	.942	.934	.930	.948
MFD *	.926	.919	.906	.911
MGW *	.926	.913	.927	.802
MRB *	.876	.874	.807	.617
ORD	.836	.797	.780	.423
ZZV *	.895	.904	.855	.910
72405	.727	.783	.747	.764
72414	.803	.786	.812	.829
72423	.849	.858	.824	.878
72432	.654	.779	.807	.738
MINIMA *	.840	.717	.807	.617
MAXIMA *	.943	.936	.944	.948
MEDIA *	.913	.900	.898	.833

Subcaso I

MINIMA *	.848	.788	.812	.782
MAXIMA *	.947	.941	.936	.952
MEDIA *	.908	.903	.881	.889

Subcaso II

MINIMA *	.839	.748	.841	.698
MAXIMA *	.946	.940	.944	.939
MEDIA *	.915	.905	.905	.861

Subcaso III

T A B L A II

Correlación entre datos observados y datos reconstruïdos.

20% de datos faltantes en la base.

* Estaciones Centrales.

ESTACION	3 autovectores		5 autovectores	
	13 primeras semanas	13 últimas semanas	13 primeras semanas	13 últimas semanas
72425	.910	.914	.920	.920
72429 *	.843	.737	.845	.744
72438 *	.913	.928	.944	.925
72520 *	.944	.946	.914	.948
72524 *	.925	.942	.895	.927
72533 *	.934	.918	.934	.843
72534	.875	.874	.879	.834
ADO *	.924	.931	.935	.773
BFO	.843	.877	.884	.689
GUS	.886	.867	.886	.844
LAF *	.937	.924	.898	.899
MFD *	.910	.909	.893	.907
MGW *	.923	.908	.932	.827
MRB *	.866	.875	.797	.830
ORD	.850	.775	.806	.647
ZZV *	.858	.893	.846	.545
72405	.653	.786	.658	.709
72414	.832	.815	.680	.761
72423	.812	.851	.745	.850
72432	.538	.771	.709	.809
MINIMA *	.843	.737	.797	.545
MAXIMA *	.944	.946	.944	.948
MEDIA *	.907	.901	.894	.833

T A B L A III

Correlación entre datos observados y datos reconstruidos.

30% de datos faltantes en la base.

* Estaciones Centrales.

Subcaso I

MINIMA *	.791	.604	.829	.576
MAXIMA *	.941	.950	.944	.913
MEDIA *	.902	.870	.885	.799

Subcaso II

MINIMA *	.807	.765	.653	.585
MAXIMA *	.923	.939	.924	.932
MEDIA *	.884	.887	.843	.830

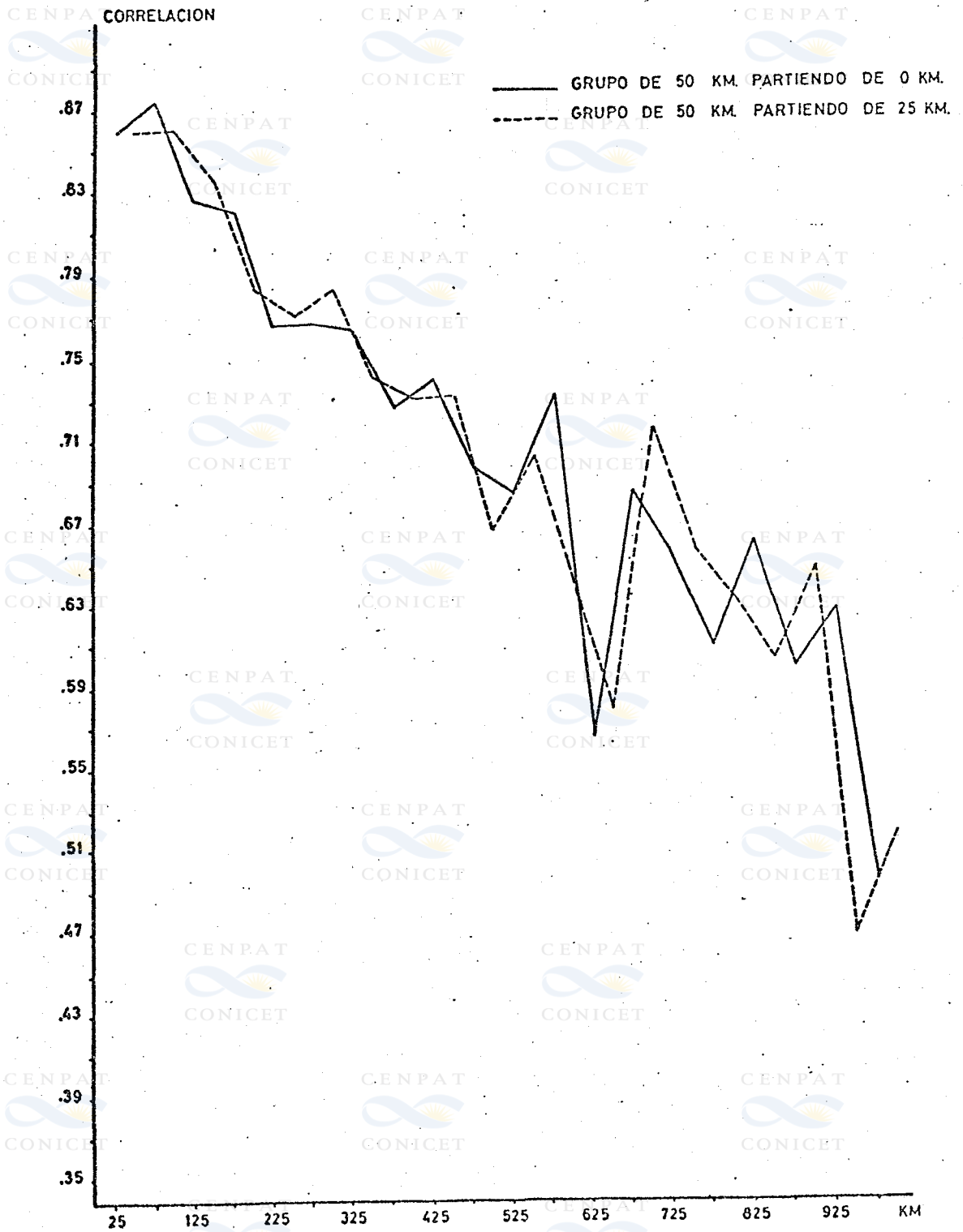


FIG. 1

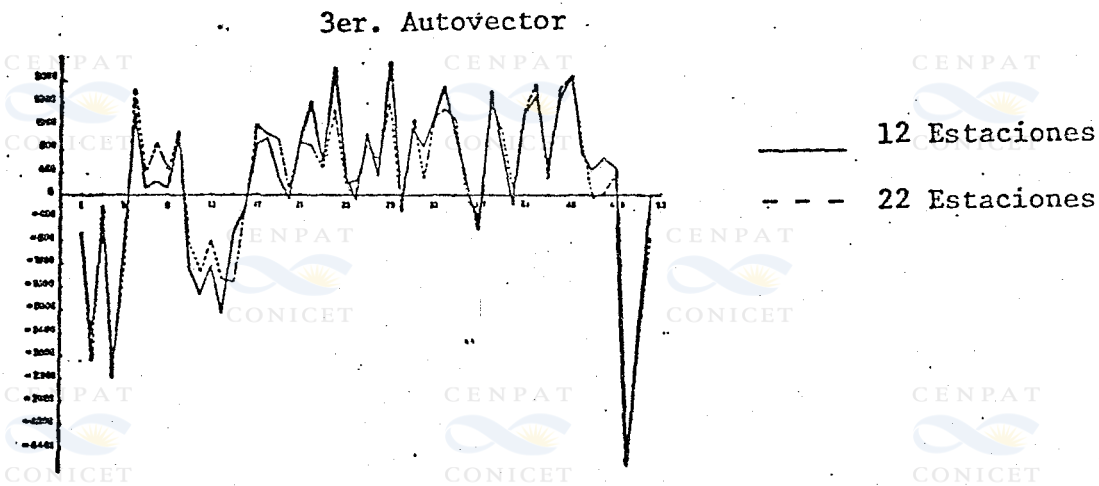
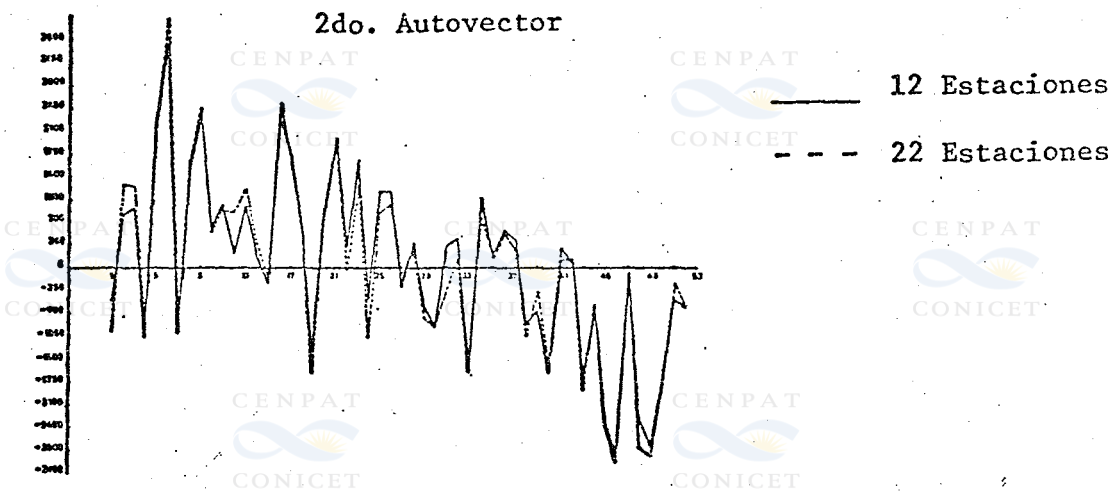
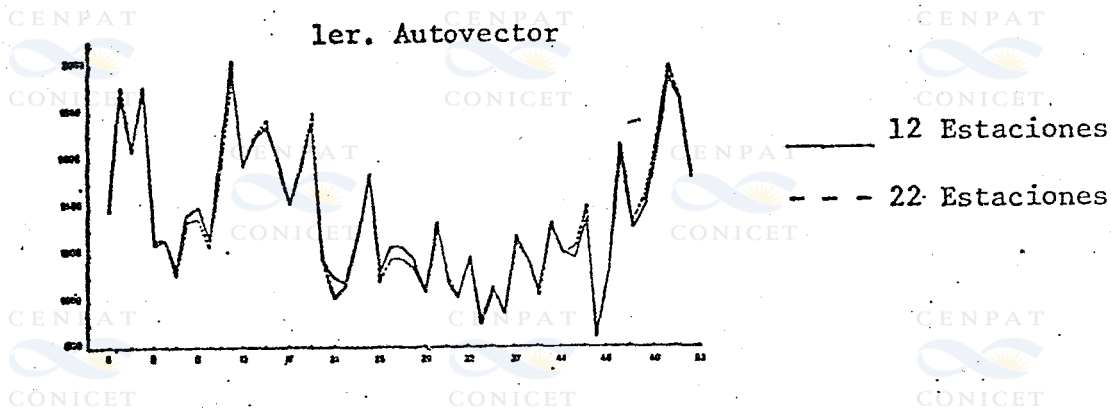


Figura 2

Ubicación de estaciones de observación de viento usadas en este estudio. Son identificadas por el índice de la WMO o por el código del aeropuerto.

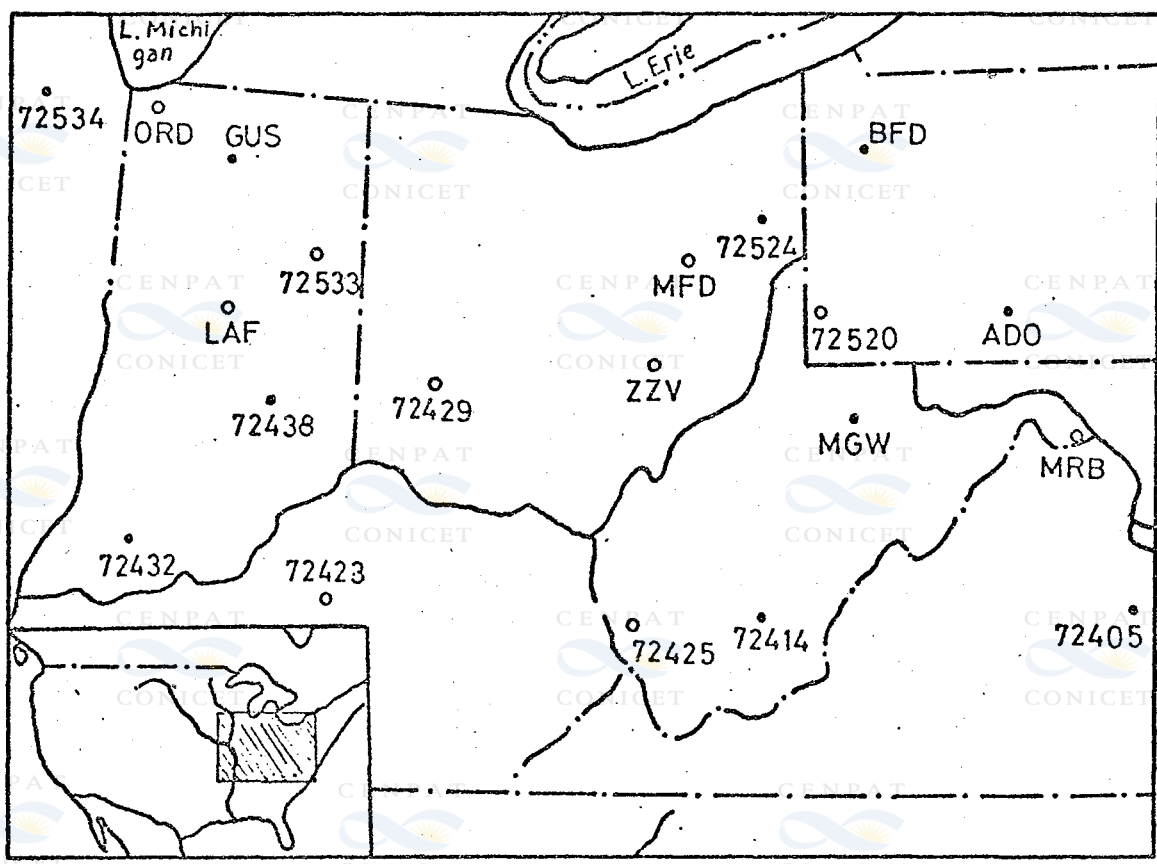


FIG. 3



ESTACIONES= 20 VARIABLE= 1 INTERVALO= 1 -52
 LAS ESTACIONES SON=

N= 12 HUECOS=	4	5	6	7	9	10	11	14	15	24	25	27	28	30	31	34	35	36	37	39
10.	9.	9.	11.	11.	10.	8.	9.	9.	8.	11.	7.	6.	10.	9.	8.	7.	8.	7.	8.	7.
10.	10.	12.	11.	11.	10.	11.	11.	9.	9.	12.	8.	9.	10.	8.	10.	7.	8.	7.	8.	7.
10.	10.	9.9999.	10.	11.	9.	8.	8.	9.	11.	8.	9.	12.	8.	10.	6.	9.	8.	8.	8.	8.
11.	10.	11.9999.	11.	11.	10.	9.	10.	10.	11.	9.	8.	11.	9.	8.	7.	7.	7.	7.	7.	7.
8.	7.	10.9999.	8.	8.	9.	7.	6.	7.	6.	7.	9.	8.	8.	9.	8.	10.	7.	6.	5.	5.
7.	7.	8.9999.	5.	9.	8.	6.	5.	6.	8.	5.	8.	11.	5.	11.	5.	7.	6.	7.	6.	6.
7.	6.	6.9999.	7.	7.	6.	6.	5.	6.	9.	5.	4.	8.	5.	7.	3.	5.	5.	5.	5.	5.
9999.	7.	7.9999.	5.	7.	6.	5.	3.	6.	7.	5.	6.	8.	6.	9.	5.	7.	7.	7.	7.	7.
9999.	9.	8.9999.	8.9999.	7.	6.	7.	9.	9.	9.	7.	6.	9.	7.	8.	6.	7.	7.	7.	7.	7.
8.	8.	8.9999.	8.9999.	7.	6.	9999.	7.	9.	6.	5.	9.	7.	9.	7.	9.	5.	7.	7.	7.	7.
8.	9.	8.9999.	9.9999.	8.	6.	9999.	7.	9.	7.	6.	9.	9.	9.	8.	6.	9.	7.	9.	9.	9.
10.	11.	11.9999.	11.9999.	10.	13.	9999.	9.	13.	9.	9.	11.	9.	11.	9.	11.	7.	9.	9.	9.	9.
9999.	8.	8.9999.	9.9999.	11.	9.9999.	9.9999.	11.	9.9999.	9.	10.	7.	8.	11.	8.	10.	6.	7.	8.	8.	8.
9999.	11.	10.9999.	12.9999.	9.	9.9999.	10.	14.	9.	8.	12.	10.	9.	8.	12.	10.	9.	8.	8.	9.	9.
9999.	10.	10.	11.	12.9999.	10.	10.9999.	10.	12.	8.	10.	11.	10.	10.	9.	6.	7.	7.	7.	7.	7.
9999.	9.	10.	9.	10.9999.	8.	8.9999.	10.	9.	8.	8.	10.	8.	10.	8.	10.	7.	8.	8.	9.	9.
9999.	8.	8.	8.	7.9999.	9.	6.9999.	8.	10.	7.	7.	10.	7.	11.	4.	7.	7.	11.	4.	7.	7.
9999.	8.	9.	9.	9.9999.	10.	8.9999.	9.	11.	7.	8.	13.	7.	10.	4.	7.	10.	4.	7.	8.	8.
9999.	10.	9.	10.	11.9999.	7.	8.9999.	10.	11.	7.	7.	12.	9.	7.	6.	8.	7.	6.	8.	7.	7.
9999.	8.	7.	8.9999.9999.	8.	7.9999.	8.	9.	6.	6.	10.	6.	8.	6.	8.	6.	6.	5.	6.	5.	6.
6.	6.	6.	7.9999.9999.	6.	6.	4.	6.	7.	6.	5.	7.	5.	8.	4.	5.	5.	4.	5.	5.	5.
6.	6.	6.	6.9999.9999.	5.	5.	5.	6.	7.	5.9999.	7.	4.	7.	3.	4.	7.	3.	4.	5.	5.	5.
8.	7.	7.	7.9999.9999.	7.	6.	5.	7.	8.	6.9999.	8.	7.	10.	4.	7.	6.	7.	6.	7.	6.	6.
8.	7.	6.	8.9999.	11.	8.	7.	8.	8.	10.	5.9999.	11.	5.	10.	3.	7.	7.	7.	7.	7.	7.
8.	6.	7.	7.9999.	8.	6.	5.	6.	7.	9.	7.	4.	7.	6.	8.	5.	7.	7.	7.	7.	7.
8.	7.	6.	8.	7.	7.	5.	6.	6.	8.	4.	4.	7.	5.	9.	5.	6.	6.	6.	6.	6.
8.	7.	6.	7.	8.	5.	5.	6.	6.	7.	4.	5.	8.	5.	8.	4.	6.	5.	6.	6.	6.
8.	8.	6.	8.	8.	6.	5.	6.	7.	8.	5.	4.	8.	6.	8.	5.	6.	6.	6.	6.	6.
6.	5.	5.	7.	6.	7.	4.	4.	4.	4.	7.	2.	4.	7.	5.	7.	3.	4.	5.	5.	5.
9.	8.	7.	8.	8.	7.	6.	5.	6.	9.	6.	4.	9.	8.	8.	4.	6.	4.	6.	6.	6.
12.	8.	6.	8.	8.	7.	5.	6.	5.	6.9999.	4.	4.	7.	6.9999.	4.	5.	6.	5.	6.	6.	6.
7.	7.	6.	6.	7.	6.	5.	4.	3.	5.9999.	5.	4.	6.	5.9999.	3.	5.	3.	5.	3.	3.	3.
7.	7.	6.	7.	7.	6.	5.	4.	7.9999.	4.	4.	8.	5.9999.	4.	4.	5.	9999.	2.	4.	5.	4.
7.	6.	5.	6.	6.	7.	4.	4.	4.	5.9999.	4.	4.	7.	4.9999.	2.	5.	4.	5.	4.	4.	4.
9.	7.	6.	6.	6.	6.	5.	5.	3.	6.9999.	5.	5.	6.	7.9999.	3.	5.	6.	5.	6.	6.	6.
9999.	5.	4.	6.	6.	7.	6.	5.	3.	5.9999.	3.	4.	7.	4.9999.	3.	4.	3.	4.	3.	4.	3.
9999.	6.	5.	9.	7.	7.	7.	7.	5.	6.9999.	6.	6.	8.	6.9999.	4.	5.	4.	5.	4.	5.	4.
9999.	8.	5.	7.9999.	8.	6.	5.	6.	8.9999.	5.	5.	8.	6.9999.	5.	8.	6.9999.	2.	6.	6.	6.	6.
9999.	6.	5.	7.9999.	6.	6.	4.	4.	5.9999.	4.	5.	7.	5.9999.	2.	5.	4.	2.	5.	4.	4.	4.
9999.	7.	6.	9.9999.	9.	7.	7.	5.	8.9999.	5.	4.	8.	7.9999.	3.	6.	5.	3.	6.	5.	5.	5.
9999.	7.	7.	8.9999.	8.	6.	8.	5.	7.9999.	5.	5.	8.	6.9999.	3.	6.	6.	6.	6.	6.	6.	6.
9999.	8.	8.	7.9999.	8.	6.	6.	5.	7.9999.	5.	6.	11.	6.9999.	4.	7.	6.	4.	7.	6.	6.	6.
9999.	8.	8.	10.	9.	10.	7.	7.	7.	9.9999.	6.	5.	10.	8.9999.	3.	6.	4.	6.	4.	4.	4.
9999.	6.	5.	7.	5.	7.	4.	5.	4.	5.9999.	4.	3.	7.	5.	5.	1.	4.	3.	3.	3.	3.
9999.	7.	5.	8.	6.	8.	4.	5.	5.	6.9999.	4.	3.	9.	5.	6.	1.	6.	4.	4.	4.	4.
9999.	10.	7.	9.	9.	10.	6.	7.	7.	10.	9.	5.	5.	12.	7.	7.	3.	7.	7.	7.	7.
9999.	8.	7.	9.	10.	10.	8.	8.	7.	9.	9.	6.	6.	10.	10.	8.	3.	7.	6.	6.	6.
9.	9.	9.	11.	9.	9.	8.	9.	8.	9.	10.	6.	7.	9.	8.	8.	3.	7.	7.	7.	7.
11.	10.	8.	11.	11.	11.	7.	8.	9.	11.	11.	7.	5.	12.	8.	7.	3.	7.	7.	7.	7.
11.	13.	12.	14.	17.	11.	10.	10.	11.	11.	12.	9.	8.	12.	11.	10.	9.	9.	8.	8.	8.
12.	11.	11.	13.	13.	10.	11.	10.	11.	11.	13.	9.	11.	11.	9.	11.	7.	8.	8.	8.	8.
9.	10.	9.	10.	11.	9.	8.	8.	9.	9.	10.	7.	7.	9.	8.	9.	5.	7.	7.	6.	6.

FIG. 4

CARACTERISTICAS FISICO-QUIMICAS DE LAS AGUAS SUBTERRANEAS DE LA PROVINCIA DEL CHUBUT.

Lic. María del Carmen Scapini
Lic. Jorge D. Orfila
Dirección de Protección Ambiental
Ministerio de Economía, Servicios y Obras Públicas
Provincia del Chubut

RESUMEN

Se presenta información de parámetros hidroquímicos extractados del banco de datos en formación que la Dirección de Protección Ambiental viene organizando desde 1979, subsidiada por la Secretaría de Estado de Ciencia y Técnica.

Los valores de macrocomponentes que caracterizan y definen su uso posterior son presentados, así como hipótesis sobre sus variaciones en las aguas subterráneas de la Provincia.

Los componentes tóxicos flúor y arsénico son especialmente señalados, y delimitados los departamentos en que se encuentran.

Conclusiones y recomendaciones de complementación del presente trabajo con estudios hidrogeológicos son formuladas.

1. INTRODUCCION

El trabajo aquí expuesto forma parte de un programa de estudio de la calidad físico-química de las aguas naturales de la Provincia, subsidiado por la SECYT en dos oportunidades.

No existían trabajos anteriores tendientes a la obtención hidroquímica sistemática, coherente, clasificada y ordenada para su fácil manejo sino sólo análisis aislados de OSN y de la Dirección de Minas.

Surgió entonces la necesidad de este programa cuya finalidad específica es "crear un banco de datos que permita manejar dicha información con un óptimo aprovechamiento en posteriores estudios que se realicen".

O sea, hacía falta llenar ese vacío de información básica necesaria para el desarrollo provincial. Basta decir que la serie de libros de *Recursos Naturales del CFI (1962)* destacaba la falencia de datos químicos en la Provincia y que la publicación del *Ing. Trelles (1972)* exhibe sólo siete análisis completos y de aguas superficiales.

El trabajo de recopilación de los datos existentes y de campañas de muestreo arranca en 1979. Mucha información se estaba ya recopilando desde 1976 dado que nuestro laboratorio (el de la Dirección de Protección Ambiental) realizaba análisis químicos de aguas para organismos provinciales: el banco de datos se acrecentó y en 1981 ya dispone de más de 240 fuentes de aguas subterráneas analizadas.

El presente trabajo, extracto de ese total, tiende a dar un pantallazo o imagen global de la calidad físico-química de las aguas subterráneas provinciales. Las variaciones estacionales o aquellas relacionadas con la intensidad del aprovechamiento del acuífero todavía no

pueden ser evaluadas ya que la cantidad de información aún no lo permite. No obstante permitirá al Centro Nacional Patagónico contar con información necesaria para estudios relacionados con el tema de desalación por ósmosis inversa; diseñar equipos, evaluar las necesidades de energía de bombeo y evaluar los costos de inversión inicial y operativos.

2. METODOLOGIA

Ante una falta de información sobre la ubicación y extensión de los acuíferos el muestreo trató de cubrir equilibradamente los distintos departamentos de la Provincia, acentuando la densidad de la red de muestreo donde la actividad humana así lo sugería.

En general, se trató de seguir la metodología propuesta por la *U.S. Geological Survey* y los trabajos de *John Hem* en particular.

En una primera etapa, con el objeto de tener un conocimiento básico de las características de las aguas, se analizaron los macro-componentes : éstos permitirán su clasificación, una primera aproximación sobre las aptitudes para su uso y extrapolaciones de carácter hidrogeológico. Para completar esa idea se determinan otros parámetros como ph, nitritos, nitratos, amonio, dureza, turbiedad y los tóxicos principales : arsénico y flúor.

Se dejó para una segunda etapa el análisis de metales pesados, materia orgánica, gases disueltos y la influencia de las actividades humanas sobre la calidad.

Para el análisis se siguieron las técnicas del *Standard Methods* de la AWWA. Para nitratos y flúor se usaron electrodos específicos.

En fichas diseñadas a tal efecto, además de información hidroquímica se vuelcan datos como ubicación geográfica, características hidrogeológicas, datos meteorológicos, usos actuales y potenciales, etc. . Se coloca también la elaboración de los datos : sus clasificaciones, balances de equivalentes, diagramas verticales y circulares, etc. .

La mayor dificultad se observa en la obtención del dato de caudal extraíble de un pozo o perforación.

Toda la información hidroquímica citada puede ser compatibilizada con estudios hidrogeológicos realizados o a realizarse o con datos de información satelitaria.

3. RESULTADO Y CONCLUSIONES

La Provincia del Chubut presenta tres zonas geográficas que habitualmente se clasifican en occidental o húmeda, oriental o árida y una central o de transición. Las tres poseen características ambientales distintas.

En la primera, los recursos hídricos superficiales y subterráneos son abundantes en correlación con una mayor precipitación pluvio-nival : la cuenca del Senguer-Río Mayo-Genoa, la inmensa cuenca del Futaleufú formada por decenas de cursos y lagos. Las subterráneas no son tampoco un recurso desdeñable : su cantidad y calidad las hacen muy requeridas para abastecimiento de agua potable.

El origen de estas aguas, casi todas originadas por la abundancia de lluvias y el derretimiento de nieve en la zona, concuerda perfectamente con los valores de sólidos totales disueltos (STD). En los departamentos de Cushamen, Futaleufú y Río Senguer están en un rango de 70 a 340 mg/lit. .

La zona de transición con fuerte precipitación nival y escasa pluvial muestra ya una me-

nor riqueza hídrica : afluentes del río Senguer y del río Chubut y capas de agua subterránea no tan abundantes ni poco profundas. Veamos los datos de STD : los del Este de Languiño y de Cushamen, Oeste de Paso de Indios y de Gastre presentan valores hasta 700 mg/lit. y los bajos valores encontrados corresponden a pozos de subalveo de los ríos Chubut, Senguer, Genoa y arroyos de Gastre.

Finalmente la zona árida o centro oriental con una casi total carencia de cursos superficiales, precipitación escasa y aguas subterráneas en cantidad y calidad inferiores es la más extensa de la Provincia. Aquí los STD aumentan hasta valores de miles de miligramos por litro. O sea las aguas se vuelven salobres y hasta definitivamente salinas. Hay sin embargo valores atípicos : como los de 197 a 22 mts. en Mártires (M4), el de 845 mg/lit. en Paso de Indios o el de Biedma B9 con 740 mg/lit. para 13 mts..

Es decir que aguas de bajos STD se encuentran en toda la provincia : aún en la costa en subalveos de los cursos intermitentes (como por ejemplo el Arroyo Perdido y el Chico), en pozos hechos en los faldeos en Camarones o en aguas de reciente infiltración y captadas en médanos.

Lo inverso no es cierto : no se encontraron aguas salobres en la cordillera. Aquí se nota la incidencia de rocas de difícil solubilización y de la abundante precipitación existente.

En general, los valores de STD van desde un mínimo de 72 mg/lit. en Río Senguer (RS2) hasta 33.300 mg/lit. en Rawson.

Si observamos los valores y comparamos de la zona Norte con los del Sur nos veríamos inclinados a decir que para una misma longitud tenemos en cordillera una menor salinidad en el Norte mientras que esta relación se invierte en la zona oriental. Esto no es totalmente cierto al menos en el primer caso pues entran a pesar las profundidades de los puntos de muestreo. Sin embargo en el segundo caso (zona oriental) vemos que a iguales profundidades tenemos mayor concentración de sales en las fuentes del Norte. Veamos como ejemplo los valores de la muestra 2 de Florentino Ameghino de aproximadamente 2590 mg/lit. con la de Gaiman de 9864 mg/lit., ambas con profundidad similares de 25 mts.. O inclusive para profundidades menores encontramos mayor cantidad de sales en el Norte que en el Sur. Vemos que la muestra 3 de Biedma tiene 6032 mg/lit. a 20 mts. mientras que la de Florentino Ameghino (FAI) tiene 2613 a 75 mts..

Pero también en lo referente a la influencia de la profundidad se debe ser cauto en las extrapolaciones a realizarse. Pues si bien por lo general se cumple que en un área dada el agua de un pozo de mayor profundidad será más mineralizado que uno menos profundo, esto frecuentemente se invierte en la zona de Este. Así en las muestras de Gaiman G6 y G7, en un mismo pozo la capa inferior es menos salina (5445 mg/lit. contra 6568 mg/lit.). Lo mismo ocurre en las muestras 3 y 4 de Gaiman, donde tenemos 9152 mg/lit. para 11 mts. y 8704 mg/lit. en 43 mts..

Pasamos ahora a analizar cada ión en particular. Como es lógico cada macrocomponente de la salinidad presenta la misma tendencia que vimos anteriormente de aumento de valores hacia la costa. Pero donde más se visualiza esto es en las concentraciones de cloruros. Este es el único ión del grupo de los halógenos que puede ser considerado macrocomponente y sus valores van desde un mínimo de 1,7 mg/lit. en cordillera (muestra 7 de Cushamen) hasta un máximo de 18,300 mg/lit. en Rawson (Rw2). En cuanto a la explicación del mínimo, vale aquí lo que dijimos anteriormente para salinidad en cuanto al origen de las aguas en cordillera y su escurrimiento por rocas pobres en aporte de sales. Mientras que los altos valores en el Este, debemos relacionarlos con el intercambio marino ya sea actual, como en pozos muy cercanos a la costa (B7 y B11) donde se produciría infiltración marina (vemos que también la relación $Ca/Mg < 1$) o antiguo como en aquellas freáticas o confinados en contacto con sedimentos marinos, o en aguas connatas.

Los sulfatos hallados varían desde 0 mg/lit. en Nueva Lubecka hasta 4200 mg/lit. en Gaiman (G11). Su variación hacia el Este no es tanta como ocurría con cloruros : 10^3 veces y en Cl es 10^4 . Esto se puede explicar nuevamente aceptando la existencia de aguas connatas de origen marino o por infiltraciones oceánicas (en agua de mar la relación Cl/SO₄ es de 10).

El tercer macrocomponente estudiado es bicarbonato-carbonato. Hay mayoría de aguas bicarbonatadas en cordillera y tienden a ser cloruradas al acercarnos al Centro y Este. En general las aguas son neutras o ligeramente alcalinas.

Con respecto al sodio y potasio, vemos que la relación entre ambos cationes alcalinos sigue la regla general. El sodio aumenta nuevamente de cordillera (mínimo 2,2 mg/lit. en Lago Puelo) hasta 10.000 mg/lit. en Rawson, o valores de gramos en muchas aguas profundas en Departamento Gaiman.

Analicemos los datos de tres parámetros íntimamente relacionados entre sí : dureza, calcio y magnesio. La primera tiene importancia en cuanto al uso industrial del agua; en la Provincia varía tremendamente desde 0,6 ° F en aguas cordilleranas hasta 701° F en aquellas profundas fuertemente mineralizadas. Pero realmente este parámetro no aporta mayores indicaciones sobre la naturaleza de las aguas desde un punto de vista hidrogeológico. Analicemos mejor sus componentes básicos o sea calcio y magnesio, por separado y aún mejor la relación de uno a otro (Ca/Mg).

Los valores de Ca van desde 0,8 mg/lit. en Mártires-8 hasta 1172 mg/lit. en Mártires-1. Los de Mg van de vestigios en Sarmiento (S2) hasta 1330 mg/lit. en Rawson (Rw2). En cuanto a la relación entre miliequivalentes por litro de ambos se mantiene dentro de los valores normales variando por lo general entre 5 a 1 y 1 a 1. Se presentan algunos valores que se escapan a estos, superándolos hasta 10 a 1 o invirtiéndose como ocurre en aguas de la zona costera donde encontramos una relación de 1 a 5 y aún de 1 a 10. Aquí se trata nuevamente de pozos con filtraciones marinas ya mencionadas.

Por otra parte sabemos que en la mayoría de las aguas de bajos o moderados STD, el contenido de Mg es considerablemente menor que el de Ca, que altos valores de la relación Ca/Mg sugieren que el agua ha estado en contacto con zonas ricas en carbonato de calcio o yeso, mientras que bajos valores de esta relación sugirirían la disolución de silicatos de magnesio o que rocas dolomíticas han sido atacadas.

TOXICOS

Otro de los aspectos más importantes que se estudiaron fue la presencia de tóxicos naturales como flúor y arsénico.

Se les dió preponderancia especialmente en aguas que eran destinadas al consumo humano. Con respecto al arsénico se encontraron por lo general valores inferiores a lo aconsejado en aguas de bebida 0,04 mg/lit., pero se encontraron concentraciones superiores especialmente en los Departamentos de Paso de Indios, Biedma, Ameghino y Mártires, con un máximo en este último de 1 mg/lit.. Dada la importancia del arsénico en el agua para consumo humano y los datos obtenidos hasta la fecha, se concluyó en que es necesario obtener un número mayor de muestras en los casos positivos de manera de mejorar la confiabilidad de los resultados.

Por otra parte el fluor se presentó en concentraciones inferiores a 0,1 mg/lit. (especialmente en la zona cordillerana) hasta un máximo de 9,8 mg/lit. en el Departamento de Mártires (M7). Nuevamente la zona oriental es la que presenta mayor abundancia de valores altos, como ser en los Departamentos de Biedma, Ameghino, Escalante, Mártires, Paso

de Indios y Gaiman.

Análogo al caso de arsénico se puntualiza la importancia de seguir analizando este parámetro en todo el territorio provincial.

Recordemos que fluor por arriba de 1,8 mg/lit. ya es tóxico para el ser humano y por arriba de 5 mg/lit. para el ganado ovino. Por otra parte también la carencia es indeseable. En cuanto a arsénico por arriba de 1 mg/lit. ya no es recomendable para el ganado.

OTROS

Para finalizar podemos mencionar otros parámetros analizados pero no presentados en tablas.

Los análisis de boro en algunas zonas en particular y en aguas de bajo STD arrojaron datos que no superan el límite de 1 mg/lit. lo que hace a esas aguas aptas para riego en lo que a ese parámetro se refiere.

Nitratos, nitritos y amonio se analizaron en todas las aguas destinadas al consumo humano obteniéndose por lo general valores dentro de los internacionalmente recomendados.

Haciendo referencia a los datos de dióxido de silicio se encontraron valores siempre por debajo de 80 mg/lit..

Considerando los valores de ph podemos decir que se trata de silicatos solubles.

4. CONCLUSIONES - RECOMENDACIONES

De todo lo antedicho se puede extraer :

- a) Aguas dulces se pueden encontrar aunque dispersas en toda la Provincia, aunque no con el caudal deseado.
- b) Esas aguas aptas aparentemente, pueden contener tóxicos en cantidades significativas.
- c) Es necesario seguir evaluando la cantidad y ocurrencia de esos tóxicos, e incluso sumarle vanadio pues los resultados han superado lo esperado.
- d) Las aguas salobres constituyen la mayor proporción de los datos obtenidos.
- e) Se recomienda mayores esfuerzos para cuantificar el recurso aguas subterráneas mediante sostenidos estudios de hidrogeólogos, que amplíen nuestro conocimiento sobre ubicación, extensión, velocidad de escurrimiento, caudales extraíbles, etc..

5. REFERENCIAS

1. Windhausen A., 1926 : Informe sobre las posibilidades existentes para el aprovisionamiento de agua en Puerto Camarones.
2. Serie Evaluación de Recursos Naturales de la Argentina : Recursos Hidráulicos Subterráneos. 1962. Consejo Federal de Inversiones. Tomo IV, Vol. 1 y 2.
3. Bentall, Ray. 1968. Métodos para la recopilación e interpretación de datos sobre aguas subterráneas. U.S. Geological Survey, Edición de Agencia para el Desarrollo Internacional. México.
4. Cambra, H.. 1968. Perforaciones, perfiles y otros datos técnicos de las aguas subterráneas del Chubut. IDES.
5. Trelles, R.. 1972. Química de las aguas de la República Argentina.



6. Catalán Lafuente, J.. 1969. Química del agua. Edición Blume.
7. Hem, J.. 1959. Study and Interpretation of the Chemical Characteristic of Natural Water. Geol. Survey water Supply. Paper 1473, Washington.
8. Custodio, E. ; Llamas, M.. 1976. Hidrología Subterránea. Tomo I, Ed. Omega.
9. Archivo de perfiles y datos técnicos de perforaciones de la Dirección de Recursos Hídricos - MESOP - Provincia del Chubut.
10. Orfila, J.. 1981. Informe sobre características físico-químicas y posibilidades de uso de las aguas de Camarones. (Septiembre 1981).



CUADRO Nro. 1
METODO DE PENMAN
COMPARACION DE RESULTADOS

TERMINO DE RADIACION

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiemb.	Octubre	Noviemb.	Diciemb.
SAN JUAN	4.76	4.17	3.11	1.87	1.03	0.68	0.76	1.25	2.12	3.27	4.19	4.65
NEUQUEN	4.08	3.52	2.55	1.45	0.78	0.27	0.43	0.94	1.67	2.73	3.93	4.65

TERMINO AERODINAMICO

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Octubre	Noviemb.	Diciemb.
SAN JUAN	3.75	3.14	2.47	1.73	1.44	0.81	1.18	1.99	2.57	2.71	3.41	3.96
NEUQUEN	6.71	5.50	4.12	3.15	2.37	1.56	1.66	2.63	3.12	3.34	4.55	7.20

CUADRO Nro. 2

PORCENTAJES MENSUALES

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Octubre	Noviemb.	Diciemb.
%Bubiko	20	16	12	8	5	3	1	1	1	3	11	19
%Tanque A (San Juan)	14	11	10	8	6	3	3	5	7	9	12	12
% Tanque A (Neuquén)	15	13	9	7	4	3	3	5	7	9	11	14

CUADRO N°3
EVAPORACION (mm/Día)

COMPARACION ESTACIONAL

ESTACION : SAN JUAN

	(Tanque Ax07)	GRASSI		PENMAN		SECO y GARMENDIA		(Scian)
	E	E	%	E	%	E	%	
VERANO	7.6	7.3	-5	8.1	+6	8.3	+9	
OTOÑO	4.7	4.8	+1	3.9	-17	4.2	-12	
INVIERNO	2.4	3.2	+33	2.2	-9	2.4	0	
PRIMAVERA	6.0	6.2	+3	6.1	+2	5.2	-13	
ANUAL	5.2	5.4	+3	5.1	-2	5.0	-4	

Nota: Los porcentajes son con respecto al Tanque A.

ESTACION : NEUQUEN

	(Tanque Ax07)	GRASSI		PENMAN		SECO y GARMENDIA		(Scian)
	E	E	%	E	%	E	%	
VERANO	8.2	8.1		10.8		10.8		8.6
OTOÑO	3.4	4.2		4.6		3.5		2.2
INVIERNO	1.5	2.1		2.1		1.9		0.4
PRIMAVERA	5.1	5.7		6.1		5.0		5.4
ANUAL	4.6	4.8		6.1		5.2		4.1

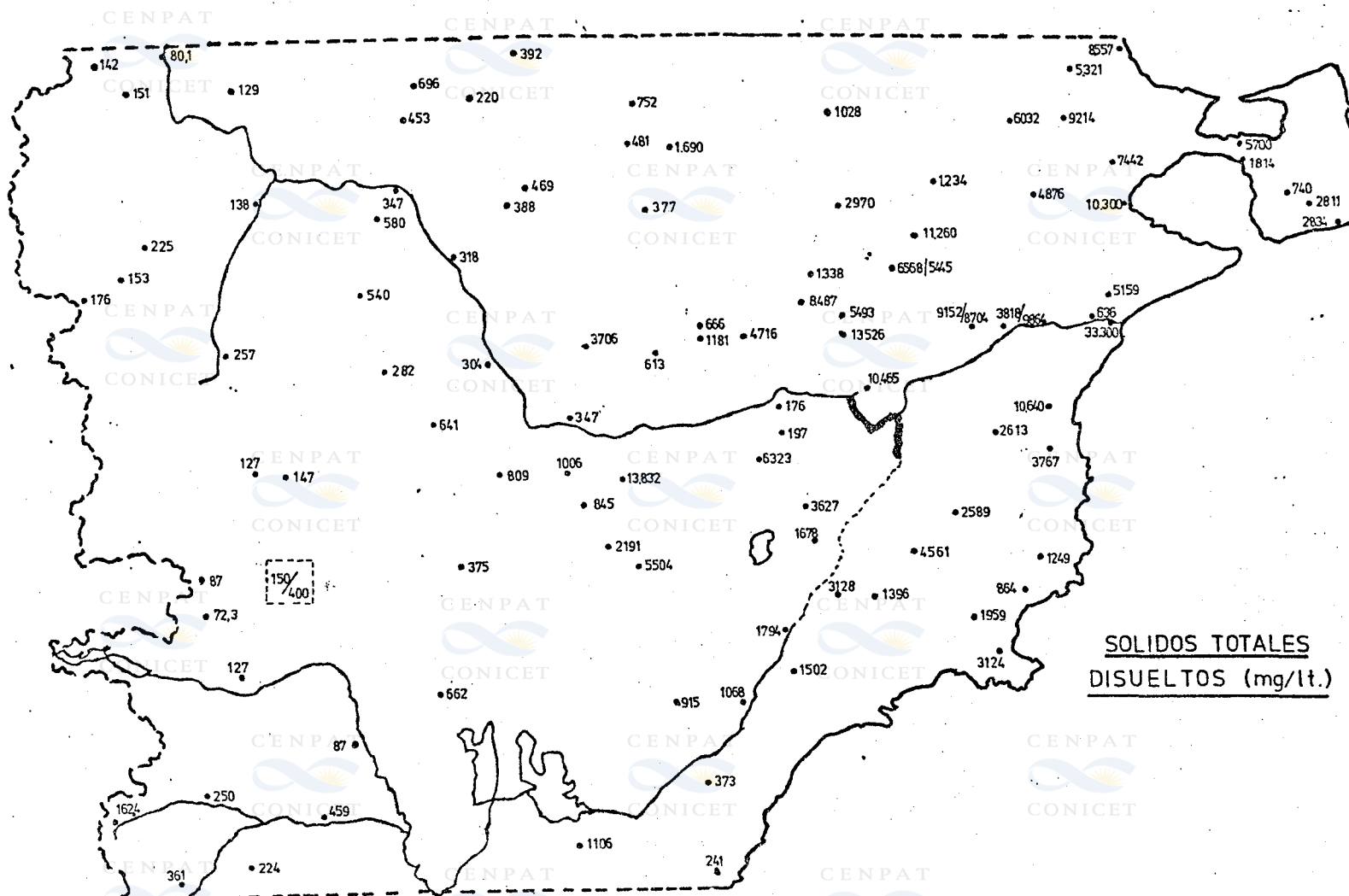
CUADRO N°4
COMPARACION MENSUAL NICET

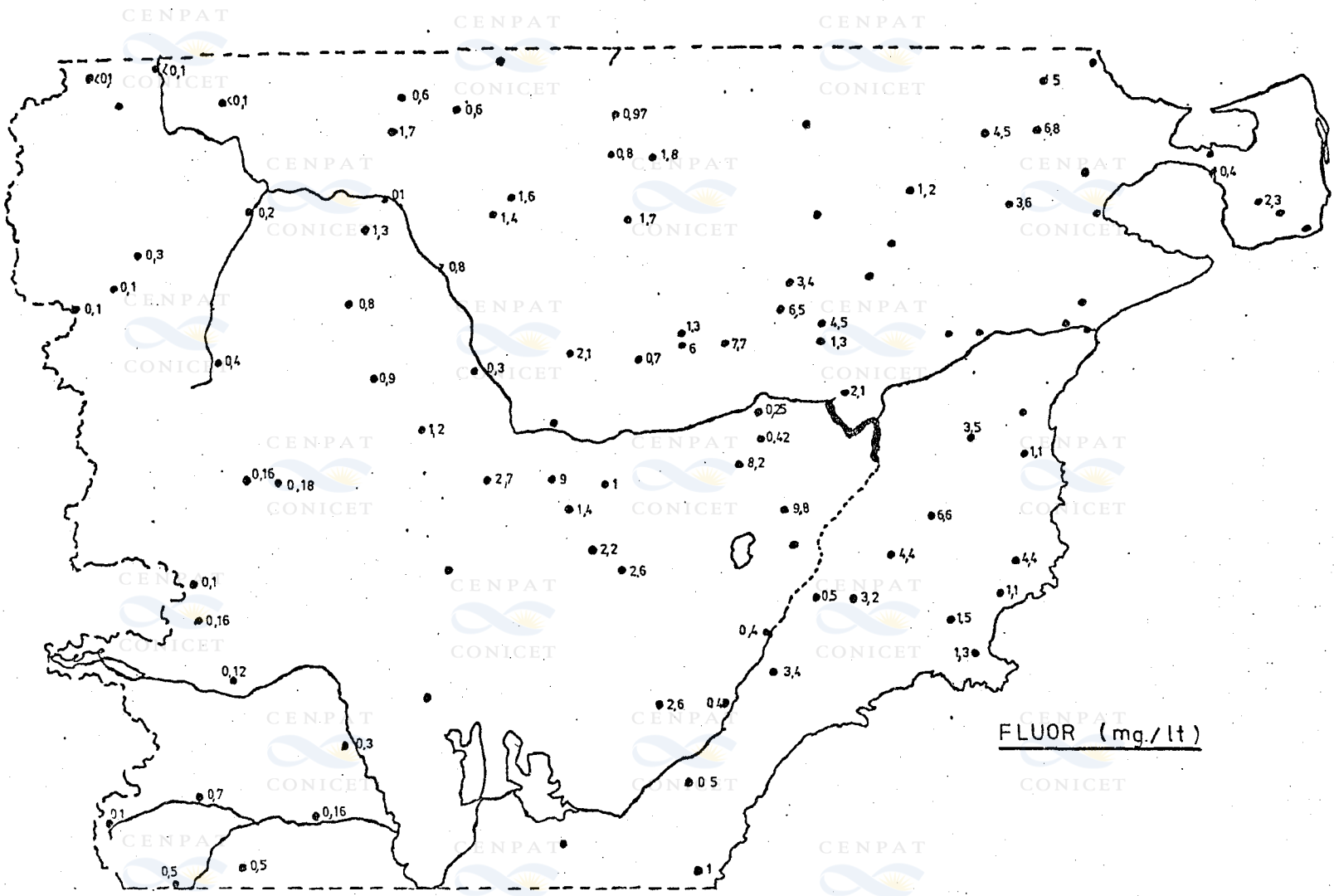
SAN JUAN

	ENERO	FEBR.	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOST.	SEPT.	OCT.	NOV.	DIC.	AÑO
Tanque A x (0.7)	8.0	7.3	6.4	4.8	3.0	2.1	2.2	3.0	4.5	5.8	7.7	7.6	5.2
Penman	8.5	7.3	5.6	3.6	2.5	1.5	1.9	3.2	4.5	6.0	7.6	8.6	5.0
Seco y Garmendia	8.8	7.6	5.9	3.7	2.8	2.0	2.2	2.9	3.6	5.0	6.9	8.5	5.0
Hamon	7.1	6.7	6.1	2.7	1.7	0.8	0.9	2.0	2.8	5.2	6.5	8.0	4.2
Grassi-Christiansen	7.8	7.0	6.0	5.0	3.4	2.5	3.1	4.1	5.4	6.7	6.5	7.0	5.4

NEUQUEN

	ENERO	FEBR.	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOST.	SEPT.	OCT.	NOV.	DIC.	AÑO
Tanque A x (0.7)	8.2	7.2	4.8	3.4	1.8	1.6	1.5	2.4	3.9	5.1	6.7	8.0	4.6
Penman	10.8	8.8	6.7	4.6	3.1	1.8	2.1	3.6	4.8	6.1	8.5	11.8	6.1
Seco y Garmendia	10.8	8.3	5.5	3.5	2.5	1.9	1.9	2.6	3.2	5.0	7.2	10.5	5.2
Hamon	7.9	6.5	4.1	2.7	0.9	0.4	0.4	1.7	3.2	5.2	6.6	8.0	4.0
Grassi-Christiansen	8.1	6.9	5.5	4.2	2.6	2.0	2.1	2.7	3.7	5.7	6.6	7.5	4.9





FLUOR (mg/lt)

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)					S.T.D.	TOXICOS mg/lt.		SiO ₂	CLASIFICACION		PRCF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ =	SO ₄ =	° F	Ca **	Mg **	Na *	K *	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Shchikarov	m's.	
<u>CUS-AVEN</u>																		
1	JI A 11	81,2	135	-	260	28	46	40,4	108	3,5	696	0,01	0,66	60				3
2	JII B 25	20,5	235	-	68	12	13,4	21,7	84	1,7	453	0,02	1,7	30				6
3	JII D 18	4,97	82,3	-	14,8	6,5	20,1	4,1	11	1	138	<0,04	<0,2	1	C ₁ S ₁	bi-ca-so	10	
4	COL. No 115 Pastoril	3,2	88,4	-	5	6	19,6	3,1	10	-	129	nt	<0,1	12				9
5	JIII B 2	2,5	55,2	-	2,7	4	11,5	3,4	4,8	-	80	<0,04	<0,1	20	C ₁ S ₁	bi-ca-na	9	
6	JIII A 7	2,2	104	-	3,0	8,5	22,8	6,6	3,0	-	142	<0,04	<0,1	17,5				5,5
7	JIII B 11	1,7	108	-	5,4	9,0	28,8	4,8	2,4	-	151		0,1					5
<u>IBIQUILCHES</u>																		
1	HII A 14	6,4	96,8	-	6,36	7,4	16,3	7,5	12,1	2	147	<0,04	0,18	15	C ₁ S ₁	bi-ca-na-so	8	
2	HII a 13	5,7	79,4	-	8,3	6,8	15,1	7,1	9,3	0,75	127	nt	0,16	18				7,5
3	HIII e 15	2,1	60,2	-	2,5	4,5	10,5	4,4	4,5	1	87	nt	0,1	15				2,5
4	Nueva Lubecka (16 puntos)	4,97/39	73/220	-	0/ 12	15	-	-	16	-	150/400	-	-	-	-	-	-	-

- 74 -

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)				S.T.D.	TOXICOS mg/lt.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ ⁼	SO ₄ ⁼	° F	Ca ⁺⁺	Mg ⁺⁺	Na ⁺	K ⁺	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Shchikarov	mts.
	TELSEN																
1	AII C 13	330	246	-	235	12	31,2	9,7	380	2,5	1234	< 0,04	1,2	30	C ₃ S ₂	cl-suso	7
2	AII A 18	108	342	21,9	235	36	74,4	42	200	5	1028	-	-	-	C ₃ S ₁	bisuso	
3	AII D 18	786	344	23	1075	106	176	151	580	3	2970				C ₄ S ₂	suciso ma	
4	AI D 4	284	422	-	460	25	40	36	440	8	1690	nt	1,8	36	C ₃ S ₂	su-cl- oi-so	4,5
5	AI D. 2	33,7	269	-	44,9	13,8	30,9	14,2	82	6,5	481	nt	0,8	24			31,5
6	AI A 19	34	503	-	20	23	52,8	23,3	105	14	752	nt	0,97	5	C ₃ S ₁	bi-so- ca	5,5
7	AI D 18	21	221	-	38	14,2	32	15,1	50	-	377	nt	1,7	30	C ₂ S ₁	bi-so- ca	5

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)					S.T.D.	TOXICOS mg/lt.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ ⁼	SO ₄ ⁼	* F	Ca ^{**}	Mg ^{**}	Na ⁺	K ⁺	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Shchukrav	mts.	
	FLORENTINO AMEGHINO																	
1	CIII A 1	800	264	10,1	650	35	80,8	36,2	750	18	2613	0,3	3,5	72	C ₃ S ₂	Cl.su- sc	75	
2	CII B 24	680	256	----	759	16	37,2	16,7	825	8	2589	0,1	6,6	72	C ₃ S ₄	Cl.su- sc	22	
3	CII C 9	1740	218	----	1000	57	136	54,5	1400	12	4561	0,3	4,4	60	C ₄ S ₃	Cl.su- sc	18	
4	CII D 25	420	277	----	220	22	51,6	22,6	380	5	1396	0,04	3,2	60	C ₃ S ₂	Cl.su	10	
5	CII D 23	1220	151	----	625	21	50	20,6	1050	11	3128	nt	0,5	50	C ₄ S ₄	Cl.su- sc	70	
6	CIII A 7	1340	149	----	925	61,5	163	50,5	1100	24	3767	0,04	1,1	60	----	----	69	
7	CIII D 13	370	324	----	132	20,6	47	21,5	335	--	1249	0,04	4,4	24	----	----	18	
8	CIII D 22	225	282	----	78	15	28,8	19,1	225	--	864	nt	1,1	36	----	----	7	
9	DII B 5	545	463	----	300	24,5	47,6	30,6	560	7	1959	0,08	1,5	60	----	----	6	
10	DIII A 11	1353	246	----	430	59	103	80,5	890	5	3124	nt	1,3	40	----	----	12	

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)				S.T.D.	TOXICOS mg/lt.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ =	SO ₄ =	° F	Ca ⁺⁺	Mg ⁺⁺	Na ⁺	K ⁺	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Shekujarev	mts.
	PASO DE INDIOS																
1	CI A19	1500	7110	nt	1100	30	45,2	46	4000	30	13832	nt	1,0	20	C4 S4	Bi-So	80
2	CI D10	420	556	nt	470	35	45,2	56,8	560	3	2191	nt	2,2	40	C3 S2	Su-Cl-Bi So	8
3	CI D12	1620	1045	nt	950	26	45,2	36,3	1800	5	5504	nt	2,6	44	C4 S4	Cl-So	5
4	HI B25	118	310	-	155	14,5	30,8	16,6	205	1,5	845	nt	1,4	36	C3 S1	Bi-Su- Cl-So	2,5
5	HI B14	56	566	-	80	8,3	13	12,2	270	-	1006	0,7	9,0	40	C3 S2	Bi-So	6
6	HI A15	67	328	-	175	18	30,8	25,4	180	-	809	<0,04	2,7	40	C3 S1	Bi-Su-So	4
7	HI D13	7,3	259	12,6	5,5	17	31,7	22	35	2	375	nt	0,6	60	C2 S1	Bi-Ma- Ca-So	
8	HI B4	30,6	169	-	52	10	23,5	9,7	62	0,8	347	nt	0,3	20			10
9	HI D6	10,1	174	2,6	41,7	16	45	12,4	18	-	304	<0,04	0,26	27,5			8,5
10	II D22	30	397	-	46	18	31,2	24,8	112	-	641	nt	1,2	20			4,5
11	II C6	380	1810	74,4	300	17,6	10,4	36,5	1050	45	3706	nt	2,1	10			160
12	BI D8	86	307	-	24,5	9,2	27,2	5,8	145	0,5	613	nt	0,66	18			3

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lit.)				DUREZA	CATIONES (mg/lit.)					S.T.D.	TOXICOS mg/lit.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ ⁼	SO ₄ ⁼	* F	Ca **	Mg **	Na *	K *	mg/lit.	As	F ⁻	mg/lit.	US.Lab.	Sachikarev	mts.	
RAWSON																		
1	BIII B 19	1653	51	-	1621	71,5	181	61	1592	-	5159	-	-	C ₄ S ₄	Cl-Sr-So	183		
2	Ciudad de Rawson.	18300	560	-	2200	701	608	1330	10000	300	33300	-	-	C ₄ S ₄	Cl-So			
3	BIII A 21	65	375	-	17,5	3,2	4,0	5,3	165	4	636	-	-	-	-	-		
SARMIENTO																		
1	G1 A22 Col.Past.Nº54	23,1	468	-	11,5	29	48,4	41,9	65,7	6,5	662	<0,04	1,1	C ₃ S ₁	Bi-Ma-Ca So	4		
2	Col.Sarmiento Chocra 31 YPF	150	488	-	135	22	88	-	245	-	1106	-	-	-	-	-		
PUTALEUFU																		
1	IIII B 1	5,1	145	-	19	9	24,3	6,4	25	0,5	225	nt	0,32	20	-	54		
2	Ciudad de Trevelin	3,3	99	-	13,7	8	21,3	5,9	90	0,7	153	<0,04	<0,1	30	C ₁ S ₁	Bi-Ca-Ma	30	
3	IIII A 18	6,9	121	-	4,78	9	24	7	11,3	0,6	176	nt	0,13	15	-	-		

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)				S.T.D.	TOXICOS mg/lt.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ ⁼	SO ₄ ⁼	° F	Ca ⁺⁺	Mg ⁺⁺	Na ⁺	K ⁺	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Shchikarev	mts.
	<u>GASTRE</u>																
1	JI B1	7,1	274	-	20	22	49,4	22,6	17	2	392	-	-				10,5
2	JI A17	7,44	130	3,3	22,8	9,8	25,4	7,34	23,5	-	220	< 0,04	0,6	34	C2'S1	Bi-Ca-So	52
3	JI C18	10,1	327	-	21,5	24,7	50,4	29,4	28,3	-	469	-	1,6	40			2
4	JI C21	18,7	213	3,6	49,8	15	43,8	10,2	49,3	-	388	< 0,04	1,4	-			22
5	II A8	14,3	187	-	30	12,2	23,2	15,6	40	2	318	nt	0,84	44			
	<u>ESCALANTE</u>																
1	DI B6	333	687	-	230	38	102	31,2	400	7	1794	nt	0,39	50			8
2	DI B16	304	383	2,5	320	11,4	21,2	14,8	440	10,5	1502	< 0,04	3,4	72			6
3	DI E32	75	124	30	20	86	8,2	15,7	92	1	373	nt	0,5	10			18
4	DI A24	131	292	-	200	15	36	13,8	230	1,5	915	0,04	2,6	80			15
5	DI R22	144	402	-	200	24	62,4	20,6	230	5	1068	nt	0,26	60			12
6	Colonia Escalante Chacra 163	23,8	98,6	14,5	26	0,6	1,62	0,48	75	-	241	0,04	1,0	15			60

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)				S.T.D.	TOXICOS mg/lt.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ ⁼	SO ₄ ⁼	° F	Ca ^{**}	Mg ^{**}	Na ⁺	K ⁺	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Schulzky	mts.
	RIO SENGUERR																
1	GII A 1	3,2	48,5		1,5	3,5	6,5	4,96	5,0	-	72,3	nt	0,16	25			4
2	GII A 19	4,2	91		0,5	4,9	12,1	4,4	15	-	127	nt	0,12	15			
3	GIII C 24	3,2	106	2,4	9,1	8,0	23	5,4	12,1	0,4	162	< 0,04	0,1	25	C1 SI	Bi Ca	12
4	GIII C 25	5,03	172		11,2	11,6	33,6	8,03	19,2	1,2	250	< 0,04	0,7	32,4	C2 SI	BiCaSo	16,8
5	FIII B 23	9,2	262		1,3	14	34,7	12,1	41,7		361	< 0,04	0,5	31			10,7
6	FII A 19	9,3	150		4,5	8,5	17	10,8	26	1,5	224	nt	0,5	36			
7	FII B 1	59	176		88	16	42,1	13,1	72	1,5	459	< 0,04	0,16	37	C2 SI	BiSuSo	17,6
8	GII C8	2,3	60,8		2,9	3,2	9,4	2,5	8,3	1	87	< 0,04	0,3	22			4
	LANGUIÑEO																
1	JII C 15	19,2	109	5,4	115	16	49,2	9,0	40,2	0,5	347	nt	0,1	20			5
2	JII C 24	24	357		48	23,4	54,4	23,8	70	3	580	< 0,04	1,3	40			5
3	III B 18	51	254		90	22,6	48,8	25,3	70	1	540	nt	0,8	50			10
4	III C 14	23	151		34	13,2	33,6	11,7	29		282	< 0,04	0,9	36			3
5	III D 10-11	6,4	184		7,5	14,8	37,4	13,1	10,2		257	< 0,04	0,4	38	C2 SI	BiCama	31,7

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)				S.T.D.	TOXICOS mg/lt.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ ⁼	SO ₄ ⁼	° F	Ca ^{**}	Mg ^{**}	Na [*]	K [*]	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Shchigarev	mts.
		1	CAIMAN BIII D2 1° capa	1320	439	nt	675	41	78	53	1225	16	3818	-	-	30	-
2	BIII D2 2° capa	4300	146	nt	1850	154	400	131	3000	37	9864	-	-	-	-	-	25,8
3	BII C4 1° capa	3591	78	nt	2158	124	291	125	2909	-	9152	-	-	-	C4 S4	Cl-Su-So	11
4	BII C4 2° capa	3347	74	nt	2127	105	215	126	2905	-	8704	-	-	-	C4 S4	Cl-Su-So	43
5	BII B2	4514	34	nt	2366	162	571	46	3393	-	11260	-	-	-	C4 S4	Cl-So	93
6	BII A6 1° capa	3024	41	nt	1045	59,8	200	24	2234	-	6568	-	-	-	C4 S4	Cl-So	137
7	BII A6 2° capa	2371	64	nt	955	44,5	152	16	1863	-	5445	-	-	-	C4 S4	Cl-So	266
8	BII A11	100	618	nt	215	4	10,4	4,4	390	-	1338	0,04	3,4	40			5
9	BII A20	4180	432	nt	725	94	304	43,7	2800	2,5	8487	0,1	6,5	15			25
10	BII A22	570	179	nt	2950	88	311	24,2	1450	4,5	5493	0,1	4,5	-	C4 S3	Su-So	12
11	BIII D24	2280	138	nt	4200	221	533	214	2650	85	10640						198

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)				S.T.D.	TOXICOS mg/t.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ ⁼	SO ₄ ⁼	° F	Ca ^{**}	Mg ^{**}	Na ⁺	K ⁺	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Shchukara	mts.
	<u>BIEDMA</u>																
1	AIII B3	3229	59	-	2226	140	338	135	2570	-	8557	-	-	-	-	-	106
2	AIII A6	1620	220	-	1600	37	80,8	40,2	1750	4,5	5321	0,04	5,0	22	C4 S4	C1-Su-S	30
3	AIII A22/23	1840	151	-	1950	99	234	98	1750	4,0	6032	0,7	4,5	44	C4 S3	C1-Su-S	20
4	AIII A25	3340	525	-	2100	75	129	102	3000	11	9214	0,7	6,8	40	C4 S4	C1-Su-S	1,5
5	AIII C9	2460	195	-	2200	142	360	127	2050	50	7442	nt	0,2	80	C4 S4	C1-Su-S	33
6	AIII D18	2000	148	-	1000	76	212	55,9	1450	10	4876	0,04	3,6	20	C3 S4	C1-Su-S	28
7	AIV D3/4	2357	614	-	740	75,6	98,2	124	1766	-	5700	nt	-	-	C4 S4	C1-So	
8	AIV D7	492	256	-	480	38	68	52	437	29	1814	-	0,39	-	C3 S3	C1-Su-S	2
9	AIV C-lote79	86	58,9	-	350	4,1	12,4	2,4	230	-	740	nt	2,09	-			13
10	AIV C 91	1122	300	-	250	21	61	14,7	800	-	2811	-	-	-	C4 S4	C1-So	
11	Faro Pta.Del- gada	1298	279	-	387	58,5	71	99	700	-	2834	-	-	-	C4 S3	C1-So	
12	Pto.Madryn- Cementerio	3330	132	-	3250	196	390	240	2960	-	10300	-	-	-	C4 S4		59

MUESTRA	UBICACION CATASTRAL SEC. FR. LOTE	ANIONES (mg/lt.)				DUREZA	CATIONES (mg/lt.)					S.T.D.	TOXICOS mg/lt.		SiO ₂	CLASIFICACION		PROF.
		Cl ⁻	CO ₃ H ⁻	CO ₃ ⁼	SO ₄ ⁼	* F	Ca ^{**}	Mg ^{**}	Na [*]	K [*]	mg/lt.	As	F ⁻	mg/lt.	US.Lab.	Shchularov	mts.	
	<u>MARTIRES</u>																	
1	BI I D 3	6700	28,2	nt	1750	317	1172	58,1	3800	16	13526	nt	1,3	-	C4 S4	ClSoCa	100	
2	BI I D17	3300	140	nt	3300	112	347	60,5	3300	15	10465	nt	2,1	-	C4 S4	ClSuSo	79	
3	BI CI7-24	6,8	107	nt	15	8,3	21	6,1	20,2	0,5	176	<0,04	0,25	12	C1 S1	BiCaSo	5	
4	CI B 5	6,2	97,4	10,1	17,8	1,2	3,2	1,0	52	3	197	0,04	0,42	-	C2 S1	Ri -So	23	
5	CI B 7-8	488	471	nt	3300	28	80,8	18,6	1950	7	6323	0,04	8,2	-	C4 S4	Su -So	27	
6	CI I D 9	372	559	nt	205	4,8	7,2	7,4	520	-	1678	0,3	7	-	C3 S4	ClBiSo	2	
7	CI I A 21	1160	261	nt	900	12	29	12,2	1250	5	3627	1	9,8	-	C4 S4	ClSuSo	6	
8	BI CI	132	447	39,6	180	0,6	0,8	0,97	380	-	1181	<0,04	6,0	10			9	
9	BI B21	57,5	348	6,5	58,5	4	9,0	4,1	180	2,5	666	0,04	1,3	20			4,5	
10	BI B24	1440	294	22,2	1225	8,2	24	5,3	1700	5	4716	nt	7,7	6			26	

DESALACION DE AGUAS POR OSMOSIS INVERSA USANDO FUENTES DE ENERGIA NO CONVENCIONALES.

Héctor J. Re (*)
Centro Nacional Patagónico
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas

RESUMEN

En la Provincia de Chubut, como así también en el resto de la Patagonia, se presentan en general los mismos problemas con respecto a las fuentes de aguas subterráneas. Las condiciones de alta concentración salina, las hace inaptas para el consumo tanto humano como animal.

En vista de un cuadro tan generalizado y que afecta potencialmente el desarrollo de extensos lugares; se estudia un proceso de desalación que es la ósmosis inversa.

Este proceso, de reciente desarrollo, provee agua pura a partir de agua salobre, haciendo pasar el flujo de las mismas a presión, a través de una membrana que eventualmente podría ser de acetato de celulosa.

Con el objeto de reducir el consumo de energía, se proyectó obtener un equipo de características diferentes a las standardizadas; reduciendo la presión de trabajo a un punto donde el consumo global de energía del equipo de ósmosis inversa resulta entre 1 Kw y 2 Kw.

1. INTRODUCCION

Es bastante conocido, el desarrollo alcanzado en la última década del proceso de ósmosis inversa. Aplicado fundamentalmente en plantas de desalación de aguas con alto contenido salino.

Este proceso, ha logrado tal desarrollo, por el bajo consumo energético para el caudal de agua (pura) con baja concentración salina que pueda entregar. Además, la ventaja de sus componentes y la posibilidad de ampliación inmediata de una planta de proceso así como su manejo mediante controles simples, incentivan su aplicación en diversas actividades.

Por estas razones, se está orientando su aplicación al sur de la República Argentina. Implementando su uso en la Prov. del Chubut, cuyas aguas subterráneas tienen importantes contenidos en flúor arsénico y vestigios de vanadio. Estimando la posible ubicación de equipos de ósmosis inversas, en las zonas ganaderas.

Debido a la escases de energía en estas zonas, así como el bajo costo que deben tener estos equipos, para su accesibilidad se han ensayado a presiones de 7, 10.5 y 14 Kg/cm². Las que difieren de la presión normalizada, de un equipo de los actualmente diseñados, reduciendo así el consumo de potencia y permitiendo usar una bomba de menor tamaño, disminuyendo cuanto sea posible los costos de equipo y energéticos.

(*) *Becario de Iniciación del CONICET.*

Además, es intención ensayar un generador eólico de baja potencia (estimando que podría ser de 2 Kw). Dentro de un marco de usos alternativos de este generador para distintos sumideros de consumo, se acoplaría un desalador de Osmosis inversa.

2. ENSAYOS USANDO MEMBRANAS EN ESPIRALES Y DE FIBRA HUECA

Los ensayos realizados, han sido con las membranas más accesibles comercialmente. Habiéndose usado en un ensayo un módulo en espiral y en una segunda experiencia, un módulo de fibra hueca.

Ambos módulos, poseían un desgaste previo. Razón por la cual, se puede pensar que los resultados obtenidos mejorarían en un porcentaje bastante importante.

Ambas experiencias fueron realizadas trabajando a distintas presiones así como variando las concentraciones.

Trabajando con el módulo en espiral se hizo una corrida a 28 Kg/cm^2 a la máxima concentración. Mientras que con el módulo de fibra hueca las distintas concentraciones fueron tratadas a 7, 10.5, 14 y 28 Kg/cm^2 .

La última presión de 28 Kg/cm^2 es la que poseen los equipos de ósmosis inversa estandarizados. Realizando el ensayo a ésta presión, se logró tener un criterio de comparación, para con respecto a las disminuciones de caudales y también los rechazos trabajando a menores presiones.

3. ECUACIONES DE DISEÑO ELEMENTALES

De las ecuaciones de diseño para ósmosis inversa podemos mencionar la siguiente :

$$F_{\omega} = A (\Delta P - \Delta \Pi) \quad (A = \text{cte. de permeabilidad de la membrana al } H_2O)$$

Pues la misma, desarrollada a partir de la teoría del modelo de fusión-solución; explica el efecto de la disminución de la presión (ΔP) sobre el flujo de agua (F_{ω}), que es lineal según se puede observar.

Mientras que :

$$F_s = B \cdot \Delta C \quad (B = \text{cte. de permeabilidad de la membrana al soluto})$$

Indica precisamente la independencia del flujo de soluto (F_s) con respecto a la presión, pero sí, su dependencia al gradiente de concentraciones. ($\Delta C = C_1 - C_2$).

Por lo tanto, de estas ecuaciones se desprende que al disminuir la presión sobre el flujo de agua que atraviesa la membrana, disminuiríamos también el flujo de permeado (agua desalada, que se obtiene al pasar por las membranas).

Para un mismo flujo de sal con menor flujo de agua a través de la membrana, es evidente que la concentración en el lado del permeado, va a aumentar, disminuyendo así el gradiente ΔC y por ende el flujo de sal.

La disminución del caudal y la importancia del efecto del rechazo, puede observarse en los gráficos respectivos. Señalándose como experiencia 1, la realizada con módulos en espiral y experiencia 2, para el módulo de fibra hueca.

Las siguientes fórmulas han sido usadas en los cálculos de los parámetros :

$$r = \frac{C_b - C_p}{C_b} \cdot 100$$

r = rechazo

C_b = concentración de alimentación

C_p = concentración de permeado

$$R = \frac{Q_p}{Q_f}$$

Q_p = caudal de permeado

Q_f = caudal de alimentación

$$F_p = \frac{Q_p}{A}$$

F_p = flujo de permeado

A = área de la membrana usada

Las características de los equipos usados para ambos ensayos son diferentes. Teniendo en cuenta que se trabajaría a bajas presiones, será posible intercambiar las bombas hidráulicas de alta presión usadas por una de tamaño menor, adecuada a las necesidades del equipo.

EXPERIENCIA 1

Módulo en espiral, con un área membrana de 72 ft² (6,48 m²).

Motor Corradi, potencia nominal de 2 c.v (1,99 Kw) 1415 R.P.M. ,50 H2 , 220 Volts, amperaje 6,33/3, 66 de factos de potencial cos φ = 0.78.

La bomba usada es de desplazamiento positivo, alternativa : con una capacidad de 30 G.P.M. (11,8 lt/min.) presión máxima 700 psi (49 atm.).

El caudal de permeado se corrigió a la temperatura de 25 ° C.

En esta experiencia se han relacionado los ensayos a bajas presiones con la P = 28 Kg/cm² (ver gráfico) designándose :

$$K_1 = \frac{r_{p2}^i}{r_{p1}}$$

r_{p1} = rechazo a 28 Kg/cm²

r_{p2}ⁱ = rechazo a i = (7,10,5,14) Kg/cm²

$$K_2 = \frac{r_{p2}^i}{R_{p1}}$$

R_{p1} = recuperación a 28 Kg/cm²

R_{p2} = recuperación a $i = (7,10.5,14)$ Kg/cm²

EXPERIENCIA 2

El ensayo realizado en este caso con un módulo de fibra hueca, presenta los mismos objetivos que el anterior. No obstante, como se observa en los gráficos, se obtienen mejores rechazos, así como también el caudal es superior.

A continuación se hará una descripción de la bomba y módulo usados.

Se usó un módulo de fibra hueca, cuya superficie de membrana es de $164, 10^4 \text{ cm}^2 = (164 \text{ m}^2)$.

La bomba fue de desplazamiento positivo, a tornillo, arrojando un caudal de 4,7 G.P.M. aproximadamente; pudiéndose levantar presiones hasta de 400 psi.

Para los gráficos de esta experiencia, se tiene :

i = presión de trabajo

r = rechazo

s = valores a 28 Kg/cm²

R = recuperación

ppm = partes por millón

3.- CONCLUSIONES

Tanto en la primer experiencia con módulo en espiral, como la segunda con fibra hueca, es posible observar que a una misma presión la relación de recuperaciones se mantiene más baja que la relación de rechazos. Esto significa que en la medida que trabajamos con presiones bajas se verá afectado fundamentalmente el caudal de obtención de permeado, mientras que el rechazo se mantendrá dentro de órdenes semejantes a los obtenidos en condiciones standard.

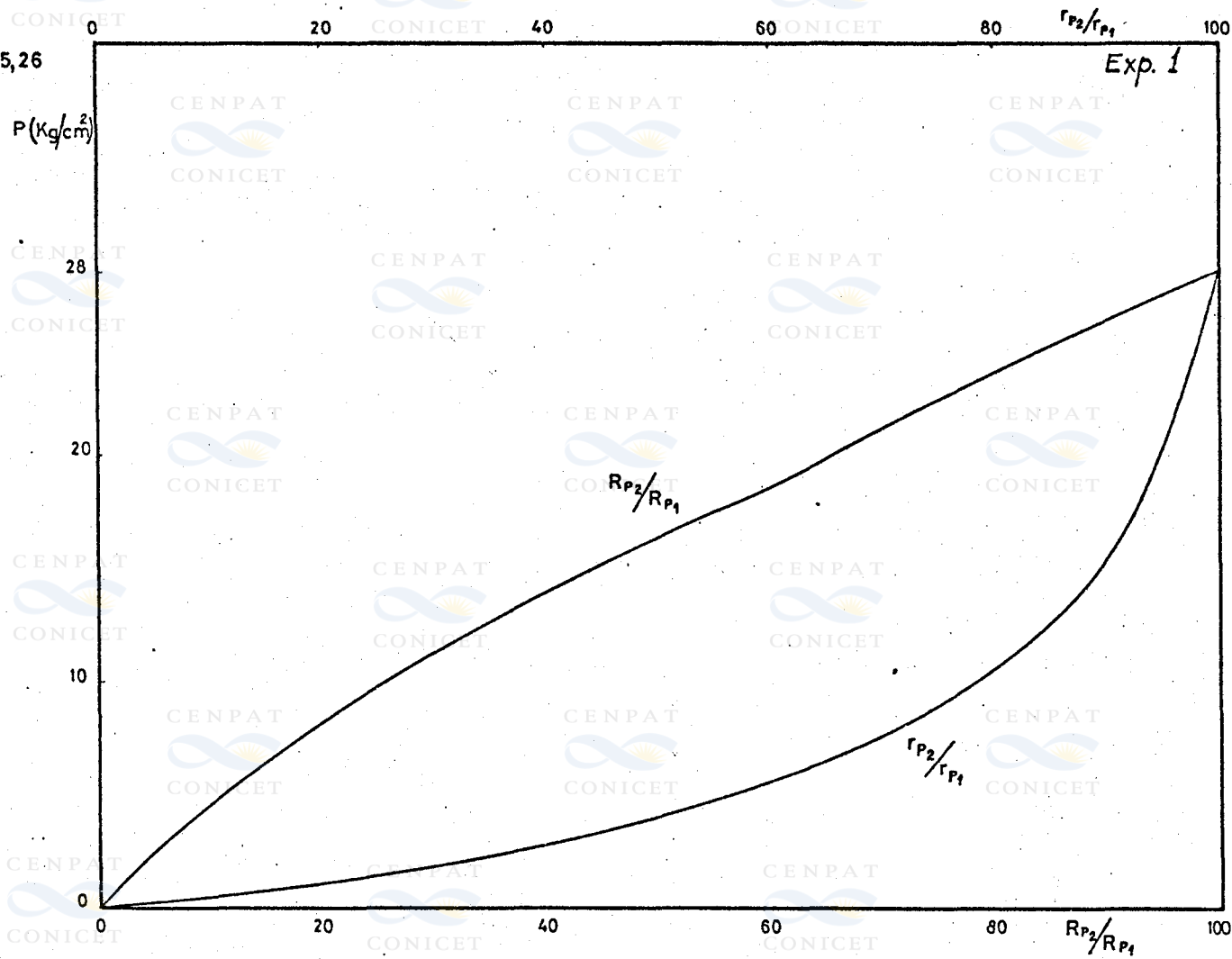
Las conclusiones que se pueden extraer de comparar los gráficos de la primera experiencia con los gráficos de la segunda, es fundamentalmente el logro de mejores resultados técnicos con módulos de fibra hueca.

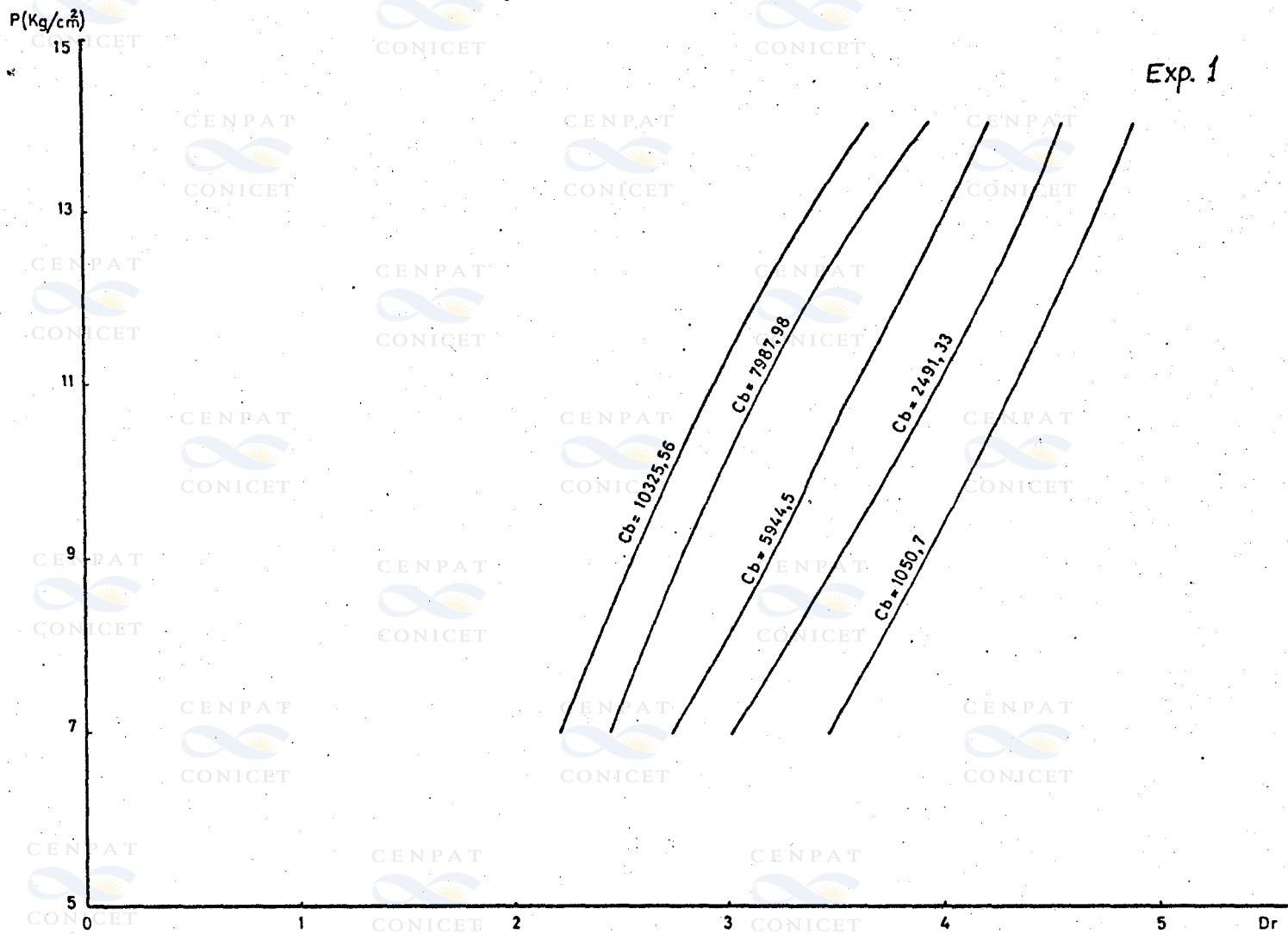
En el mercado los módulos de fibra hueca tienen un costo mayor que los módulos en espiral, pero esto se vé compensado por el alto flujo de permeado que se logra con éstas debido a un área de contacto mayor.

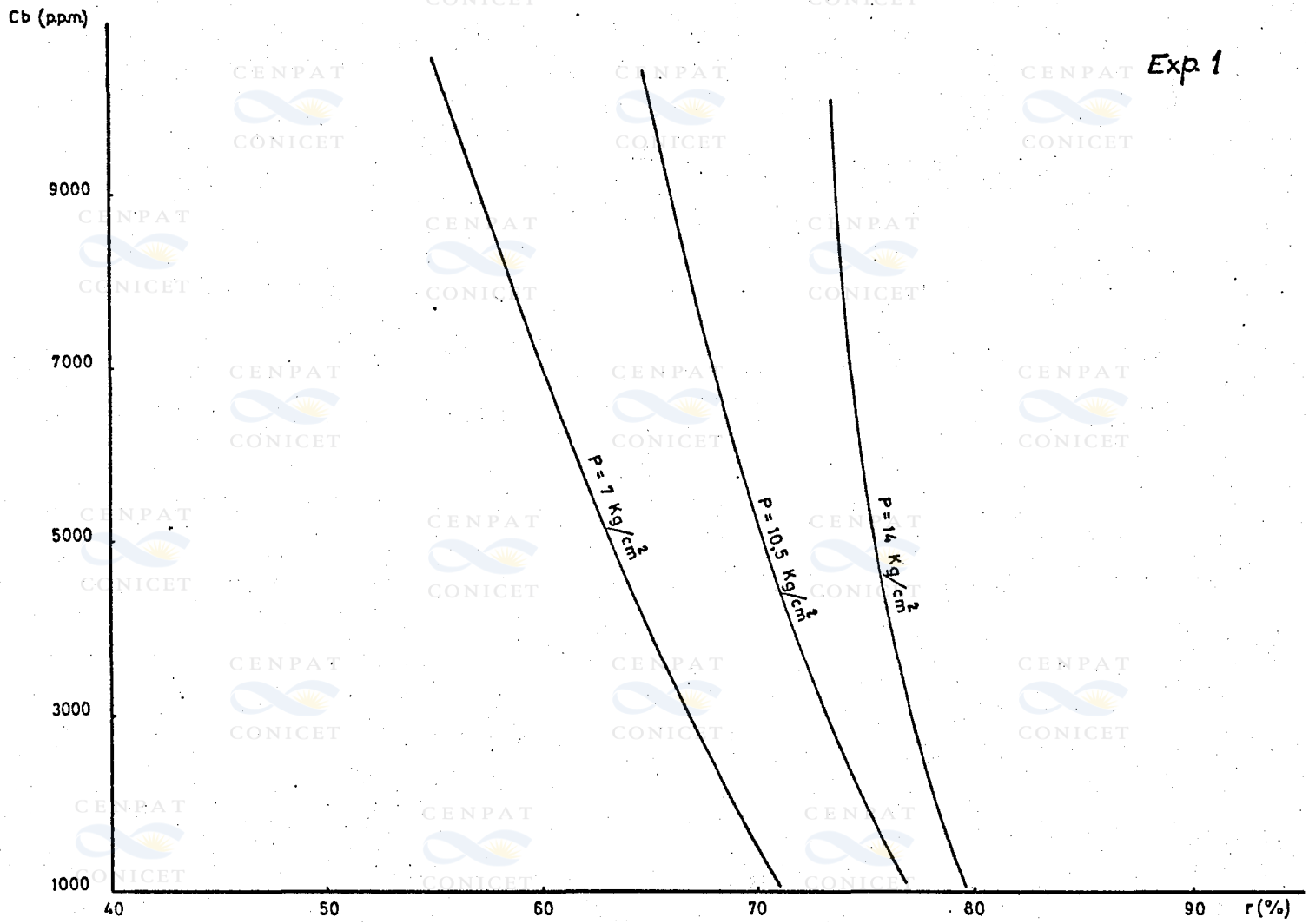
Las corridas se realizaron con un lapso entre ellas de 30 minutos realizando tres corridas por cada presión de trabajo.

Una observación que debe hacerse, es que se ha trabajado con un caudal de alimentación inferior al aconsejado, razón por la cual la concentración en la capa límite tiende a ser mayor (menor turbulencia), lo que explicaría que los datos obtenidos a 28 Kg/cm² de los rechazos sean inferiores a los esperados según las referencias.

Cb = 10 325,26

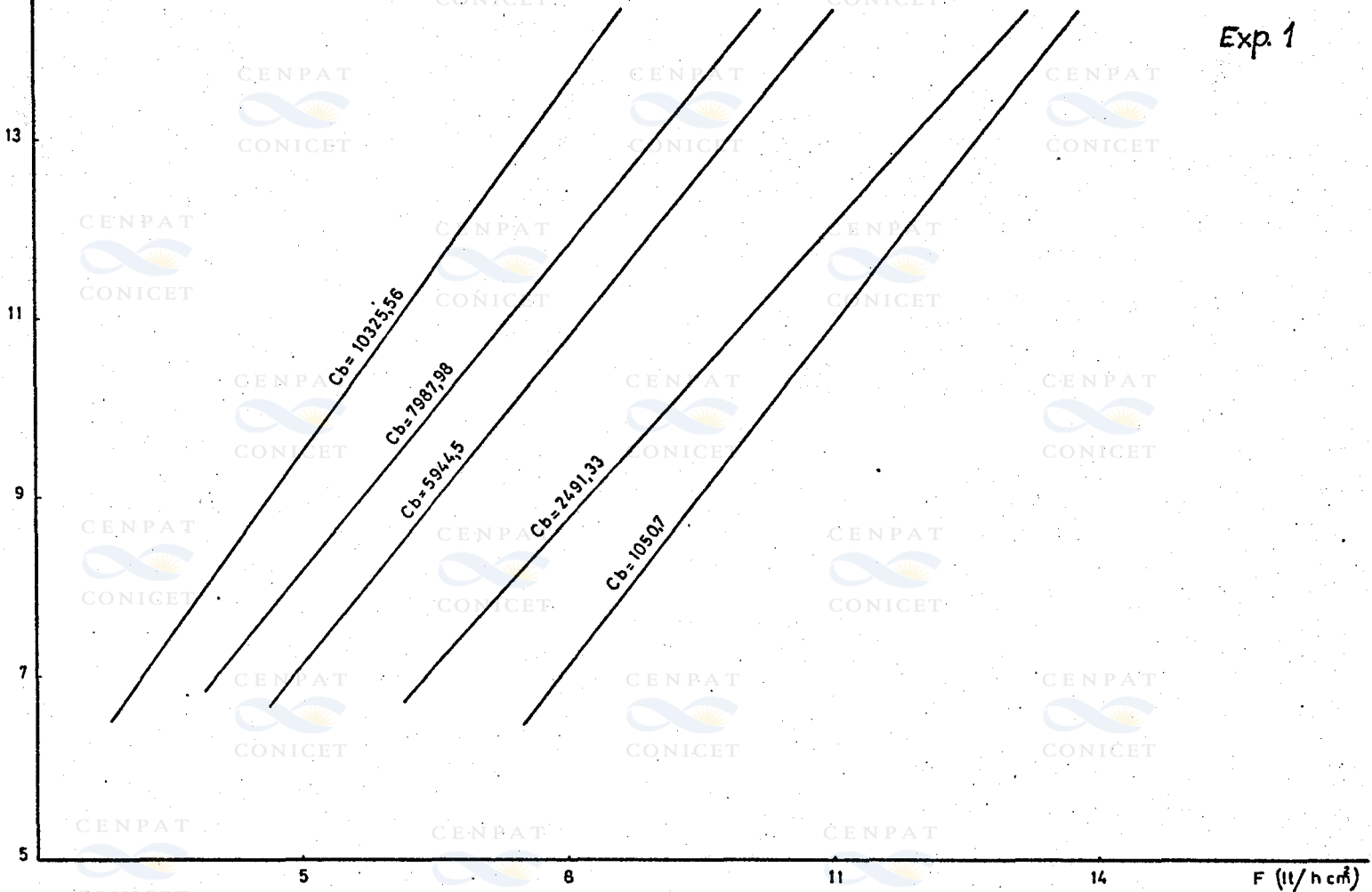


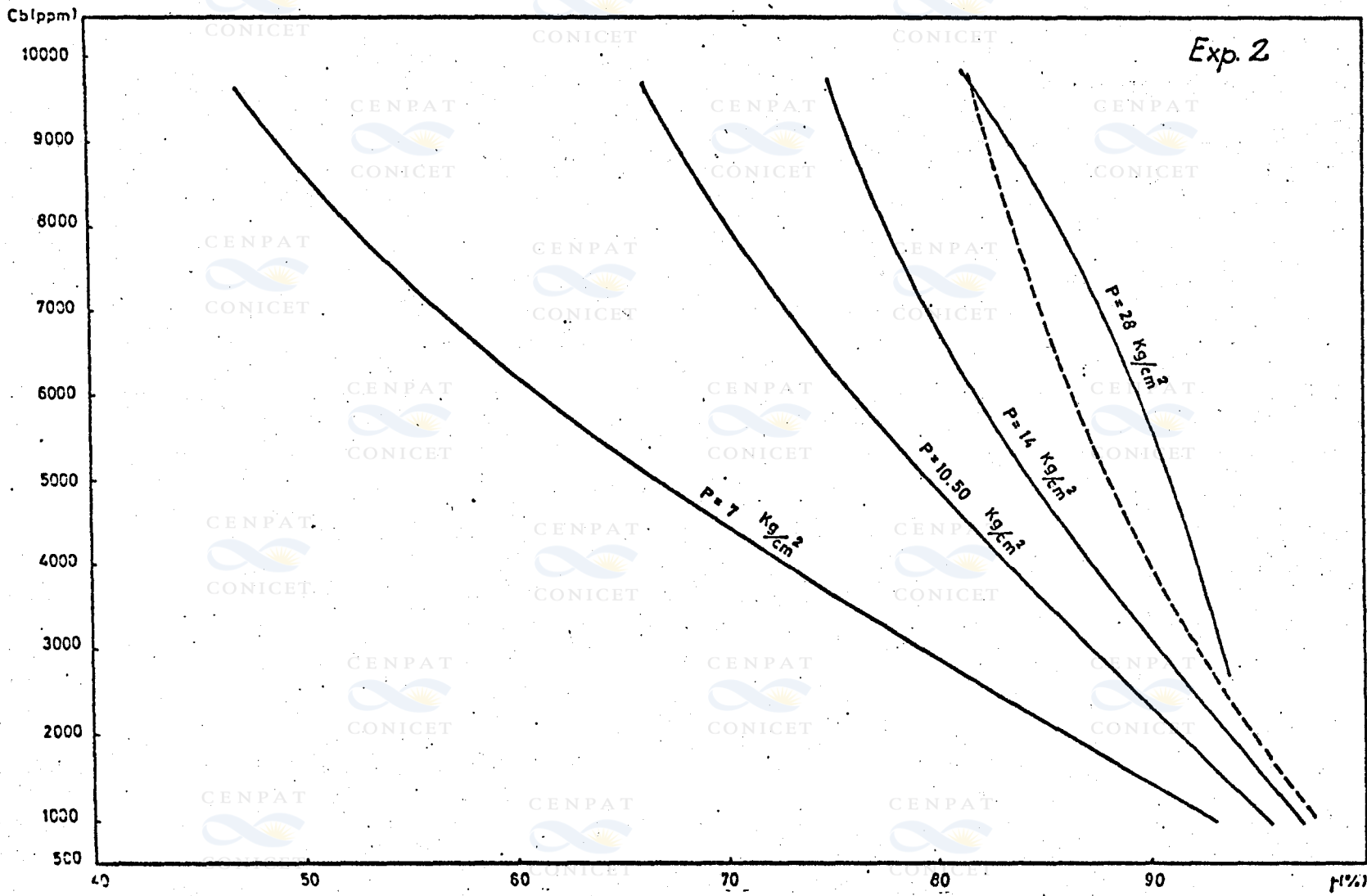




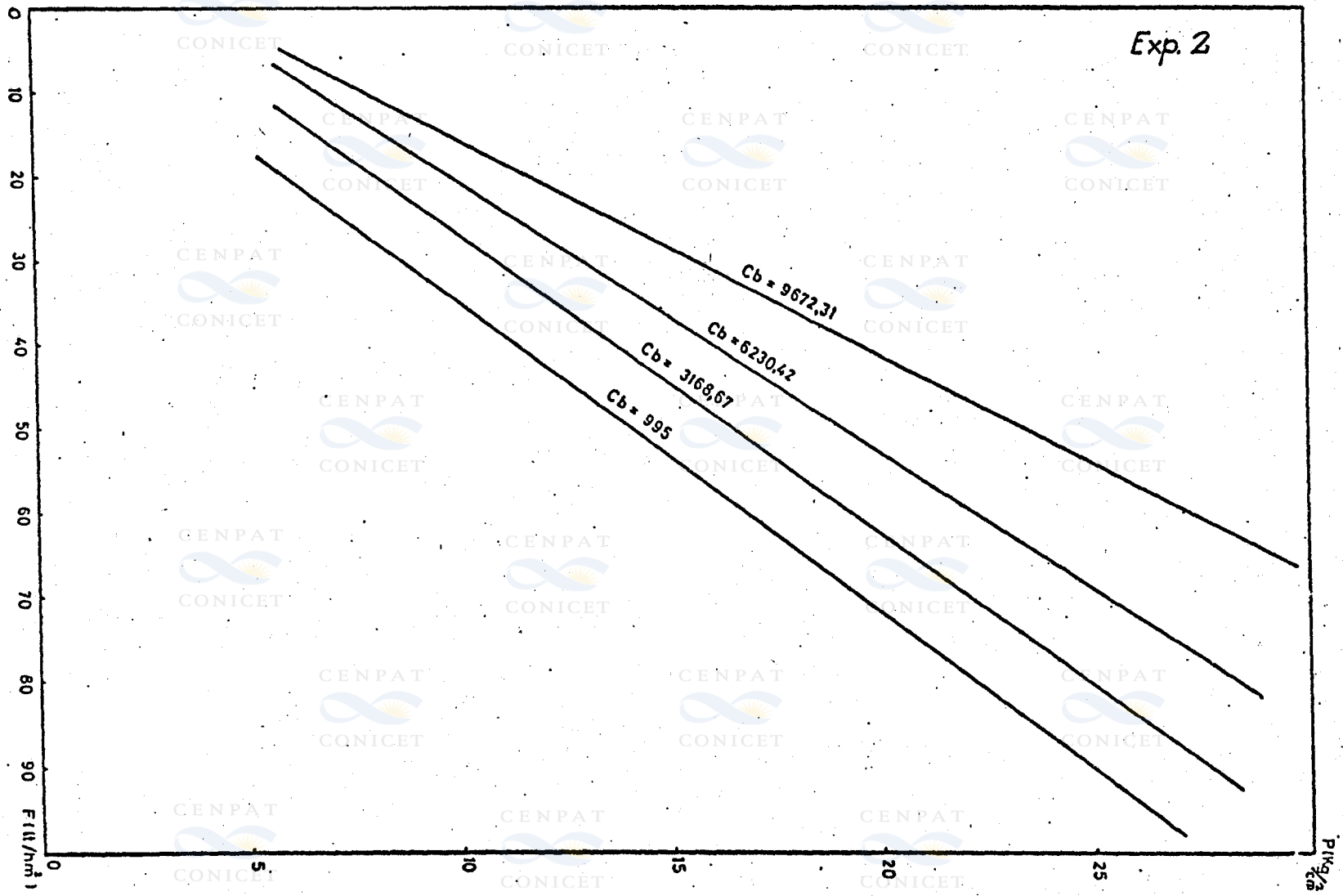
Exp 1

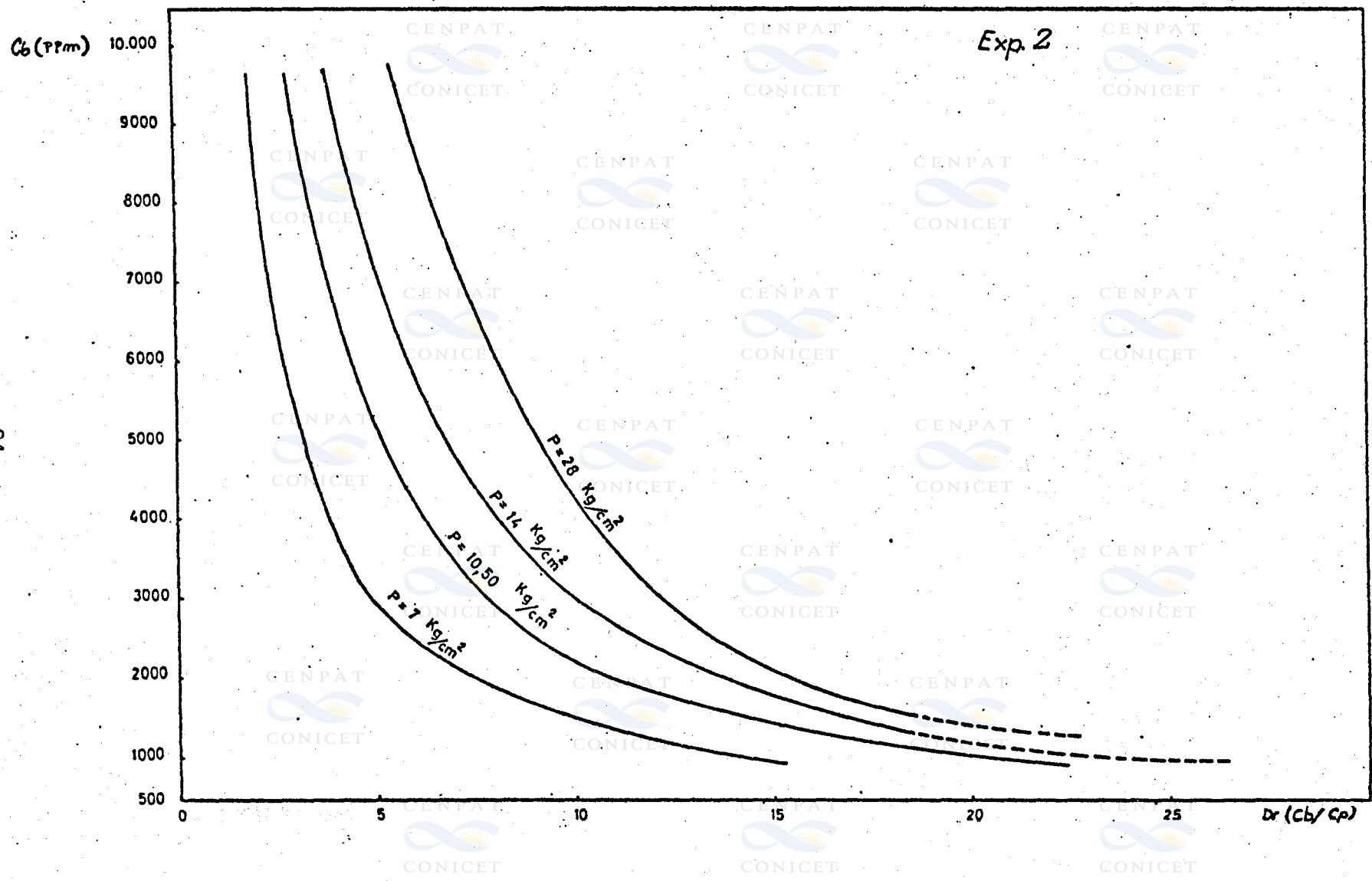
P (Kg/cm²)

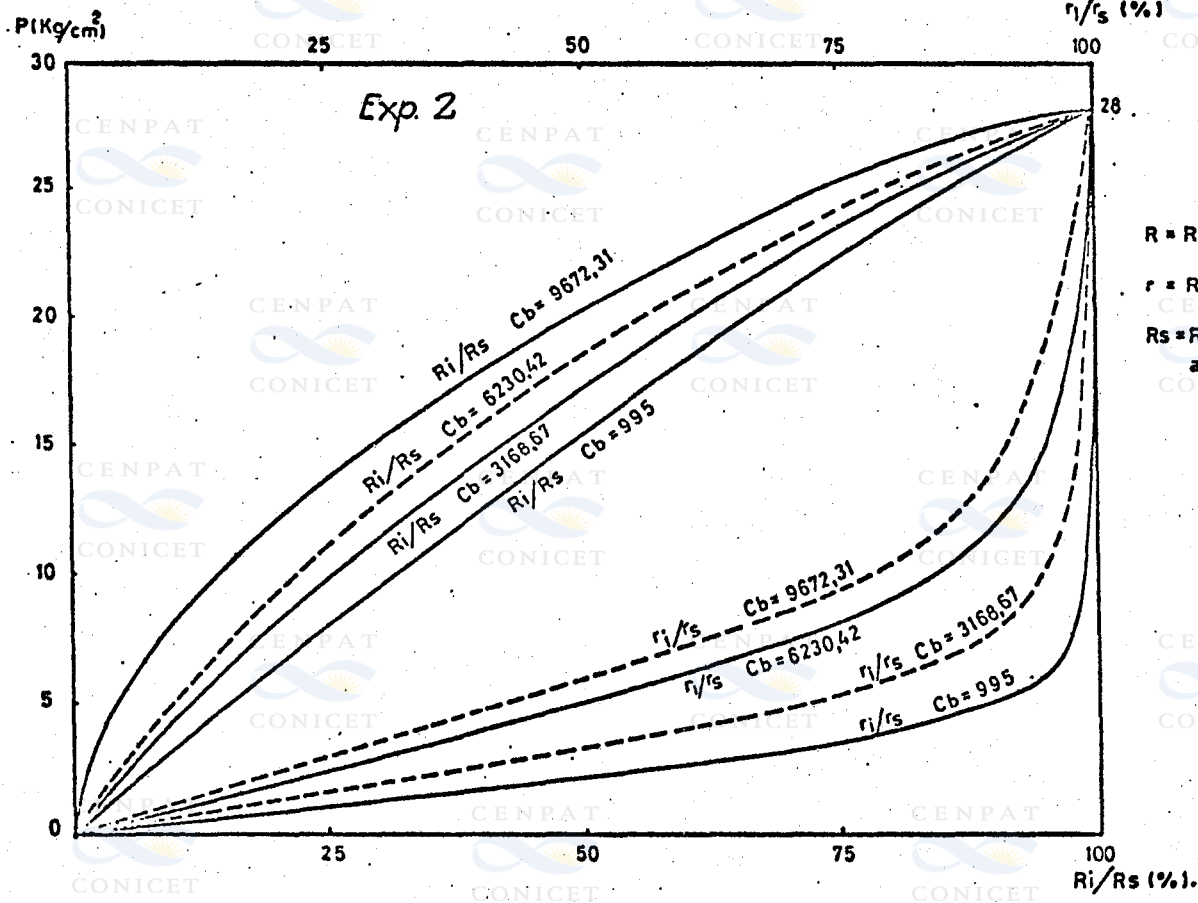




Exp. 2







INCIDENCIA DE LA PRECIPITACION EN LA PRODUCCION ANUAL DE LANA POR ANIMAL EN LA REGION COSTERA DE LA PROV. DEL CHUBUT.

Ing.Agr. Adriana L.MOSCOVICCI VIDAL (*)

Dr. Vicente Ricardo BARROS (**)

Centro Nacional Patagónico

Comisión Nacional de Investigaciones

Científicas y Técnicas

RESUMEN

Se estudia en este trabajo la correlación existente entre la producción anual de lana por animal y la lluvia de distintos períodos formados con los meses del año de la esquila y del anterior. Para ello se han tomado datos referentes a Kg. de lana por animal y por año, y la lluvia mensual, de quince establecimientos en la zona costera del centro y norte de la provincia del Chubut.

El período durante el cual la correlación entre la lluvia y producción de lana es máxima es aquel que se inicia en la primavera del año precedente a la zafra lanera y finaliza en el próximo otoño, encontrándose que estos coeficientes son altamente significativos.

1. INTRODUCCION

Ha sido motivo de interés en el programa de Física Ambiental del CNP incluir, dentro del proyecto de Climatología, el estudio de la incidencia del clima en la economía patagónica. Se trata por lo tanto, de analizar el impacto de éste, sobre aquellas actividades de importancia en esta región, como explotación de petróleo, pesca, turismo y producción agropecuaria. Con referencia a ésta última, uno de sus principales componentes en la provincia del Chubut, es la ganadería ovina, incidiendo principalmente dentro de la economía del sector, a través de la producción de lana.

El objeto de este trabajo, es estudiar la correlación entre uno de los componentes del clima, en este caso lluvia, y la cantidad de lana obtenida por animal y por año. Se han utilizado para el mismo, datos provenientes de establecimientos ganaderos ubicados en la región cercana a la costa, del Centro y Norte de la provincia del Chubut.

(*) *Profesional del Centro Nacional Patagónico.*

(**) *Miembro de la Carrera del Investigador del CONICET.*

2. ANTECEDENTES

Dowset muestra, que en Australia, la lluvia de verano y de otoño tiene gran influencia en el peso del vellón de la próxima zafra, *Maunder* (1).

Stevens encuentra, que en Nueva Zelandia, el período de mínimo crecimiento de la lana es junio-septiembre, habiendo un incremento rápido y progresivo hasta llegar a un máximo en marzo-abril, *Maunder* (1).

Hoxmark (2), cita la importancia de la lluvia en el crecimiento de la misma mediante estudios hechos en la Argentina. Encuentra una alta correlación entre la precipitación y las sucesivas zafras comprendidas en el período 1920-21 a 1925-26. Menciona, además, el hecho singular de una correlación negativa entre producción de lana y precipitación en el mes de junio en Corrientes y octubre en la Pampa.

Experimentos basados en suplementar el alimento en invierno, hechos en Australia (*Ferguson*), en Nueva Zelandia (*Coop*) y en Gran Bretaña (*Ryder*), muestran que, a pesar de proporcionar una dieta constante durante todo el año, existía una menor producción de lana en invierno, *Ryder y Stephenson* (3). Quiere decir, que habría una parte del crecimiento estacional de la lana que no sería explicado por la nutrición.

La cantidad y modelo estacional de crecimiento de lana, estaría determinado no solo por los nutrientes ingeridos por el animal, sino también por el estado fisiológico del mismo, y en cierta medida por la longitud del día, *Black y Reis*, citados por *Graetz* (4).

Sin embargo, *Williams* estudió el efecto de la longitud del día en animales de raza Merino, proporcionándoles distintas dietas. Los resultados del experimento concluyen que, la producción de lana está altamente correlacionada con el forraje consumido a pesar de los distintos tratamientos de luz, *Ryder y Stephenson* (3).

Por ello la variación de producción de lana en Merino se debería en mayor medida a un cambio en la nutrición que a solo variaciones estacionales, *Ryder y Stephenson* (3).

Dado que la raza explotada en casi todos los establecimientos, donde se han tomado datos para este trabajo, es Merino (excepto en uno que es Corriedale), es de esperar que la disponibilidad y la variación en la calidad de forraje a lo largo del año determine la producción de lana.

Según *Brown y Williams*, el clima ejerce un efecto importante en la productividad de los ovinos a través de su influencia en el crecimiento de la vegetación. La lana crecerá tanto más cuando se produzca un crecimiento activo de la pastura o sea cuando haya un incremento en la disponibilidad de forraje verde con respecto al total de la vegetación. Las variaciones que ocurren mes a mes en el crecimiento de la lana, reflejan la incidencia de cambios en los parámetros climáticos en esos meses, como así también la habilidad de varias especies de pasturas de responder a los mismos, *Brown y Hutchinson* (5).

En la E.E.A.A. del INTA de Trelew, *O.J. Laporte* (6) y (7), estudió el crecimiento mensual y las variaciones del diámetro en la lana, encontrando los menores valores de ambos en los meses de invierno y los mayores, en verano. Las observaciones realizadas sobre el estado de la vegetación indicaron la importante influencia que tiene el monte sobre el estado nutricional de los ovinos, siendo éste el factor fundamental que gobierna el ritmo de crecimiento y el diámetro de la lana. Se menciona también, que para una buena producción, son beneficiosas las lluvias de fines de verano y comienzo de otoño.

A la luz de estos antecedentes, resulta de interés cuantificar la relación entre producción de lana y la variable climática aparentemente más determinante: la precipitación. Esta cuantificación debe incluir también, la determinación de la época del año en que dicha variable es

más oportuna, dado que el crecimiento de las pasturas está gobernado además por parámetros climáticos que sufren una sensible variación anual en la región de estudio.

3. CARACTERISTICAS DEL MATERIAL OBSERVACIONAL UTILIZADO.

Con el objeto de poder realizar la determinación estadística del grado de asociación entre las variables lluvia y producción de lana por animal y por año, se comenzó con la identificación de establecimientos de campo que pudieran proveer de datos confiables en una larga serie de años.

Respecto a este último requisito, solo se pudo reunir un conjunto de quince establecimientos con datos mensuales de lluvia y anuales de lana. Aún así, la mayoría ostenta series de nueve a veinte años de datos y solo tres superan los treinta y nueve años.

En el caso de las series largas, hay que tener presente, que al haberse producido modificaciones en la calidad de las razas y el estado de los campos, los resultados estadísticos pueden carecer de la información que aportarían en el caso de haberse mantenido constantes aquellos.

Este informe se limita a la zona centro y noreste de Chubut, entre los 42 grados a 45 grados de latitud Sur y los 63 grados a 66 grados de longitud Oeste. Representaría una franja de aproximadamente cien kilómetros de ancho, que se extiende desde el sur de la Península Valdés (la cual también está incluida en la recolección de datos), hasta la zona aledaña a la Bahía de Camarones. La ubicación geográfica de cada establecimiento se halla en la figura 1.

4. DEPENDENCIA ENTRE PRODUCCION DE LANA Y LLUVIA.

Se calcularon los coeficientes de correlación (r) entre la lluvia anual (o de distintos períodos mensuales) y la producción anual de lana por animal.

Previamente, se calculó la tendencia en las distintas series de lana, para descontarla luego de los datos originales, observando que las correlaciones calculadas con o sin esta correlación, no difieren mayormente.

Con el fin de poder facilitar la explicación posterior, llamaremos: primer año, al año anterior al de la esquila y segundo año, a aquel en el cual tiene lugar la zafra lanera.

Durante estos dos años, se han formado distintos períodos de lluvia, de forma tal de llegar a correlacionar la lluvia caída en cada uno de ellos con los Kg/animal producidos en el segundo año.

Estos intervalos difieren entre sí en cuanto a:

- Duración (J) : que abarca la lluvia de un mes, dos, tres, etc., hasta la suma de la precipitación caída en doce meses.
- Origen (i) : que iniciándose en enero del primer año, se desplaza sucesivamente a lo largo de los demás meses hasta el mes de diciembre del segundo año.

Se obtuvieron así 210 coeficientes de correlación para cada establecimiento (según los distintos períodos considerados).

Estos coeficientes se presentan en el cuadro 1.

Si consideramos una suma de meses (J), que se fija, el origen móvil de esta suma (i) se des-
plaza desde $i = 1$ hasta $i = 24 - J + 1$.

Los coeficientes de correlación correspondientes a cada J fijo, se visualizan en cada línea
horizontal (fila) del cuadro 1.

Esta información (la del cuadro 1), se presenta en este trabajo mediante dos tipos de gráfi-
cos.

En uno de ellos, se ha querido resaltar las fluctuaciones de los distintos r (debidas a la llu-
via de distintos períodos) para cada J . Vale decir que se han trazado doce curvas para cada
serie. Se presentan sólo las correspondientes a dos establecimientos (Fig. 2,3,4 y 5).

Cuando la suma de meses de lluvia (J) varía entre 1 y 6, se observa en todos los casos que
el máximo de la correlación se da con los meses del verano precedente a la esquila. Mientras
que con los meses de invierno, existen débiles correlaciones que incluso llegan a ser negati-
vas en muchos casos. Las correlaciones de los meses iniciales del primer año (verano hasta
tres o cuatro meses) no parecen significativamente diferentes de cero. Es decir, que la llu-
via del verano anterior al precedente a la esquila ya no tiene influencia.

Esto indicaría que el sistema de producción, no tendría memoria de lo que sucede en años
anteriores, haciendo la salvedad por supuesto, de que esto vale mientras no se produzcan
condiciones extremas que degraden el sistema a un estado ecológico diferente y de difícil
recuperación.

Cuando J varía entre 7 y 12, se suavizan las fluctuaciones anteriores, teniendo r positi-
vos en casi todos los períodos y los máximos siempre engloban al verano precedente a la za-
fra lanera.

Practicamente en todos los establecimientos cuyos datos han sido usados en este trabajo, la
esquila (que se efectúa anualmente), tiene lugar entre los meses de octubre a mediados de
diciembre, según sea la ubicación de la explotación.

Por ello los últimos valores de correlación no pretenden representar ninguna relación. En
general se ve además que no son significativamente diferentes de cero.

Por otra parte, se presenta la forma en que contribuyen a cada r , los datos mensuales acu-
mulativos a partir de un determinado mes.

Cada curva se iniciará en distinto i y serán tantas como los distintos meses en que se pue-
den comenzar a formar los distintos períodos, que ya sabemos que son veinticuatro. Esto
representa en esencia las columnas del cuadro 1.

Se observa (Fig. 6 y 7) que, las curvas iniciadas en determinados rangos de i , tienen
características comunes: las que comienzan con $i = 1$ (enero) hasta $i = 9$ (septiembre) y a
veces $i = 10$ (octubre) muestran algunas un principio levemente positivo o negativo, gene-
ralmente desde $J = 1$ hasta $J = 4$ ó 5 para hacerse francamente negativo cuando se
considera el período invernal del primer año. A partir del mes de septiembre u octubre del
primer año, los trazos adquieren una tendencia ascendente, correspondiente a los sucesivos
 r que incrementan rápidamente su valor hasta hacerse enteramente positivos.

Cuando $i = 10$ u 11 hasta $i = 15$ podemos considerar que se inicia la etapa de mayor in-
terés en lo que se refiere a producción de lana en la zona que consideramos y que justamen-
te engloba el inicio del crecimiento de la lana luego de la esquila.

Para la mayoría de las series que hemos analizado y a partir de los i recién citados, se ob-
servan coeficientes de correlación positivos que crecen rápidamente frente a cada aumento
de J , para hacerse máximos cuando éste último incluye los meses de febrero o marzo.
Siempre la máxima correlación posible se encuentra para el caso donde el mes final del pe-
ríodo es febrero o marzo (a veces abril), pudiendo tratarse de aquel que se iniciar entre sep-

tiembre a enero según el establecimiento considerado.

Las curvas que se inician con $i = 16$ en adelante o sea prácticamente en abril y mayo del segundo año, muestran r que disminuyen hasta ser negativos en los meses de invierno para finalmente volver a incrementarse, pero muy poco, en la próxima primavera.

Prácticamente en todos los establecimientos, se encuentra que la lluvia de ambos períodos invernales presenta correlaciones negativas con la producción de lana. Resultados parecidos ha encontrado *Hoxmark (2)*. Ello se puede deber a un efecto real (producido por la disminución de estímulos de luz), dado que en esta región la lluvia invernal se origina en fenómenos meteorológicos de gran escala, asociados con períodos de nubosidad prolongada.

Sin embargo también puede tener su explicación, en que la lluvia de la época invernal esté correlacionada negativamente con la del período que aparece como realmente significativo en la producción de lana, es decir el verano.

Para ello se analizaron los coeficientes de correlación entre lluvias de verano e invierno anterior y los resultados son exhibidos en el cuadro 2.

La elección de los períodos de "verano" e "invierno" son precisamente los que corresponden a las máximas y mínimas correlaciones con producción de lana para cada establecimiento.

Se puede observar, que con excepción de la estancia Lochiel, los coeficientes de correlación entre la lluvia de dichos períodos son todos negativos. Dada la importancia de este resultado para la predicción climática, este tema será explorado en profundidad en un trabajo posterior.

5. PRUEBAS DE SIGNIFICACION ESTADISTICA.

En todos los casos se ha tomado r (coeficiente de correlación de la muestra) como un estimador de P (coeficiente de correlación de la población).

Queriendo realizar las pruebas de significación de r , se han considerado los r máximos obtenidos en algunas series con la lluvia de los períodos comprendidos entre fin de primavera a principio de otoño, y en otras con la de aquellos que se extienden desde principios del verano hasta mediados del otoño.

Prueba de hipótesis para $P = 0$

Basada en que para $P = 0$, la distribución de r es simétrica, se usa el estadístico t que tiene una distribución de Student con $n-2$ grados de libertad, siendo :

$$t = \frac{r \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

Para el correcto uso de t , se requiere que una de las variables tenga distribución normal. Como es sabido, en las zonas áridas la distribución estadística de la lluvia anual o mensual es significativamente asimétrica. Por ello, hemos realizado una prueba de bondad de ajuste, mediante el test de *Kolmogorov-Smirnov*, para los valores de kilogramos de lana obtenidos por animal y por año, que integran cada serie. El mismo indicó que la distribución estadística de nuestros valores observados no difiere significativamente de una distribución de Gauss.

Por lo tanto se procedió posteriormente al ensayo de hipótesis suponiendo la hipótesis nula $H_0 : P = 0$, comprobando en todos los casos que se rechaza la misma, siendo algunos de los r observados, estadísticamente significantes a un nivel de 0.005 y la mayoría al nivel de 0.001 (ver cuadro 3).

Intervalo de confianza para

Ya comprobado que P difiere significativamente de cero, se trató de fijar límites de confianza para el mismo en la población de donde se sacó la muestra r . Para poder hacerlo se exige la suposición de que los pares (X, Y) sean muestra aleatoria de una distribución normal bivalente, *Snedecor* (8).

Comprobamos de la manera que se indicó anteriormente, la normalidad de los valores de lana, pero sabemos con respecto a los de lluvia que su distribución es asimétrica. Por lo tanto con el objeto de lograr una distribución normal de los valores de lluvia incluidos en aquellos períodos con los cuales se obtuvieron los r máximos, se probó el uso de las funciones logaritmo neperiano, raíz cúbica, raíz cuadrada de dichos valores, siendo ésta última la que mejor se ajusta a este tipo de distribución.

La bondad de este ajuste fue comprobada por el test de *Kolmogorov-Smirnov* a un nivel del 20 % de significación.

Luego se calcularon los coeficientes de correlación entre los valores de lana (tal como habían sido tratados en un principio) y la raíz cuadrada de la suma de los meses de lluvia para los períodos que consideramos, hallándose posteriormente, los correspondientes intervalos del 95 % de confianza (ver Cuadro 3).

6. CONCLUSIONES.

En todas las series realizadas, los resultados obtenidos muestran la existencia de una alta y significativa correlación entre la cantidad de lana producida anualmente por animal y la lluvia caída durante el período comprendido entre los meses de octubre o noviembre del año anterior a la esquila hasta el mes de marzo del año en que se produce la misma. Además en algunos establecimientos, el período de precipitación que da lugar al mayor coeficiente de correlación, es aquel que está comprendido entre los meses de enero y abril del segundo año.

Estas conclusiones han podido ser cuantificadas para la región estudiada.

7. REFERENCIAS.

- (1) Maunder, W.J. . 1970. The Value of the Weather. Methuen and Co. Ltd., 388 pp..
- (2) Hoxmark, G. . 1928. The influence of the climatic conditions on the yield of wool in Argentina. Monthly Weather Review, 56 : 60-1.
- (3) Ryder, M.L. and Stephenson, S.K.. 1968. Wool Growth. Academic Press Inc. (London) Ltd., 805 pp. .
- (4) Graetz, R.D.. 1980. The patterns of wool growth of Merino sheep grazing three chenopod shrub rangelands. Aust. Rangel. J. 2 (1) 53-8 .
- (5) Brown, G.D. and Hutchinson, J.C.D.. 1973. Climate and animal production. The



- Pastoral Industries of Australia. G. Alexander and O.B. Williams. Sydney University Press, 567 pp.
- (6) Laporte, Osvaldo J. . 1975. Variaciones del Crecimiento y Diámetro de la Fibra de na en la Patagonia Desértica. Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Estación Experimental Agropecuaria Trelew.
 - (7) Laporte, Osvaldo J. y Duga, Leonardo. 1980. Variaciones estacionales del diámetro y ritmo de crecimiento de la fibra de lana. Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Estación Experimental Regional Agropecuaria Bariloche, Estación Experimental Agropecuaria Trelew.
 - (8) Snedecor, George, W. y Cochran, William G. . 1979. Métodos estadísticos. Compañía Editorial Continental S.A., 703 pp. .



CUADRO N° 1

EST. LA PERLA - COEFICIENTE DE CORRELACION ENTRE LANA (Kg./animal/año) Y PRECIPITACION (mm) EN DISTINTOS INTERVALOS DE TIEMPO.-

i \ J	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
J	ENERO	FEB.	MAR.	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGO.	SEPT.	OCT.	NOV.	DIC.	ENERO	FEB.	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGO.	SEPT.	OCT.	NOV.	DIC.
1	0.07	-0.12	0.52	-0.08	-0.02	0.14	-0.41	-0.19	-0.31	-0.22	0.12	0.27	0.17	0.61	0.61	0.05	-0.28	0.17	-0.08	-0.15	-0.17	-0.08	-0.02	0.30
2	-0.10	0.12	0.40	-0.01	0.14	-0.22	-0.41	-0.31	-0.37	-0.05	0.27	0.28	0.66	0.72	0.56	-0.21	-0.12	0.06	-0.15	-0.20	-0.17	-0.06	0.25	
3	0.14	0.10	0.31	0.15	-0.19	-0.28	-0.46	-0.36	-0.19	0.20	0.28	0.54	0.76	0.72	0.18	-0.03	-0.19	-0.03	-0.20	-0.19	-0.13	0.21		
4	0.12	0.10	0.40	-0.19	-0.25	-0.39	-0.52	-0.23	0.13	0.22	0.52	0.67	0.79	0.53	0.31	-0.13	-0.24	-0.11	-0.21	-0.16	0.17			
5	0.13	0.17	0.11	-0.25	-0.30	-0.42	-0.40	0.08	0.16	0.46	0.65	0.69	0.57	0.58	0.20	-0.21	-0.24	-0.12	-0.19	0.12				
6	0.21	-0.03	0.00	-0.30	-0.35	-0.32	-0.04	0.12	0.41	0.59	0.66	0.67	0.62	0.54	0.08	-0.22	-0.25	-0.11	0.10					
7	0.00	-0.10	-0.10	-0.35	-0.27	0.00	0.00	0.36	0.56	0.61	0.66	0.69	0.59	0.45	0.01	-0.23	-0.23	0.14						
8	-0.07	-0.17	-0.14	-0.26	0.03	0.04	0.26	0.51	0.57	0.61	0.69	0.65	0.49	0.35	0.00	-0.21	0.05							
9	-0.14	-0.21	-0.09	0.03	0.06	0.27	0.43	0.52	0.55	0.65	0.63	0.55	0.39	0.33	-0.02	0.08								
10	-0.18	-0.15	0.15	0.06	0.32	0.42	0.45	0.50	0.60	0.59	0.54	0.47	0.36	0.28	0.20									
11	-0.12	0.07	0.18	0.31	0.48	0.44	0.42	0.56	0.53	0.51	0.47	0.42	0.31	0.36										
12	0.09	0.09	0.38	0.46	0.48	0.43	0.46	0.48	0.45	0.43	0.43	0.40	0.38											

CUADRO N° 2

COEFICIENTE DE CORRELACION (r) ENTRE LA LLUVIA DE LOS PERIODOS DE "INVIERNO" Y "VERANO".

ESTABLECIMIENTO	PERIODO DE LLUVIA DE		r
	"INVIERNO"	"VERANO"	
La Adela	mayo - octubre	noviembre - marzo	- 0.38
La Isla	septiembre - octubre	enero - febrero	- 0.19
Loreto y San Pablo	mayo - octubre	diciembre - marzo	- 0.66
San Jorge (Península)	junio - octubre	noviembre - marzo	- 0.28
Doradillo	abril - julio	diciembre - marzo	- 0.20
Bahía Cracker	mayo - agosto	noviembre - marzo	- 0.31
La Argentina	julio - octubre	diciembre - febrero	- 0.40
Santo Domingo	julio - agosto	diciembre - marzo	- 0.61
La Perla	julio - octubre	enero - abril	- 0.34
Los Cipreses	junio - septiembre	febrero - marzo	- 0.40
La Teutonia	junio - octubre	enero - abril	- 0.38
La Maciega	junio - octubre	enero - marzo	- 0.48
La Margarita	mayo - octubre	diciembre - marzo	- 0.81
San Jorge (Camarones)	junio - septiembre	noviembre - marzo	- 0.19
Lochiel	octubre - noviembre	febrero - marzo	0.09

CUADRO N° 3

ESTABLECIMIENTO	DATOS CANTIDAD DE AÑOS	PERIODO DE LLUVIA CONSIDERADO PARA r	r	PRUEBA DE HIPOTESIS NULA PARA $\rho = 0$.		r' (*)	INTERVALO DE CONFIANZA DEL 95 % PARA ρ
				t	P		
La Adela	14	noviembre - marzo	0.92	7.7855	P < 0.001	0.90	0.97 \geq ρ \geq 0.69
La Isla	14	enero - abril	0.76	3.8784	P < 0.005	0.62	0.87 \geq ρ \geq 0.11
Loreto y San Pablo	9	enero - marzo	0.88	4.5383	P < 0.001	0.89	0.98 \geq ρ \geq 0.50
San Jorge (P)	14	enero - mayo	0.81	4.5811	P < 0.001	0.86	0.96 \geq ρ \geq 0.59
Doradillo	40	noviembre - marzo	0.68	5.6413	P < 0.001	0.67	0.81 \geq ρ \geq 0.45
Bahía Cracker	20	noviembre - marzo	0.68	3.8239	P < 0.005	0.68	0.87 \geq ρ \geq 0.31
La Argentina	13	noviembre - febrero	0.90	6.5293	P < 0.001	0.81	0.95 \geq ρ \geq 0.44
Santo Domingo	12	octubre - marzo	0.92	7.0423	P < 0.001	0.90	0.97 \geq ρ \geq 0.65
La Perla	21	enero - abril	0.79	5.4667	P < 0.001	0.82	0.93 \geq ρ \geq 0.59
Los Cipreses	11	enero - abril	0.79	3.8656	P < 0.005	0.78	0.95 \geq ρ \geq 0.30
La Teutonia	16	enero - abril	0.79	4.6458	P < 0.001	0.83	0.94 \geq ρ \geq 0.55
La Maciega	16	enero - abril	0.84	5.5819	P < 0.001	0.86	0.95 \geq ρ \geq 0.62
La Margarita	9	noviembre - marzo	0.93	6.1977	P < 0.001	0.90	0.98 \geq ρ \geq 0.53
San Jorge (C)	39	noviembre - marzo	0.67	5.4152	P < 0.001	0.68	0.82 \geq ρ \geq 0.46
Lochiel	62	diciembre - marzo	0.72	7.9692	P < 0.001	0.67	0.79 \geq ρ \geq 0.50

(*) Coeficiente de correlación entre Kg. lana/animal/año y la raíz cuadrada de los períodos de lluvia considerados.-

GRAFICO N°1: UBICACION GEOGRAFICA DE LOS ESTABLECIMIENTOS GANADEROS

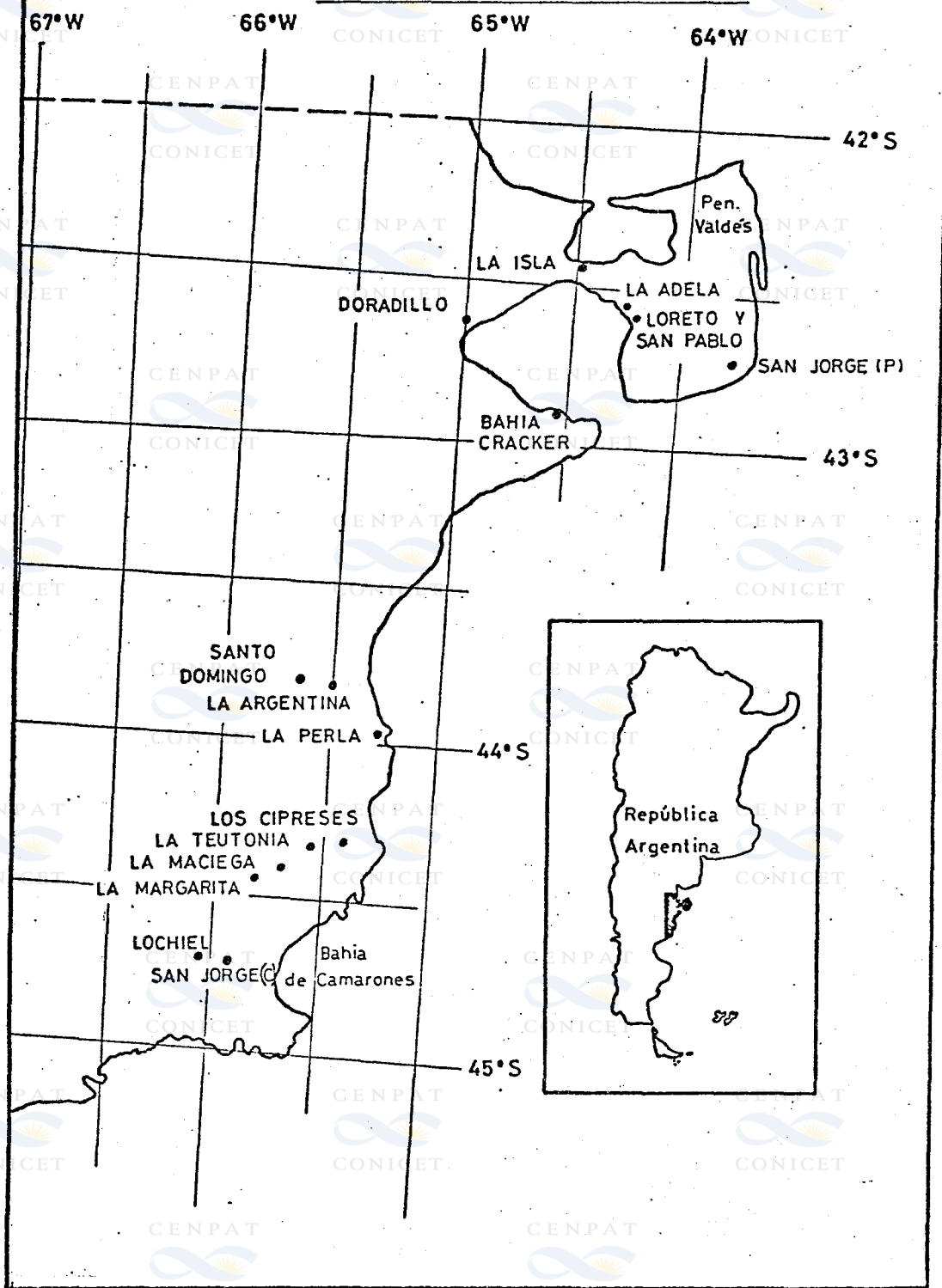


Figura 1.

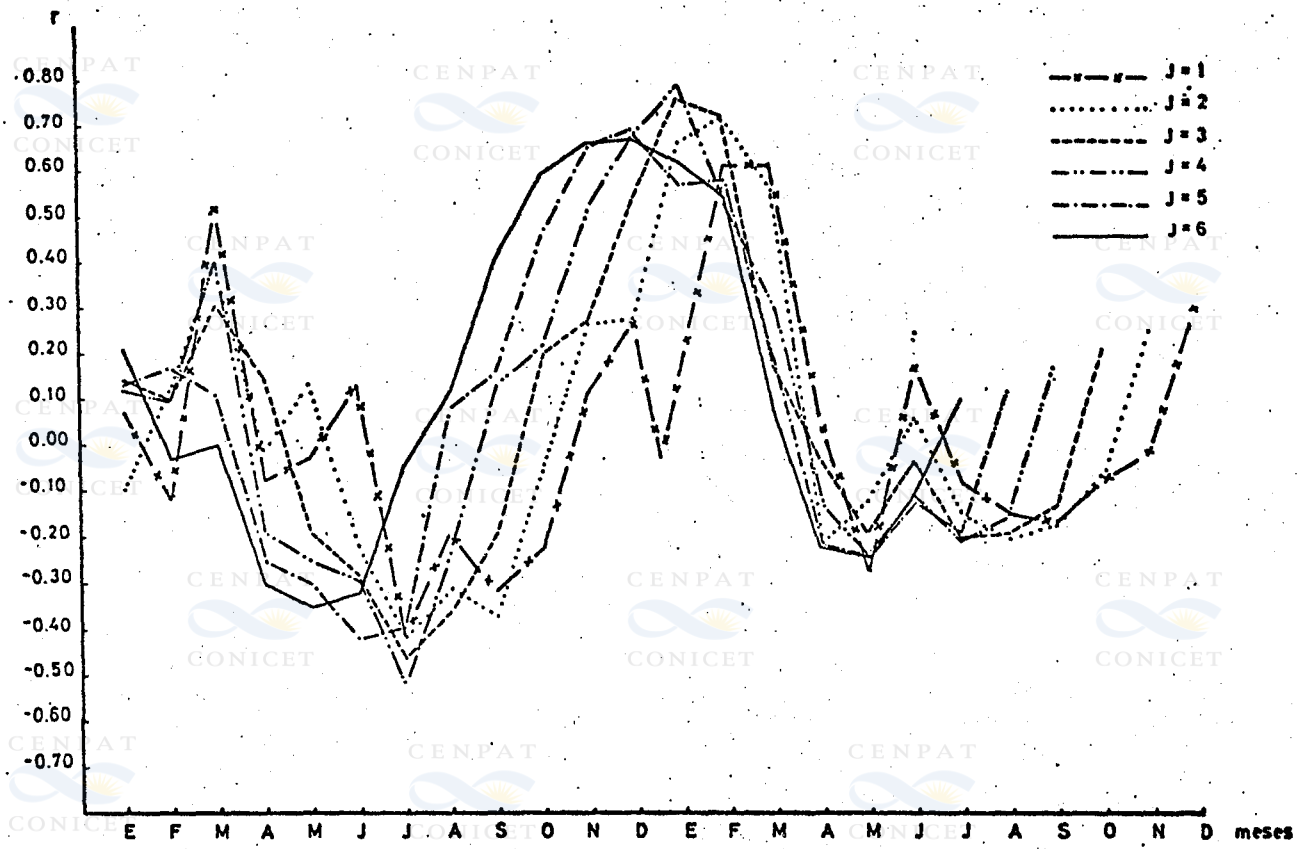


Figura 2: Estancia La Perla

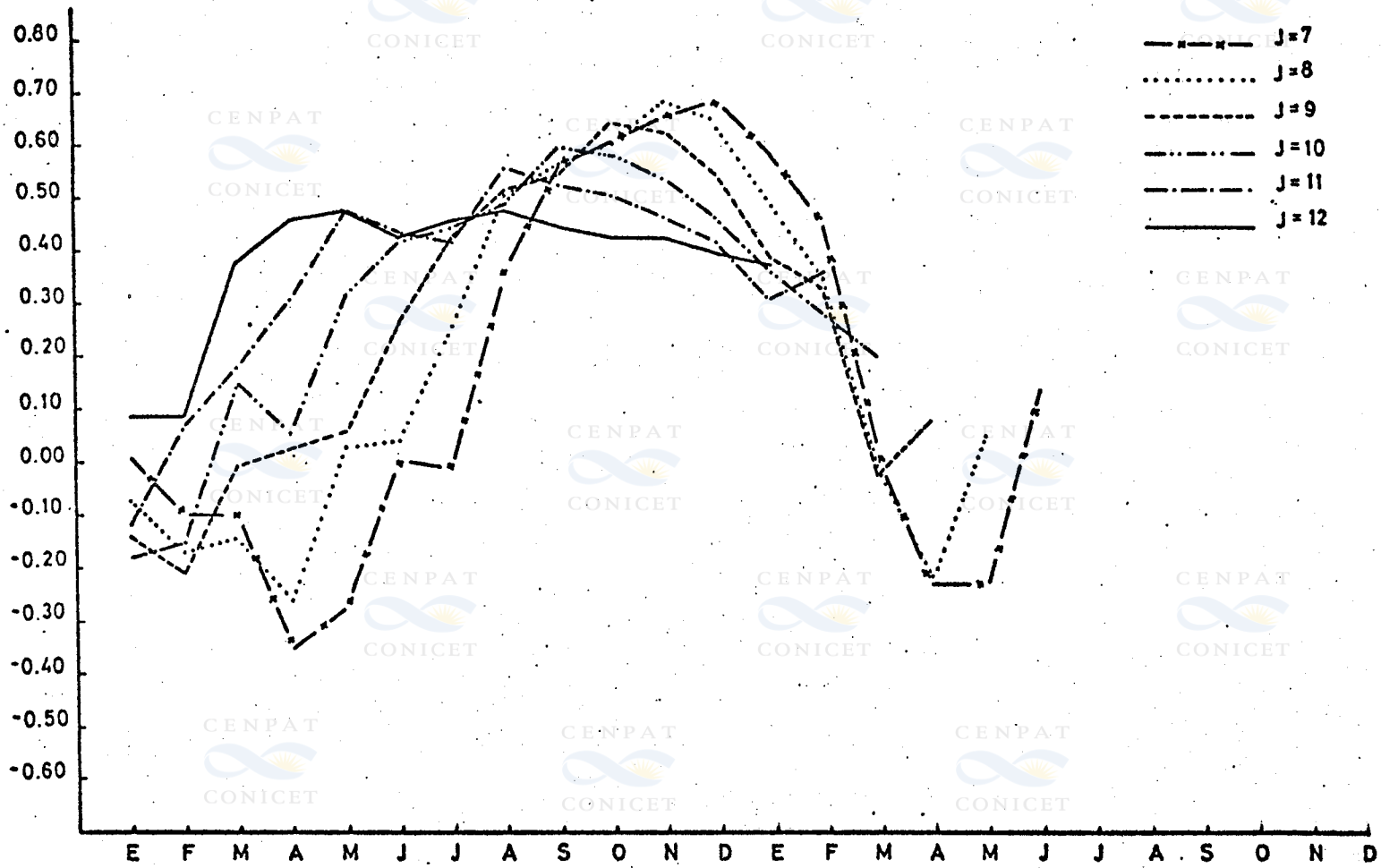


Figura 3: Estancia La Perla

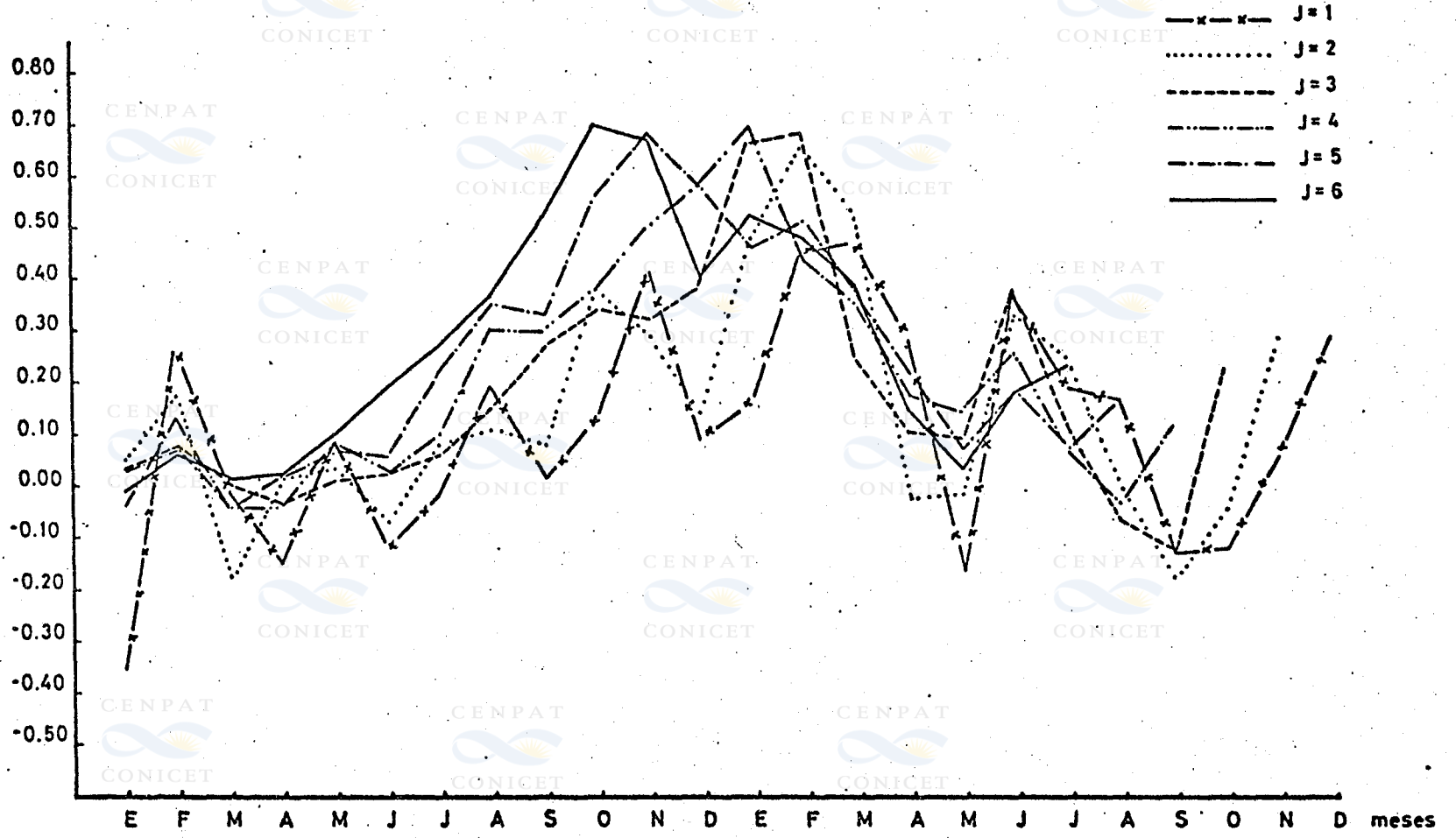


Figura 4: Estancia Doradillo

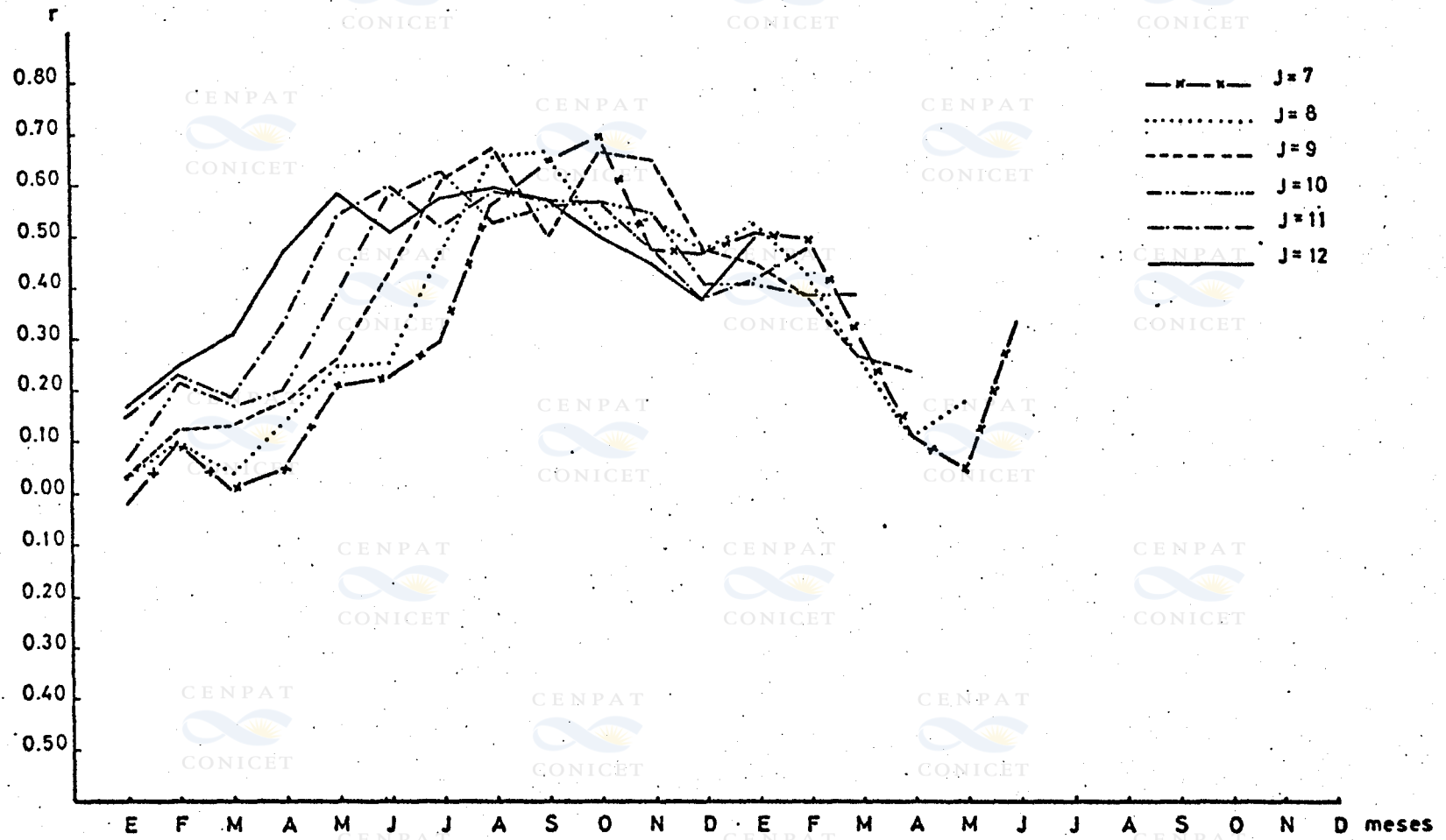


Figura 5: Estancia Doradillo

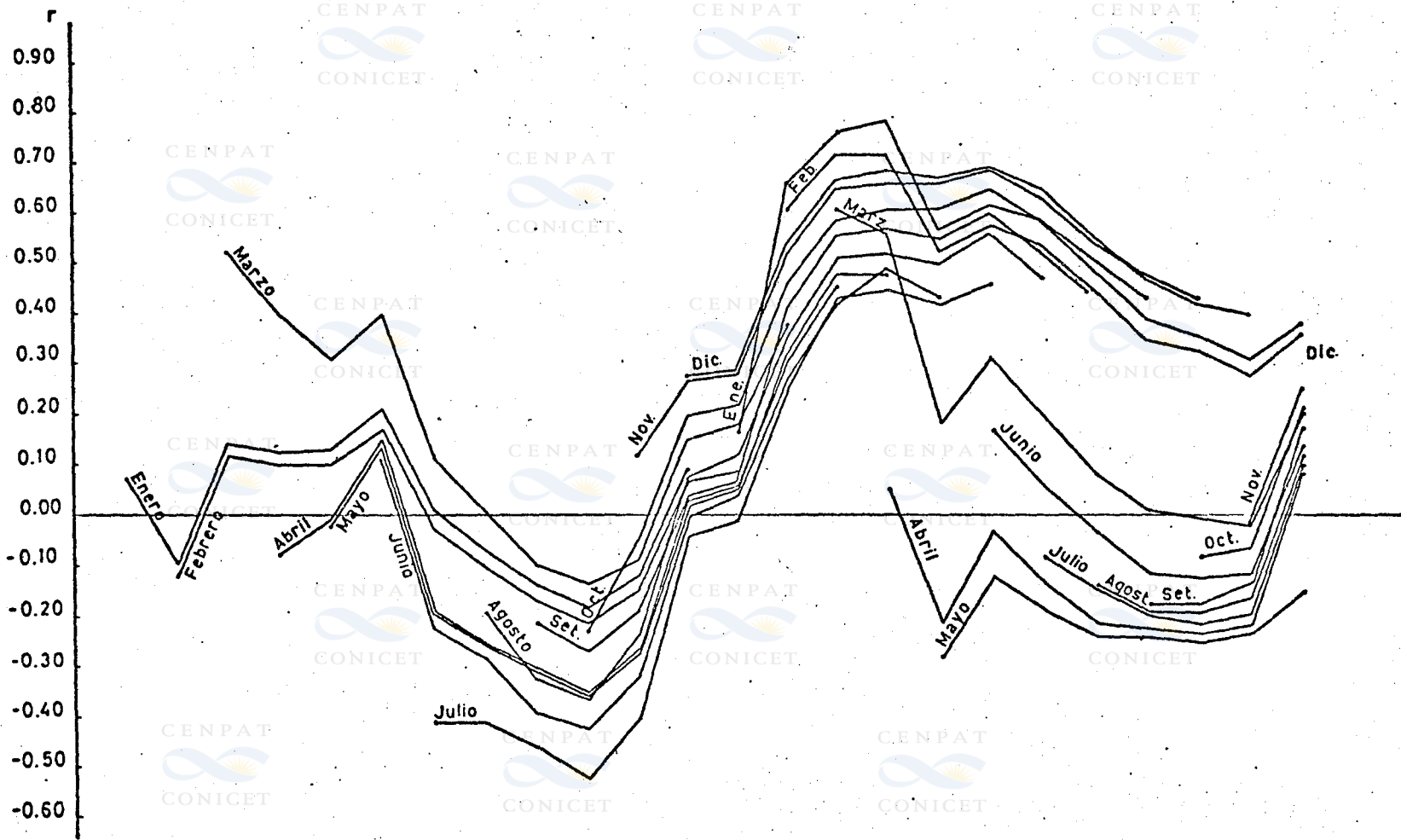


Figura. 6 : Estancia La Perla

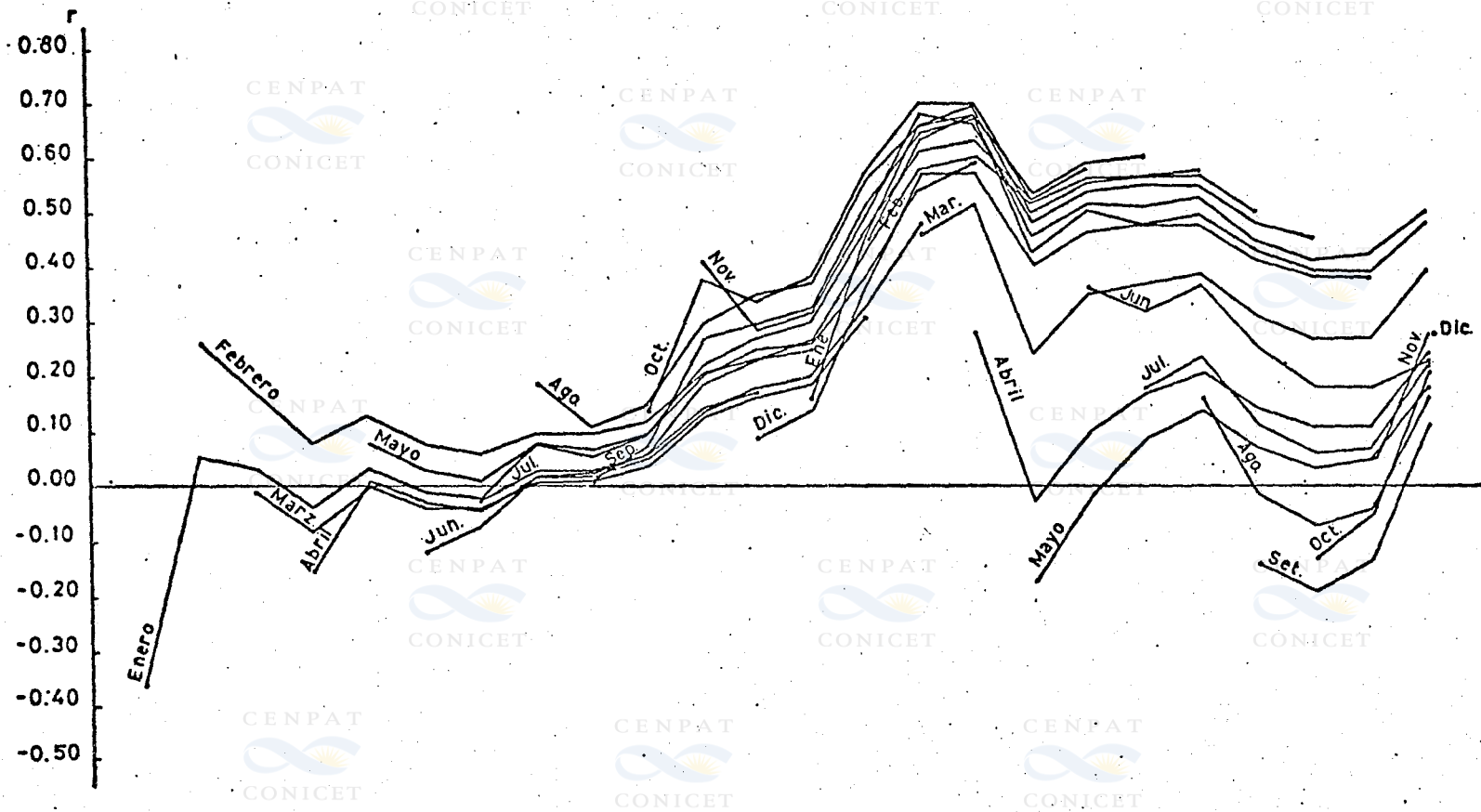


Figura 7 : Estancia Doradillo

RACHAS DE PRECIPITACION ESCASA EN LA ZONA ARIDA DEL CHUBUT. (**)

María M. Rivero (*)
Centro Nacional Patagónico
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas

RESUMEN

Se calculó para la zona árida del Chubut y para un período de 100 años, la frecuencia esperada de rachas de precipitación negativas con respecto a la moda de cada lugar y al nivel de 150 mm. (que es aproximadamente el valor medio de la moda en la región).

La estacionariedad y la independencia de cada serie con respecto a dichos niveles se estudió mediante las pruebas de χ^2 y *Fisher*. Se aceptó la estacionariedad en la totalidad de las estaciones, y en algunas no se descartó la dependencia del proceso.

Por ello, para cada serie, se calculó el coeficiente de autocorrelación, el índice de ergodicidad y el desvío entre la duración media esperada de las rachas negativas (calculadas con un modelo para procesos independientes) y la duración media observada.

Para cada serie se calculó la frecuencia esperada y el desvío standard de las rachas de distinta duración suponiendo : 1°) un proceso independiente y 2°) un proceso de *Markov*; y se comparó con la frecuencia observada. El segundo método dió una mejor aproximación para las estaciones con índice de ergodicidad superior a 0,2.

Se calculó la frecuencia esperada y el desvío standard para las rachas negativas con respecto a la moda y para un período fijado en 100 años.

Se utilizó para ello el mapa del parámetro *Gamma* de la distribución de lluvias y en la zona con índice mayor a 0,2 se ajustaron las isolíneas a los valores calculados, suponiendo un proceso de *Markov*.

Esta información se presenta en un mapa para el caso de rachas de dos años.

Para rachas mayores, la variación espacial es del orden de la desviación standard, por lo que pueden considerarse un valor único para toda la región.

Se trazó el mapa de probabilidad de precipitación menor que 150 mm., que incluye la delimitación de la zona de índice de ergodicidad mayor a 0,2. Para las zonas con índice inferior a 0,2 se preparó una Tabla adjunta para el cálculo del tiempo medio de recurrencia menor o igual a 150 mm. en función de los valores de éste mapa.

Para las zonas con índice mayor a 0,2 se presentan tablas semejantes a las anteriores con los valores calculados en base a las series de datos de que se dispone y a partir de un modelo de *Markov*.

(*) Investigador Asistente del CNP (CONICET).

(**) Publicación del CNP Nro. 55 - 28 de Julio 28 (9120) Pto. Madryn (Chubut)

ESTUDIOS DE EVAPORACION EN GRANDES CUERPOS DE AGUA.

Ing. Roberto M. Quintela (*)
Centro de Investigaciones Biometeorológicas
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas

RESUMEN

En la primera parte de este trabajo se analiza la representatividad de la medición o evaluación de la evaporación en grandes cuerpos de agua y su relación con la evapotranspiración desde suelos.

A tal fin, se hace una descripción de los resultados obtenidos en distintos países, incluyendo la Argentina, mediante la utilización de métodos convencionales. Asimismo, se describen sucintamente algunos estudios efectuados por el autor sobre el tema, llegándose a la conclusión de que los resultados que se obtienen no son, en general, concluyentes y satisfactorios.

En consecuencia, en la segunda parte, se propone la aplicación en el país (y especialmente en las zonas áridas) de nuevos métodos : a) aerodinámico, b) balance de energía y c) por conversión de datos provenientes de tanques, según métodos australiano y de la U.R.S.S. .

1. INTRODUCCION

Uno de los problemas fundamentales que presenta la determinación de la evaporación es el de cuantificar debidamente la representatividad de su medición o evaluación, tanto en lo que respecta a grandes cuerpos de agua o a la evapotranspiración desde suelos, con vegetación variable. En todos los casos el proceso físico es el mismo, pero cuando hay vegetación, la heterogeneidad de la cubierta vegetal y la variabilidad biológica de la resistencia al flujo interno introducen modificaciones en el proceso.

Para juzgar la representatividad de las mediciones es conveniente puntualizar que la evaporación depende de tres factores principales. El primero es la disponibilidad de energía en la superficie evaporante a fin de suministrar la demanda de calor latente, proveniente de la radiación solar, celeste y desde nubes, así como el calor sensible transmitido desde el suelo y el aire adyacentes. Las otras influencias son las que determinan el gradiente de la tensión de vapor entre la superficie del agua y del aire y las que contribuyen a intensificar el flujo de vapor desde la superficie del agua (viento). Bajo condiciones estables, el ajuste de los tres factores producen una evaporación determinada, pero si alguno de ellos cambia, no incide necesariamente en un cambio proporcional en la evaporación sino que la modificación asociada de los otros factores se traducirá finalmente en un nuevo estado metastable

(*) Investigador Principal del CIBIOM (CONICET).

Todo este fenómeno es prácticamente imposible de reproducir en escala reducida (como es un tanque o un evapotranspirómetro) y, por otra parte, la medición en períodos cortos está afectada por errores instrumentales y de observación, así como de diferencia en la velocidad de cambio de los factores determinantes.

En otros trabajos se han señalado los errores que se cometen al aplicar a las lecturas del tanque tipo A el coeficiente 0,7, a fin de calcular las pérdidas por evaporación en grandes cuerpos de agua (Quintela, 1962; Quintela, Medina y Piazza, 1970).

Todos estos factores introducen serias dudas con respecto a la representatividad de la evaporación medida o calculada, con referencia al fenómeno físico que se produce en condiciones naturales. El propósito de esta comunicación es sugerir planes de acción para superar el problema, mediante la utilización de procedimientos no convencionales, aplicados en períodos relativamente breves pero intensivamente.

Como consecuencia de lo manifestado, se deduce que la evaporación desde superficies naturales muestra considerable variabilidad espacial, tanto a nivel local como regional. Esto se traduce en que es ilusorio extremar la precisión en los métodos de medición (se mide al décimo de milímetro) si éstos no reflejan la realidad física del fenómeno.

2. EVALUACION DE METODOS

Los tres métodos principales para medir o evaluar la evaporación desde superficies naturales, exigen tres tipos de determinaciones: a) el término evaporación en la ecuación del balance del agua; b) el término calor latente en el balance de energía; y c) el flujo neto vertical de vapor de agua en las capas de aire cerca de la superficie evaporante. Se han desarrollado métodos combinados para determinar b) y c) y existen fórmulas (Penman, Thornthwaite, Turc, Mc Ilroy, etc.) en función de parámetros meteorológicos, las que adecuadamente aplicadas, posibilitan la evaluación indirecta del proceso físico.

Cabe señalar que debe tenerse especial cuidado en la aplicación de estas fórmulas, pues los errores que pueden cometerse, en algunos casos, son de orden de magnitud no despreciable. Comparando la evaporación calculada por el método de Penman con la medida del tanque, en una estación en zona árida, se han encontrado diferencias relativas del orden del 20 % para lapsos cortos. Al respecto es de interés mencionar que la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Desertización (Nairobi, Kenia, agosto 1977) aprobó un mapa mundial (escala 1.25.000.000) preparado por la FAO y la UNESCO, con datos suministrados por la OMM, mediante el índice $I = \frac{\text{Precipitación}}{\text{Evapotranspiración}}$, en el que la evapotranspiración

fue calculada con la fórmula de Penman. La aplicación de este criterio de clasificación a zonas áridas parece discutible, por lo dicho anteriormente y queda confirmado, si se analizan los resultados obtenidos en la Patagonia, en donde aparece una faja norte-sur entre los meridianos 69° y 71°, que se designa como semiárida, debiéndole corresponder en rigor la de árida. Por otra parte la evapotranspiración potencial sólo se alcanza en períodos cortos, después de lluvias intensas, especialmente en zonas áridas.

3. REPRESENTATIVIDAD DE LAS MEDICIONES CON TANQUES

¿Qué representatividad tiene el tanque como medidor de evaporación en sí y, más aún, al transferir el dato a grandes cuerpos de agua?

Además, otro aspecto que preocupa es el de la gran dispersión de los valores diarios, no atribuibles a los factores que inciden en la evaporación. A fin de aportar nuevos elementos de juicio, se analizó la distribución de frecuencias de los valores de verano (período 1968-77) para el Observatorio Central de Buenos Aires, del Servicio Meteorológico Nacional, obteniéndose una curva ligeramente asimétrica.

Para obtener una curva más representativa se hizo la conversión en referencias tipificadas, con variables normalizadas tomando como abscisas $Z = \frac{X - \bar{X}}{\sigma}$, la cual da un buen ajuste

(gráfico N° 1). Sin duda mejor ajuste se logra con la función Gamma incompleta.

Estos resultados proporcionan un grado de confianza razonable con respecto a la representatividad de los valores del tanque, en lo que se refiere a su propia evaporación, pero queda la incertidumbre al trasladar dichas observaciones a grandes áreas (embalses, lagos). Al respecto nos remitimos a los trabajos del autor efectuados en la Estación Experimental del INTA en Castelar (provincia de Buenos Aires), bajo la supervisión del Servicio Meteorológico Nacional.

Se han trasladado estos estudios a zonas áridas y a tal efecto se ha aplicado la ecuación de *Doorenbos y Pruitt*, que en realidad es la de *Penman* modificada para obviar el conocimiento de la radiación global. La ecuación se expresa por

$$E = C [W.R_n + (1 - W) \cdot f(u) \cdot (e_a - e_d)] \quad (\text{mm/día})$$

Término de radiación Término aerodinámico

donde:

C = factor de ajuste

W = factor que tiene en cuenta la temperatura (radiación)

R_n = radiación neta expresada en evaporación equivalente

f(u) = factor función del viento

(e_a - e_d) = diferencia entre las tensiones de vapor en el aire y en el agua

La f(u) = 0,27 (1 + U), en la que U es el viento medio en 24 horas a 2 m. de altura.

(1-W) = es un factor que tiene en cuenta el efecto del viento y la humedad sobre la evaporación.

La ventaja de esta fórmula reside en que la radiación neta R_n (diferencia entre radiación entrante y saliente) puede calcularse indirectamente en función de R_a (radiación recibida en el límite de la atmósfera, función de la latitud), de las horas de heliofanía y de la temperatura y humedad.

Una parte de R_A es absorbida y dispersada a través de la atmósfera, el remanente llega hasta la superficie (R_s). Una fracción de R_s es reflejada directamente por el suelo y el coeficiente depende de la naturaleza del suelo: para agua es igual a 6 aproximadamente; ingresa R_{ns} como radiación solar de onda corta. La radiación neta R_{nl} de onda larga es energía perdida.

También se ha ensayado una fórmula simple utilizada en España, en zonas áridas, que es la de *Seco y Garmendia*.

$$E = K 10^{0,03 \bar{t}_m} + 0,001 \bar{u}$$

donde: K = de 0,42 a 0,58; \bar{t}_m = temperatura media mensual de las máximas diarias

(° C) y u = recorrido mensual del viento (Km/h).

Asimismo se ha aplicado la fórmula de *Grassi - Christiansen*, recomendada para el cálculo de la evapotranspiración potencial para zonas áridas y semiáridas, la que hemos modificado ligeramente a efectos de aplicarla a evaporación en superficies libres de agua :

$$E = K C_R \cdot C_N \cdot C_T \cdot C_{\Delta T}$$

donde $K = 5,46$; C_R = coeficiente de radiación $f(R_A)$; C_N = coeficiente de nubosidad;

C_T = coeficiente de temperatura y $C_{\Delta T}$ = coeficiente de amplitud de la temperatura.

Todos los coeficientes han sido calculados para un albedo correspondiente a superficies libres de agua. *Penman (1956)* estima la evapotranspiración potencial con un coeficiente de reflexión del 25 %, mientras que para evaporación en lagos lo estima en un 5 %.

4. COMPARACION DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS

Cabe señalar que los ensayos se han efectuado para dos subzonas climáticas diferentes dentro de la gran zona árida del país : SAN JUAN (clima cálida y muy seco) y NEUQUEN (moderadamente frío y ventoso).

Los resultados se han volcado en los gráficos N° 2 y 3 y en los cuadros N° 1 al N° 4.

Para San Juan : Los totales anuales son muy similares : tanque *A* = 1900 mm ; *Doorenbos y Pruitt* = 1855 mm ; *Grassi-Christiansen* = 1962 mm y *Seco y Garmendia* = 1828 mm . En cambio la marcha anual es diferente; tomando como referencia el tanque *A* : *Doorenbos-Pruitt* coincide prácticamente desde agosto hasta febrero y da valores menores desde marzo hasta julio; *Grassi* ajusta bien en verano y otoño y sobreestima en invierno y primavera y *Seco y Garmendia*, en general, da valores menores salvo en verano.

Para Neuquén : En comparación con los 1666 mm anuales del tanque *A* (multiplicado por 0,7) todas las fórmulas sobreestiman : *Penman (Doorenbos y Pruitt)* : 2244 ; *Grassi* : 1752 mm y *Seco y Garmendia* : 1913 mm. Y dan valores que duplican los obtenidos para evaporación potencial por *Thorntbwaite (Burgos, 1951; Scian, 1975)*.

En el caso de la fórmula de *Penman (Doorenbos y Pruitt)* la sobrevaloración se debe evidentemente a la influencia del término aerodinámico. En el cuadro N° 1 se muestra comparativamente la acción de cada término para San Juan y Neuquén : es visible que el término aerodinámico (viento) es el doble en Neuquén que en San Juan.

Es importante señalar que *Scian (1977)* al estudiar la evaporación en los lagos *Musters* y *Colhue-Huapí*, aplicando *Penman* modificado con la teoría del perfil del viento logarítmico aplicado a condiciones adiabáticas, obtuvo resultados razonablemente semejantes a los citados, aunque algo menores, especialmente en invierno y otoño. *Cruff y Thompson (1967)* llegaron a resultados comparativos similares en zonas áridas de E.E.U.U. (gráfico N° 4).

Obsérvese que el asunto reviste importancia relevante para un espejo de agua de gran extensión como el de *El Chocón-Cerros Colorados* (área = 1416 Km²). Suponiendo en un día de verano una evaporación de 9 mm/día, la evaporación es del orden de los 13 Hm³/día.

Una diferencia de un 15 % corresponde a 2 Hm³ de agua, volumen apreciable que incide fuertemente en la energía generada y en el agua para otros usos.

Estos resultados han conducido a recomendar la ejecución de estudios especiales empleando nuevos métodos, que aportarían elementos de juicio, especialmente en zonas frías en base a procedimientos basados en procesos energéticos y aerodinámicos.

Budyko (1956) sostiene que puede estimarse la distribución de la evaporación mensual en porcentaje de la anual, teniendo sólo en cuenta las zonas geobotánicas (suelo-clima). Este método es designado en la U.R.S.S. como de "relación de porcentajes". Por ejemplo para estepas áridas, denominación que puede aplicarse a ambas estaciones testigo, los porcentajes mensuales son los que muestra el cuadro N° 2.

Se nota que los porcentajes no coinciden con los valores obtenidos con tanques. Aparentemente hay errores en las estimaciones basadas exclusivamente en el balance de radiación.

En la U.R.S.S. se sigue usando para estimar la evaporación en lagos, la fórmula de Dalton, modificada (*Kuzmin y Vershinin*) (1973) $E = (a + ab U_z) \cdot (e_s - e_2)$, y adoptan los coeficientes $a = 0,14$; $b = 0,72$ y $z = 2$ m, tomados sobre la superficie del espejo de agua. En caso de ausencia de tales observaciones pueden usarse datos de estaciones terrestres situadas en zona climática semejante (homoclima). La transferencia de datos debe hacerse teniendo en cuenta la transformación del flujo de aire afectado por la superficie circundante, la topografía y la longitud media del viento prevalente sobre el espejo de agua. Obsérvese la semejanza con el método aplicado en los EE.UU. para estudiar los lagos Mead y Hefner y también los que se efectúan en Australia.

En los EE.UU. a partir de los datos obtenidos en el lago Hefner se obtuvieron varias ecuaciones semiempíricas

$$E = 0,122 (e_s - e_2) U_4$$

$$E = 0,097 (e_s - e_8) U_8$$

$$E = 0,109 (e_s - e_4) U_4$$

En todas las ecuaciones: E (mm/día); U (m/seg); e (mb) y los subíndices numéricos son las alturas en metros.

Entendemos que en la Argentina se están efectuando investigaciones similares en el C.I.H.R.S.A. (*Comunicación personal del Ing. E. Bustamante*). La aplicación práctica de este método (transferencia turbulenta del vapor de agua) está restringida por los requerimientos de exactitud requeridos para medir viento y humedad en dos niveles relativamente próximos.

El mismo *Penman (1956)* admite que con su fórmula es posible sobreestimar la evaporación en un 100% con vientos fuertes (caso Neuquén), mientras que la evaporación se sobreestimaría solo en un 10% en lo que respecta a una superficie libre de agua (lago).

En términos generales, al citar a *Penman* podemos considerar a la evapotranspiración potencial como equivalente a la evapotranspiración de una superficie libre, de gran área pero sin capacidad de almacenamiento de energía interna. Y esta depende de la profundidad del lago o del embalse.

Por otra parte, es siempre riesgoso trasladar los datos de evaporación de un lago a otro, porque inciden la forma de la superficie evaporante y la dirección de los vientos prevalentes.

Con respecto a la advección neta es en general pequeña y puede despreciarse. En el lago Mead fue estimada en unos 30 cm. por año, como consecuencia del flujo de entrada más frío que el de salida (*Harbeck, 1958*).

Estimamos que la relación es : $E_t = f \cdot E$, siendo E = evaporación desde una superficie libre de agua y f = de 0,6 a 0,8, coeficiente que depende de la longitud del día y de la estación del año (*Penman, 1948*). Sin embargo *Pruitt y Lourence (1968)* encontraron que para un lisímetro muy grande y confiable la relación se aproxima a la unidad.

También se aplicó un método sugerido por *Hamon (1963)* que establece que la evaporación potencial media diaria es proporcional al producto de las horas de luz solar por la humedad absoluta a la temperatura media (similar al concepto de *Thornthwaite*).

Aceptando que la relación de Bowen es constante (o poco variable) se puede suponer que una humedad relativa media existe a cierta altura cerca de la superficie, lo cual trae como consecuencia una proporcionalidad entre la densidad del vapor de agua saturado en la superficie y la densidad de vapor a la altura de referencia. Por lo tanto, si los otros factores se mantienen con poca variación y refiriéndose a las ecuaciones de transporte turbulento, la evapotranspiración potencial puede considerarse como proporcional a la densidad del vapor de agua P_t a la temperatura del aire cerca de la superficie :

$$E_t = C \cdot D^2 \cdot P_t \quad (x)$$

en la que E_t representa la evaporación media, D es la cantidad probable de horas de luz solar, en unidades de 12 h, P_t es la humedad específica a la temperatura media diaria en grados por metro cúbico (por 10^{-2}) y $C = 0,70$. Este valor de C ha sido ampliamente discutido por *Blaney (1963)*; en este caso se ha adoptado 0,70 por el tipo de embalse (El Chocón).

La comparación de evaporación en lagos fue realizada en New England y en New York (*Knox and Nordenson*) y revelaron que la ecuación de *Hamon* difería con la estimación de la evaporación en el lago en no más de $\pm 7,5$ cm. Esta correspondencia sólo puede esperarse en regiones húmedas, donde el efecto de "oasis" es pequeño.

En regiones áridas la evaporación en lagos excede a la evapotranspiración potencial, salvo en zonas irrigadas o en valles de cursos de agua.

Se aplicó la fórmula de *Hamon* a San Juan y Neuquén y los resultados fueron aceptables, dentro de lo que muestra el cuadro N° 4.

A título ilustrativo se incluye como gráfico N° 5 una copia de la evaporación acumulada (media y computada) por *Mc. Kay (1962)*, en el Weyburn Reservoir (Canadá) por distintos métodos. Este embalse está ubicado en una latitud similar a la del Musters y del Colhue Huapí.

5. PROPUESTAS DE APLICACION DE OTROS METODOS DE CALCULO.

En los últimos años se han desarrollado nuevos métodos cuya aplicación en otros países (Australia, U.R.S.S., EE.UU.) ha permitido mejorar el conocimiento de la evaporación en grandes cuerpos de agua. Estos métodos son : a) aerodinámico; b) balance de energía y c) por conversión de datos provenientes de tanques (método australiano).

El método aerodinámico parametrizado exige observaciones de velocidad y dirección del viento y tensión de vapor en el aire a 2 m. y en la superficie del agua y el balance de energía requiere mediciones de la radiación neta, temperatura del agua del lago y de sus emisarios. La determinación más delicada se refiere a la medición de perfiles verticales de temperatura y humedad con gran precisión.

La conversión de las mediciones con tanques incluye la determinación de un coeficiente que depende de las tensiones de vapor a 4 m. de altura y en la superficie del lago.

Mazzeo (1979) trata la solución del problema mediante el estudio de la difusión turbulenta del vapor de agua, empleando el análisis dimensional generalizado, siguiendo a *Sutton (1934)* y a *Pasquill (1962)*; se llega a una ecuación aplicable al conjunto de nuevas experiencias que proponemos.

Tales investigaciones, realizadas en períodos relativamente breves, permitirían conocer con mayor exactitud las pérdidas por evaporación en lagos y embalses y contribuirían a mejorar la determinación de los balances hídricos, especialmente por la incertidumbre que dejan otros métodos, en las regiones áridas.

6. AGRADECIMIENTO

Agradezco al Director General del Servicio Meteorológico Nacional las facilidades que me ha otorgado para la ejecución de este trabajo, que fue iniciado cuando el autor pertenecía a esa Institución (con el apoyo de un subsidio de la SECYT) y fue completado posteriormente en 1981.

7. BIBLIOGRAFIA

- AUSTRALIAN WATER RESOURCES COUNCIL (1970). Evaporation from water storages. Hydrological Series N° 4. Canberra.
- AUSTRALIAN WATER RESOURCES COUNCIL (1970). Estimating evapotranspiration. An evaluation of techniques. Report by an advisory panel. Canberra.
- AUSTRALIAN WATER RESOURCES COUNCIL (1970). Technical Papers N° 1 y 2.
- *Burgos, J.J. (1963)*. El clima de las regiones áridas en la República Argentina. IDIA. Tomo XVII N° 4. Buenos Aires.
- *Burgos, J.J. y colaboradores*. Trabajos sobre evapotranspiración, sequía edáfica y balances hídricos.
- *Doorenbos, J. y Pruitt, W.O. (1977)*. (FAO Irrigation and drainage paper N° 7.
- *Grassi, G. y Teves, E. (1966)*. Evapotranspiración en la República Argentina estimada por la fórmula de Grassi-Christiansen. IDIA. Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria N° 226.
- *Kobler, M. ; Nordenson, J. and Fox, W. (1955)*. Evaporation from pans lakes. Weather Bureau Research Paper N° 38. Geneva.
- *Kobler, M. and collaborators (1959)*. Water loss investigations. LAKE HEFNER Investigations. U.S. Bureau of Reclamation. Denver, Co. U.S.A..
- *Lamoreux, W. (1962)*. Modern formulae adapted to computer use. Monthly Weather Review 90 (1).
- *Mazzeo, N. (1979)*. Difusión turbulenta del vapor de agua y evaporación cerca de la superficie de la tierra. Meteorológica X (2).
- *Penman, H.L. (1956)*. Estimating evaporation. Transactions of American Geophysical Union. February 1956.
- PROCEEDINGS OF HIDROLOGY SYMPOSIUM N° 2 (1961). Evaporation. Toronto.
- *Pruitt, W.O. and Lourence, F. (1968)*. Correlation of climatological data with water requirements of crops. Univ. Cal. Water Sc. Engr. Paper, 9001.
- *Quintela, R. (1962)*. Estudios experimentales sobre evaporación S.M.N. Pub. C N°8.
- *Quintela, R. y Medina, L. (1969)*. Cálculo de la evaporación por métodos indirectos. IV Congreso Nacional del Agua.
- *Quintela, R.; Medina, L. y Plazza, L. (1970)*. Contribución al conocimiento del régimen de evaporación en la República Argentina. S.M.N. Pub. C N° 8.
- *Quintela, R. (1977)*. La evaporación en zonas áridas de la República Argentina. S. M.N. Pub. C N° 17.
- *Remenieras, G. (1965)*. L'hydrologie de l'ingenieur. Eyrolles. Paris.
- *Rodriguez de Lucero, N. (1974)*. Consecuencias de la evaporación desde el complejo hidroeléctrico de El Chocón-Cerros Colorados. Buenos Aires. S.M.N. Pub. C N° 15.
- SOVIET HYDROLOGY (varios años).
- *Scian, B. (1977)*. La evaporación en los lagos Musters y Colhue-Hupaí. C.N.P. Puerto Madryn (Chubut).



- *Scian, B. y Mattio, H.F. (1980)*. Estimación de la evaporación a partir de la aplicación de un modelo de regresión lineal. C.N.P. Puerto Madryn (Chubut).
- *Sutcliffe and Swan (1970)*. Symposium on World Water Balance, Vol. I. IASH-UNESCO. Reading. England.
- WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZACION (1966). Measurement and estimation of evaporation. Technical Note N° 83. Geneva.
- *Webb, E.K. (1960)*. Evaporation from lake Eucumbe, Div. Meteorol. Phys. Tech. Paper 10. C.S.I.R.O.



**CUADRO NRO. 1
METODO DE PENMAN
COMPARACION DE RESULTADOS**

TERMINO DE RADIACION												
	En	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sept	Oct	Nov	Dic
San Juan	4.76	4.17	3.11	1.87	1.03	0.68	0.76	1.25	2.12	3.27	4.19	4.65
Neuquén	4.08	3.52	2.55	1.45	0.78	0.27	0.43	0.94	1.67	2.73	3.93	4.65
TERMINO AERODINAMICO												
	En	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sept	Oct	Nov	Dic
San Juan	3.75	3.14	2.47	1.73	1.44	0.81	1.18	1.99	2.57	2.71	3.41	3.96
Neuquén	6.71	5.50	4.12	3.15	2.37	1.56	1.66	2.63	3.12	3.34	4.55	7.20

**CUADRO NRO. 2
PORCENTAJES MENSUALES**

	En	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sept	Oct	Nov	Dic
% Budiko	20	16	12	8	5	3	1	1	1	3	11	19
% Tanque A (San Juan)	14	11	10	8	6	3	3	5	7	9	12	12
% Tanque A (Neuquén)	15	13	9	7	4	3	3	5	7	9	11	14

CUADRO NRO. 3
EVAPORACION (mm/día)

ESTACION : SAN JUAN

	(Tanque Ax0.7)	Grassi		Penman		Seco y Garmendia		(Scian)
		E	%	E	%	E	%	
Verano	7.6	-7.3	-5	8.1	+6	8.3	+9	
Otoño	4.7	4.8	+1	3.9	-17	4.2	-12	
Invierno	2.4	3.2	+33	2.2	-9	2.4	0	
Primavera	6.0	6.2	+3	6.1	+2	5.2	-13	
Anual	5.2	5.4	+3	5.1	-2	5.0	-4	
NOTA : Los porcentajes son con respecto al Tanque A.								
ESTACION : NEUQUEN								
Verano	8.2	8.1		10.8		10.8		8.6
Otoño	3.4	4.2		4.6		3.5		2.2
Invierno	1.5	2.1		2.1		1.9		0.4
Primavera	5.1	5.7		6.1		5.0		5.4
Anual	4.6	4.8		6.1		5.2		4.1

**CUADRO NRO. 4
COMPARACION MENSUAL**

	En	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sept	Oct	Nov	Dic	AÑO
SAN JUAN													
Tanque A x (0.7)	8.0	7.3	6.4	4.8	3.0	2.1	2.2	3.0	4.5	5.8	7.7	7.6	5.2
Penman	8.5	7.3	5.6	3.6	2.5	1.5	1.9	3.2	4.7	6.0	7.6	8.6	5.0
Seco y Garmendia	8.8	7.6	5.9	3.7	2.8	2.0	2.2	2.9	3.6	5.0	6.9	8.5	5.0
Hamon	7.1	6.7	6.1	2.7	1.7	0.8	0.9	2.0	2.8	5.2	6.5	8.0	4.2
Grassi - Christiansen	7.8	7.0	6.0	5.0	3.4	2.5	3.1	4.1	5.4	6.7	6.5	7.0	5.4
NEUQUEN													
Tanque A x (0.7)	8.2	7.2	4.8	3.4	1.8	1.6	1.5	2.4	3.9	5.1	6.7	8.0	4.6
Penman	10.8	8.8	6.7	4.6	3.1	1.8	2.1	3.6	4.8	6.1	8.5	11.8	6.1
Seco y Garmendia	10.8	8.3	5.5	3.5	2.5	1.9	1.9	2.6	3.2	5.0	7.2	10.5	5.2
Hamon	7.9	6.5	4.1	2.7	0.9	0.4	0.4	1.7	3.2	5.2	6.6	8.0	4.0
Grassi - Christiansen	8.1	6.9	5.5	4.2	2.6	2.0	2.1	2.7	3.7	5.7	6.6	7.5	4.9

GRAFICO N°1. N.P. Conversión en referencias tipificadas (Variables Normalizadas) - EVAPORACION (Observ. Central Buenos Aires)
Diciembre - Enero - Febrero
1968 - 77

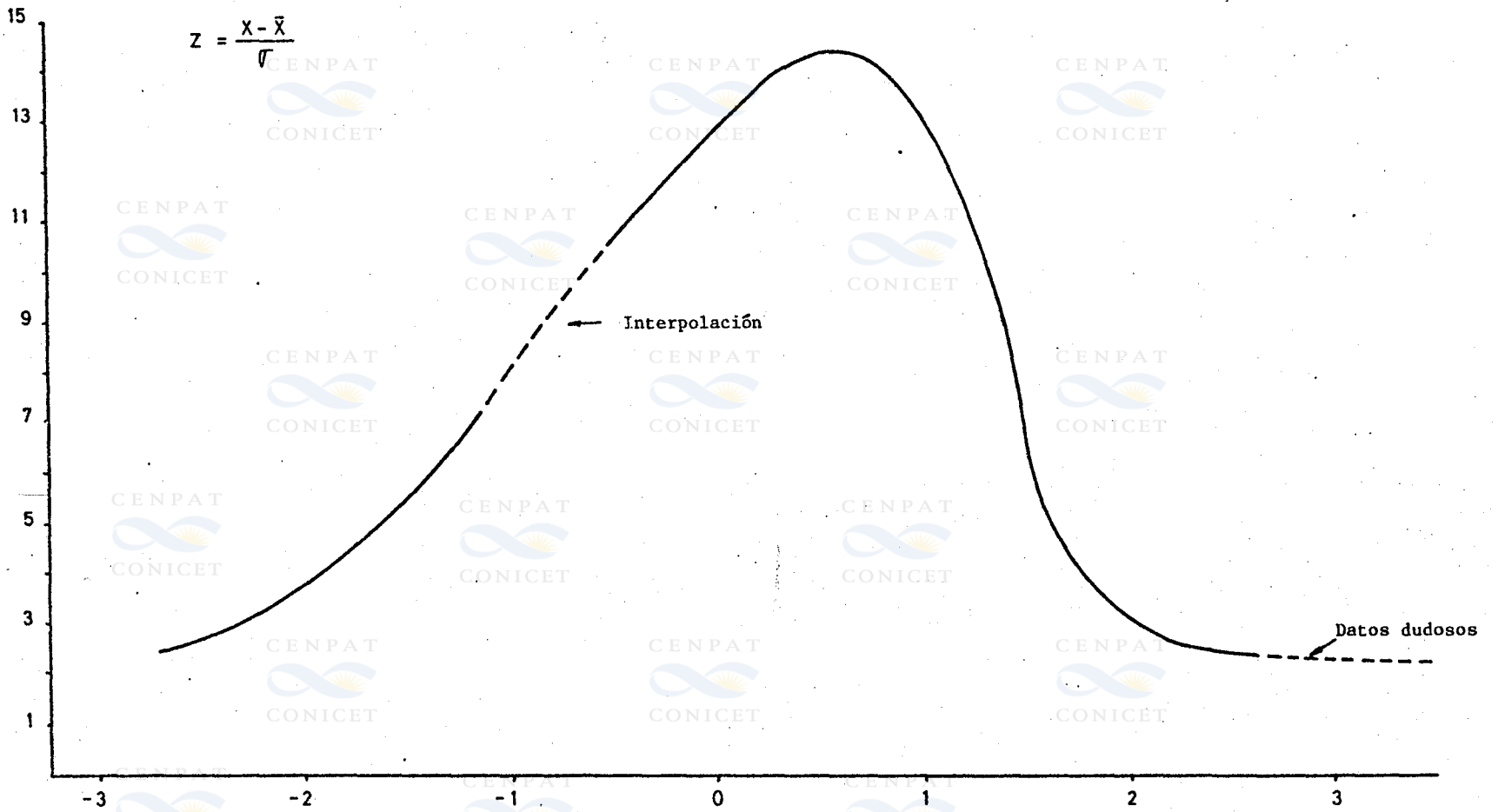


GRAFICO N°2. EVAPORACION
San Juan

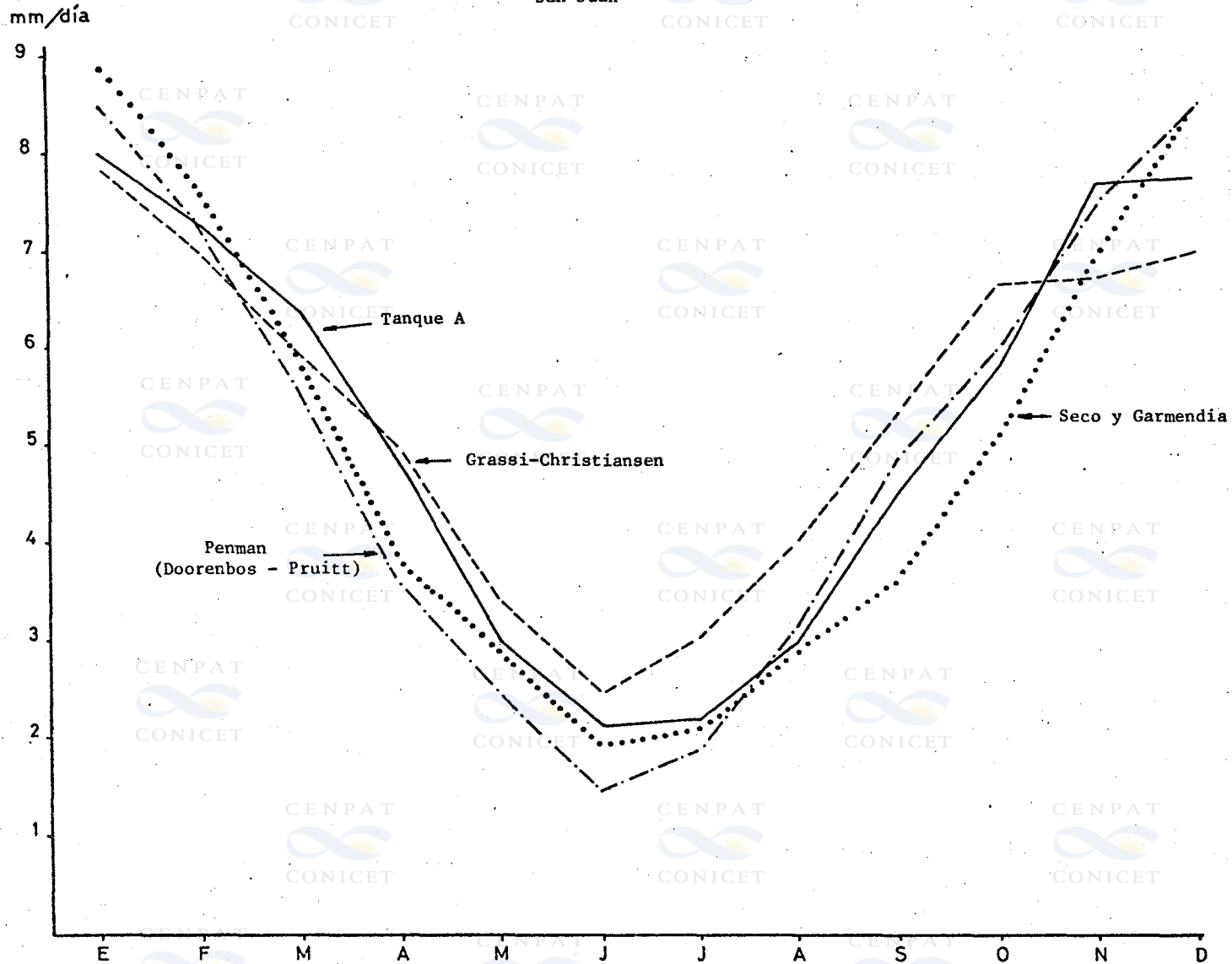


GRAFICO N°3. EVAPORACION
Neuquén

mm/día

10
9
8
7
6
5
4
3
2
1

Seco y Garmendia
Penman (Doorengos-Pruitt)
Tanque A
Grassi

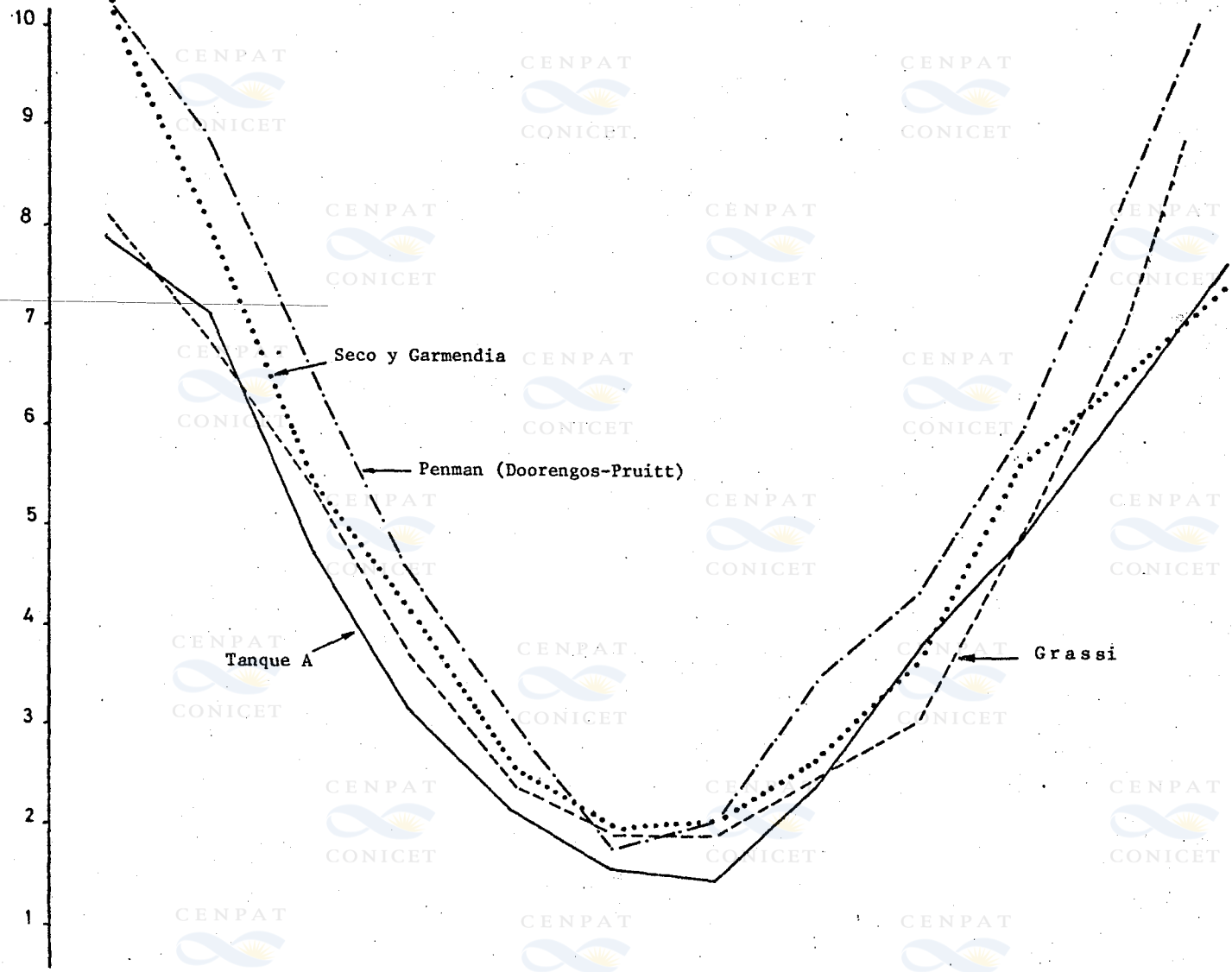
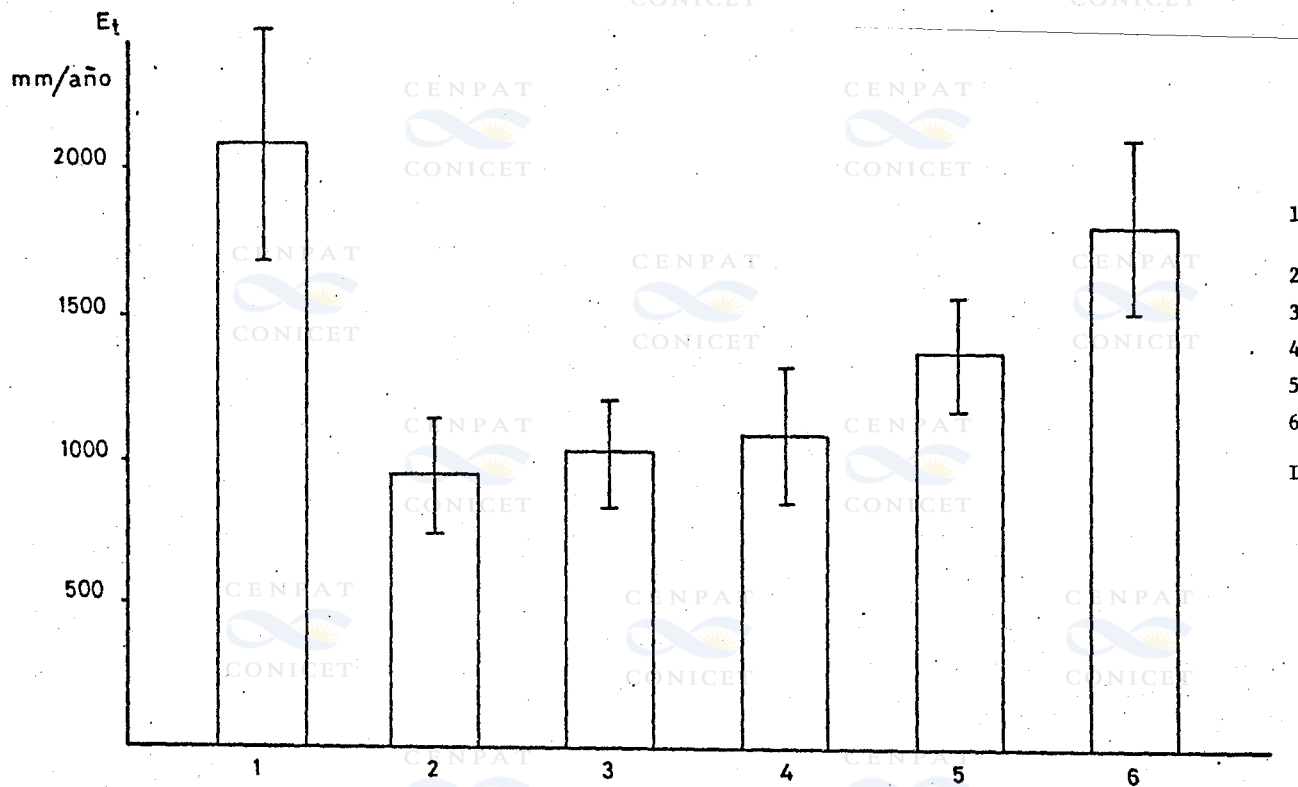


GRAFICO N° 4.

EVAPOTRANSPIRACION POTENCIAL MEDIA EN UNA ZONA ARIDA

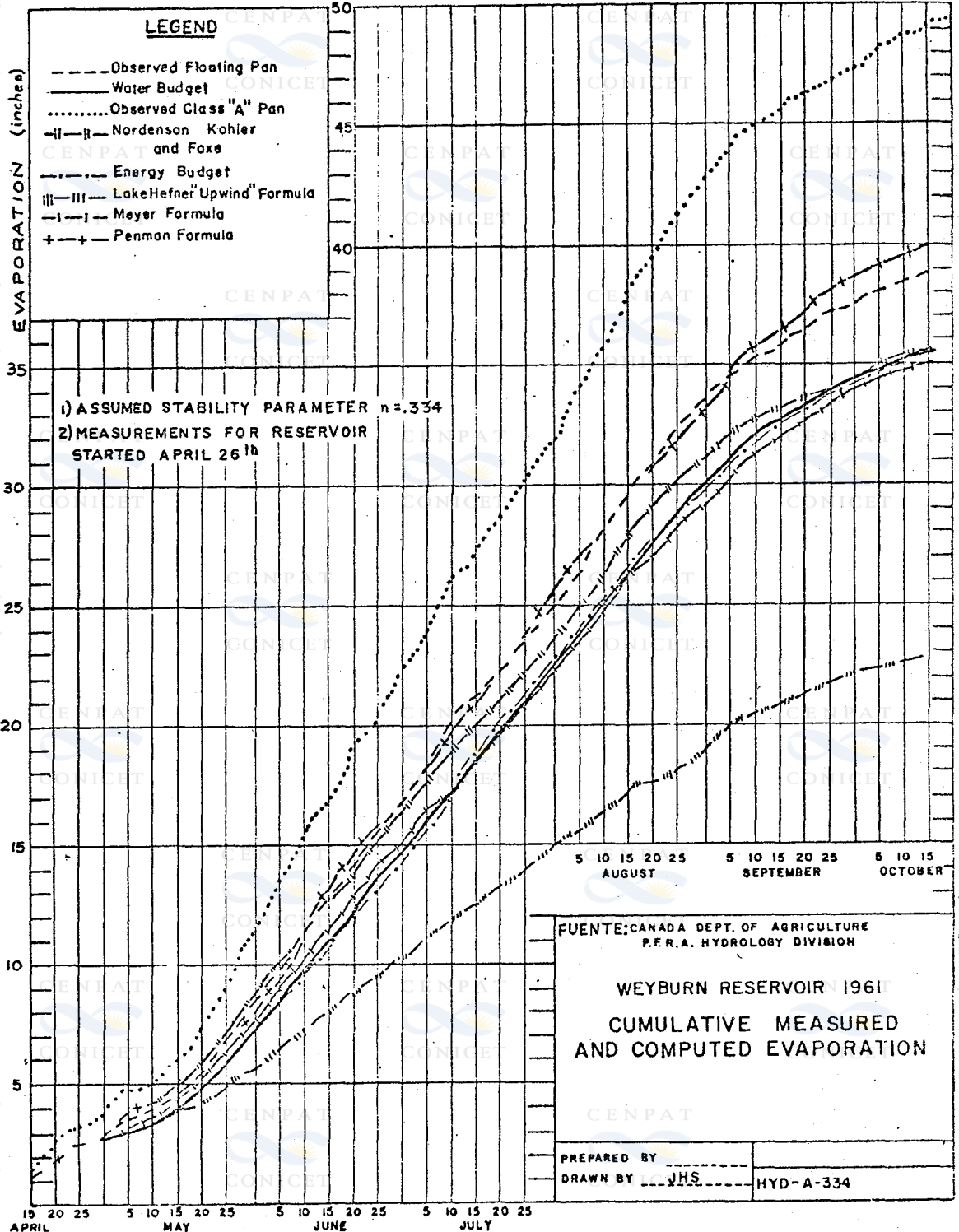


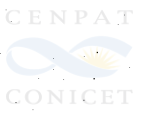
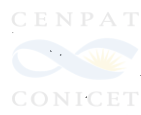
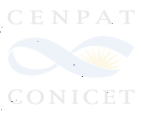
REFERENCIAS

1. Evaporación en lago (tanque corregido)
 2. THORTHWAITE
 3. LOWRY - JOHNSON
 4. HAMON
 5. BLANEY - CRIDDLE
 6. LANE PAT
- I. Desviación standard

FUENTE: CRUFF R.W. and THOMPSON T.H. (1967). A comparison of methods of estimating potential evapotranspiration from climatological data in arid and subhumid environments. Water Supply Paper N°1839 -M, US Govert. Printing Office. Washington.

GRAFICO N°5.





76983 (c) Centro Nacional Patagónico (CONICET)
Hecho el depósito que establece la Ley 11723

