

GEOESTADISTICA: UNA HERRAMIENTA PARA LA MODELACION EN ESTUARIOS

por

Ramón Giraldo H.¹, Walberto Troncoso ², José E. Mancera P.² & Néstor Méndez H.²

Resumen

Giraldo H. R., W. Troncoso, J. E. Mancera P. & Néstor Méndez H.: Geoestadística: una herramienta para la modelación en estuarios. Rev. Acad. Colomb. Cienc. **24**(90): 59-72, 2000. ISSN 0370-3908.

Se aplican métodos geoestadísticos en la modelación de variables fisicoquímicas y biológicas medidas en el estuario Ciénaga Grande de Santa Marta, localizado en la costa Caribe de Colombia. Se hace el análisis de la información tomada en marzo de 1997 en dicho ecosistema. Los resultados indican que las variables consideradas presentan fuertes estructuras de dependencia espacial y que por consiguiente es recomendable la aplicación de la técnica kriging y la posterior realización de mapas de distribución para dar explicación de este tipo de información. No obstante que la toma de muestras fue realizada en la época de mayor sequía de la región, las isolíneas de distribución en general indican que las magnitudes de las variables son más similares a las encontradas tradicionalmente en época lluviosa, posiblemente como consecuencia del efecto del fenómeno del niño.

Palabras clave: Dependencia espacial, semivariograma, kriging, estuarios.

Abstract

We apply geostatistical methods in the modelling of physical, chemical, and biological variables measured in the Ciénaga Grande of Santa Marta estuary, located on the Caribbean coast of Colombia. The information taken in march of 1997 was analyzed in this ecosystem. This data set indicates that the variables introduce strong structures of space dependence and thus the application of kriging and the subsequent preparation of maps of distribution are recommended in order to give explanation for this type of information. Though the sampling was carried out in the region during the dry season, distribution maps indicate in general that the magnitudes of the variables are more similar to those found traditionally in rainy season, possibly because of consequence of the phenomenon "El niño".

Key words : Spatial dependence, semivariogram, kriging, estuaries.

1. Universidad Nacional de Colombia. Departamento de Matemáticas y Estadística. Santafé de Bogotá. e-mail. rgiraldo@matematicas.unal.edu.co

2. Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras INVEMAR. Santa Marta. e-mail. lagunas@invemar.org.co

Introducción

En el proceso de evaluación y diagnóstico de la calidad del agua de los ecosistemas estuarinos se requiere estudiar la dinámica de las variables, su interrelación y el aporte de cada una de ellas a los cambios del mismo. Para la determinación de tales aspectos, se aplican tradicionalmente técnicas estadísticas multivariadas (Manly, 1994), las cuales suponen, cuando no son usadas desde un punto de vista descriptivo, que al estudiar un fenómeno se obtienen muestras de vectores aleatorios, lo cual implica independencia y por consiguiente no correlación. Esta estructura puede resultar inválida cuando se realizan mediciones de las características de interés en el tiempo o el espacio, donde no tiene sentido hablar de independencia. Para este tipo de fenómenos se tiene la idea de que mediciones de la misma variable cercanas en tiempo o espacio deben estar correlacionadas (Díaz-Francés, 1993). En presencia de información espacial o temporal es necesario entonces acudir a herramientas de análisis que contemplen dicha estructura, como son la geoestadística (Samper & Ramírez, 1990) y las series de tiempo (Box & Jenkins, 1976).

El estudio de variables con correlación espacial, por medio del análisis geoestadístico, surgió a partir de los años cincuenta en el campo de la minería. Matheron (1963) hizo una formulación rigurosa desde el punto de vista matemático.

Si bien la aplicación de la herramienta geoestadística es bastante reciente, existe un considerable número de ejemplos en los que se ha utilizado esta metodología en estudios ambientales con el ánimo de predecir y simular fenómenos espaciales. Hidrología, geología, agronomía, ciencias del suelo, ingeniería forestal, monitoreo ambiental, procesamiento de imágenes de satélite, astronomía o cualquier otra disciplina que trate con datos colectados en diferentes locaciones espaciales, necesita desarrollar modelos que involucren la estructura de dependencia entre las observaciones (Robertson, 1987; Cressie & Majure, 1995; Diggle *et al.*, 1995).

En el presente trabajo se realizan análisis geoestadísticos de variables fisicoquímicas y biológicas medidas en la columna de agua del estuario Ciénaga Grande de Santa Marta, con el objetivo de establecer el patrón de distribución espacial de las variables consideradas y con esto contribuir con la explicación de algunos fenómenos de deterioro que se presentan dentro del mismo.

Marco teórico de la geoestadística

1. Definición y objeto

La geoestadística es una rama de la estadística que trata con fenómenos espaciales (Journel & Huijbregts,

1978). Su interés primordial es la estimación, predicción y simulación de dichos fenómenos (Myers, 1987).

La geoestadística ofrece una manera de describir la continuidad espacial, que es un rasgo distintivo esencial de muchos fenómenos naturales, y proporciona adaptaciones de las técnicas clásicas de regresión para tomar ventajas de esta continuidad (Isaaks & Srivastava, 1989). Petigás (1996), la define como una aplicación de la teoría de probabilidades a la predicción estadística de variables regionalizadas (variables medidas en una región). Usualmente el modelamiento geoestadístico concierne con la predicción espacial, pero hay otras áreas importantes como la simulación y el diseño de redes óptimas de toma de muestras (Cressie, 1989).

Cuando el objetivo es hacer predicción, la geoestadística opera básicamente en dos etapas. La primera es el análisis estructural, en la cual se describe la correlación entre puntos en el espacio. En la segunda fase se hace predicción en puntos de la región no muestreados mediante la técnica *kriging*, para lo cual se requiere tomar como base el análisis estructural hecho en primera instancia, con el objetivo de hacer un mapa de distribución de la variable de interés. A continuación se presentan las definiciones teóricas relacionadas con las dos etapas mencionadas.

2. Análisis estructural y Kriging

Una variable distribuida en el espacio de forma que presente una estructura de correlación, se dice que es una variable regionalizada. De manera más formal se puede definir como un proceso estocástico con dominio contenido en un espacio euclidiano m -dimensional \mathbf{R}^m , $\{Z(x): x \in D \subset \mathbf{R}^m\}$. Si $m=2$, $Z(x)$ puede asociarse con una variable medida en un punto x del plano.

Sea $Z(x)$ una variable regionalizada, se dice que $Z(x)$ es estacionaria de *segundo orden* si cumple (Díaz-Francés, 1993):

$$a. E[Z(x)] = k, k \in \mathbf{R}, \forall x \in D \subset \mathbf{R}^m.$$

El valor esperado de la variable aleatoria es finito y es una constante para todo punto en el dominio (el valor promedio es igual en todo punto de la región).

b. $Z(x)$ tiene covarianza finita y es una función única del vector de separación h entre cada par de puntos X_i, X_j

$$\text{COV}[Z(x), Z(x+h)] = C(h) < \infty$$

Generalmente se trabaja sólo con la hipótesis que pide que los incrementos $[Z(x), Z(x+h)]$ sean estacionarios, esto es (Clark, 1979):

a. $Z(x)$ tiene esperanza finita para todo punto en el dominio. Lo que implica que la esperanza de los incrementos es cero.

$$E[Z(x+h) - Z(x)] = 0$$

b. Para cualquier vector h , la varianza del incremento está definida y es una función única de la distancia.

$$V[Z(x+h) - Z(x)] = 2\gamma(h).$$

$\gamma(h)$ se conoce como la función de semivarianza y caracteriza las propiedades de dependencia espacial del proceso (Robertson, 1987). Dada una realización del fenómeno, la función de semivarianza es estimada por medio del semivariograma experimental, que se calcula mediante (Wackernagel, 1995):

$$\gamma(h) = \frac{\sum_{i=1}^{n(h)} (Z(x_i+h) - Z(x_i))^2}{2n(h)},$$

donde $Z(x_i)$ es el valor de la variable en un sitio x_i , $Z(x_i+h)$ es otro valor muestral separado del anterior por una distancia h y $n(h)$ es el número de parejas que se encuentran separadas por dicha distancia.

Existen diversos modelos teóricos de semivarianza que pueden ajustarse al semivariograma experimental (función de semivarianza calculada con los datos muestrales). En Samper & Ramírez (1990) se presenta una discusión respecto a las características y condiciones que éstos deben cumplir. En general dichos modelos pueden dividirse en no acotados (lineal, logarítmico, potencial) y acotados (esférico, exponencial, gaussiano) (Warrick *et al.*, 1986). Los del segundo grupo garantizan que la covarianza de los incrementos es finita, por lo cual son ampliamente usados cuando hay evidencia de que presentan buen ajuste. Los parámetros básicos de estos modelos son el *efecto pepita* que representa una discontinuidad puntual del semivariograma en el origen, la *meseta* que es el límite del semivariograma cuando la distancia h tiende a infinito y el rango que es la distancia h para la cual dos observaciones son independientes (David, 1977).

Una vez ajustado el modelo teórico al semivariograma experimental $\gamma(h)$, es posible realizar la predicción en puntos no muestreados, empleando la técnica kriging (Cressie, 1989). Cada observación predicción es calculada mediante (Isaaks & Srivastava, 1989):

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i), \quad \text{con} \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (1)$$

La ecuación anterior indica que la predicción en cada punto no muestreado (x_0) es calculada como una combinación lineal de los n datos muestrales $Z(x_i)$. Se dice que $Z^*(x_0)$ es el mejor predictor, porque los pesos o ponderaciones (1) se obtienen de tal manera que minimizan la varianza del error de predicción. Estos son calculados encontrando los valores mínimos de una función sujetos a una restricción, para lo cual se utilizan los multiplicadores de Lagrange. Los valores de (1) se obtienen resolviendo el siguiente sistema de ecuaciones (Clark, 1979):

$$\begin{pmatrix} \gamma_{11} & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{1n} & 1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \gamma_{ij} & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{n1} & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{nn} & 1 \\ 1 & \cdot & \cdot & \cdot & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \lambda_n \\ \mu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{10} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \gamma_{n0} \\ 1 \end{pmatrix} \quad (2)$$

En donde γ_{ij} es igual a $\gamma(h)$, calculado para la distancia entre los puntos i, j , μ es la mitad del multiplicador de Lagrange empleado para la restricción dada en (1) y γ_{i0} es igual a $\gamma(h)$ calculado para la distancia entre la observación muestral i -ésima y el punto donde se desea hacer la predicción. La varianza de predicción en cada punto es calculada por (Cressie, 1993):

$$\sigma_o^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma_{i0} + \mu \quad (3)$$

En donde γ_{i0} y μ se interpretan igual que en el párrafo anterior y los (λ_i) son los valores encontrados al resolver (2).

Una vez se ha hecho la predicción en un conjunto de puntos diferentes de los muestrales por vía de kriging, se debe elaborar un mapa que de una representación de la variable de interés. Los más empleados son los mapas de contornos y los gráficos tridimensionales. En el caso de los mapas de contorno, se divide el área de estudio en un enmallado y se hace la predicción en cada uno de los nodos de éste mismo. Posteriormente interpolando se unen los valores predichos con igual valor, generando así las líneas de contorno o isolíneas de distribución.

Conjunto de datos y metodología

La información utilizada para el análisis fue tomada durante una jornada intensiva de registro realizada en marzo de 1997 en la Ciénaga Grande de Santa Marta (CGSM,

Fig. 1) (IGAC, 1973), en el período de mayor sequía registrado para la región (época seca mayor) (Bula-Meyer, 1985). Se analizaron datos en dos niveles de la columna de agua (superficie y fondo), de las variables salinidad, oxígeno disuelto (mg/l), sólidos en suspensión (mg/l), nitritos ($\mu\text{mol/l}$) y clorofila "a" ($\mu\text{g/l}$). Además se midió profundidad (m) y transparencia (m). Estas variables son consideradas como de gran influencia en los procesos de productividad primaria y biodiversidad de ecosistemas acuáticos como el considerado (Roldán, 1992). Para cada variable se obtuvieron 115 observaciones tomadas a lo largo de todo el sistema mediante registro sistemático de cuadrículas (cuadrículas de 4 km^2) (Fig. 2). La ubicación en cada punto de registro fue realizada mediante un geoposicionador GPS 100 SRVY II (Garmin, 1993).

Para dar cumplimiento a los objetivos planteados, se calculó en primera instancia el semivariograma experimental de cada una de las variables consideradas. Por medio del software GS + (Gamma Design, 1995) se hallaron sus correspondientes modelos y utilizando el criterio del mayor r^2 se seleccionaron los de mejor ajuste. Utilizando dichos modelos se calcularon los pesos o ponderaciones (λ_i) para hacer predicción de cada variable en sitios donde no se tomaron muestras mediante la técnica

kriging. Los resultados arrojados en el proceso de predicción se muestran en gráficas mediante mapas de contorno. Por último se hizo una discusión sobre el comportamiento espacial de las variables en la región de estudio, a través de la descripción de las isolíneas de distribución.

Resultados y discusión

1. Dependencia Espacial

En primera instancia se calcularon los semivariogramas experimentales (Figs. 3 y 4). La forma de estos indica que las variables presentan estructuras de dependencia espacial, dado que la semivarianza experimental no es constante en función de la distancia (Díaz-Francés, 1993).

Los rangos encontrados en los modelos teóricos ajustados (Tabla 2), superan los 11 km. y en algunos casos este parámetro alcanza los 25 km., lo cual resulta relativamente alto, teniendo en cuenta que la distancia entre los extremos sur y norte del sistema (la más amplia) no supera los 30 km. Lo anterior, además de reducir la varianza de predicción, es un índice de fuerte dependencia espacial y permite obtener superficies de predicción más suavizadas.

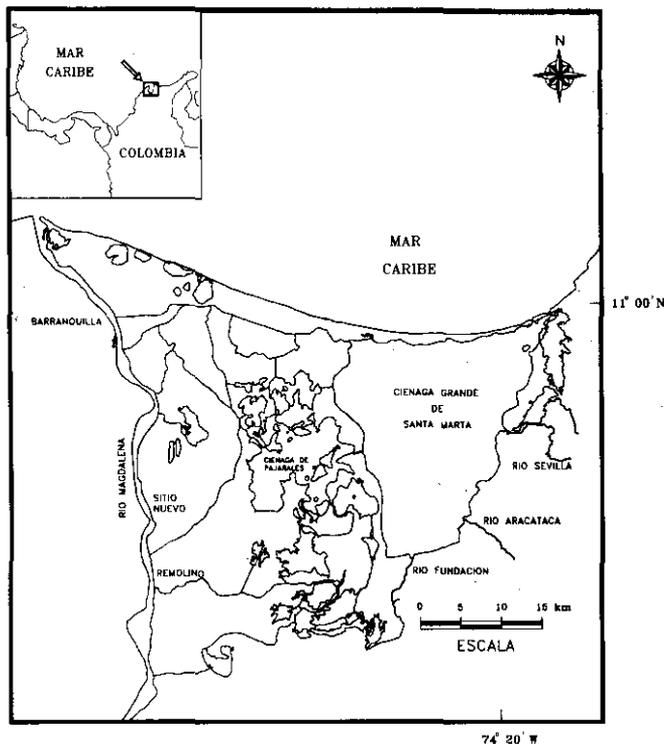


Figura 1. Ubicación geográfica del ecosistema lagunar estuarino Ciénaga Grande de Santa Marta.

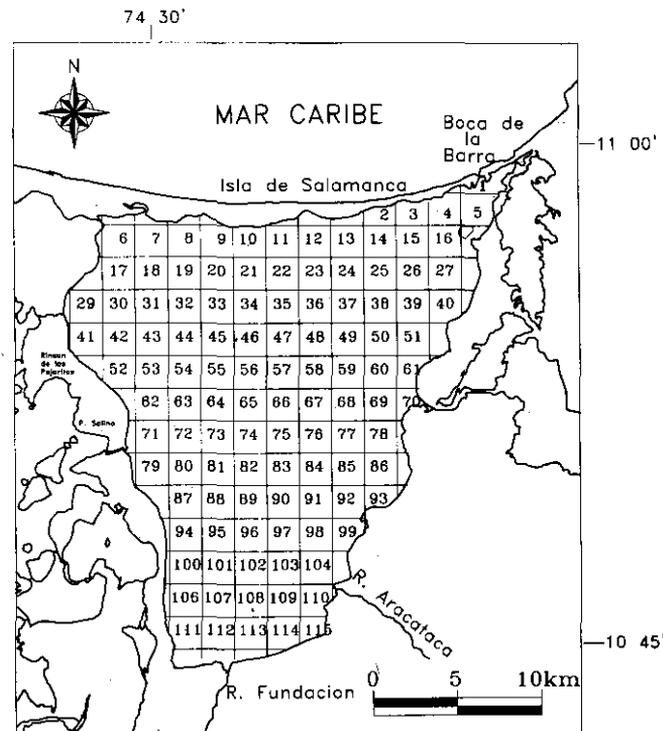


Figura 2. Cuadrículas en que fue subdividido el sistema Ciénaga Grande de Santa Marta para realizar la toma de muestras. Cada una de las 115 cuadrículas tiene un área de 4 km^2 . Los datos fueron tomados en el centro de cada una de ellas.

Es importante resaltar respecto a los otros dos parámetros, que en ningún caso el valor de la pepita supera el 50% del valor de la meseta (Tabla 2), lo cual, según Díaz-Francés (1993), es recomendable para que el modelo de correlación espacial describa bien la realidad. Si el ruido espacial en las mediciones explica en mayor proporción la variabilidad que la correlación del fenómeno, las predicciones pueden ser muy imprecisas.

Se puede afirmar que las variables oxígeno disuelto, profundidad y transparencia cumplen con la hipótesis de estacionaridad de segundo grado, dado que sus modelos son acotados (Biau *et al.*, 1997; Samper & Carrera,

1990). De otro lado salinidad, sólidos en suspensión, nitritos y clorofila "a", sólo cumplen la hipótesis intrínseca puesto que sus modelos son lineales (Evangelos & Flatman, 1988; Samper & Carrera, 1990).

Debido a que los resultados arriba descritos respecto a los semivariogramas experimentales y al ajuste de modelos teóricos, confirman la hipótesis de autocorrelación espacial en las características medidas en el estuario de estudio, es posible afirmar que los métodos geoestadísticos pueden ser una herramienta de gran utilidad en el modelamiento e interpretación de fenómenos observados en este tipo de ecosistemas. Cuando se utilicen métodos

Tabla 1. Medidas descriptivas de variables fisicoquímicas y biológicas medidas durante un muestreo realizado en marzo de 1997 en la Ciénaga Grande de Santa Marta.

Variable	Nivel de la columna	Promedio	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variación (%)
Salinidad	Superficie	17.6	13.02	34.9	16.1
	Fondo	18.04	13.94	33.9	15.5
Oxígeno	Superficie	8.80	3.03	16.2	36.9
	Fondo	5.68	2.64	13.4	36.8
Sólidos en suspensión	Superficie	218.2	103	318	18.8
	Fondo	215.35	86	310	19.6
Nitritos	Superficie	0.43	0.01	1.61	70.8
	Fondo	0.42	0.01	2.39	81.7
Clorofila a	Superficie	132.44	2.91	198.35	23.8
	Fondo	136.19	2.91	194.75	26.4
Profundidad		1.47	0.25	2.50	24.1
Transparencia		0.27	0.20	0.35	10.8

Tabla 2. Modelos teóricos ajustados a semivariogramas experimentales de variables fisicoquímicas y biológicas medidas en dos niveles de la columna de agua de la Ciénaga Grande de Santa Marta, durante una jornada de muestreo realizada en marzo de 1997.

Variable	Nivel	Modelo	Pepita	Meseta	Rango (m)	r ²
Salinidad	Superficie	Lineal	0.179	12.309	20000	0.89
	Fondo	Lineal	0.627	11.752	20000	0.99
Oxígeno	Superficie	Gaussiano	1.830	14.320	12940	0.99
	Fondo	Esférico	1.080	4.211	11650	0.99
Sólidos en suspensión	Superficie	Lineal	1087	1138	22000	0.90
	Fondo	Lineal	1408	557	20000	0.67
Nitritos	Superficie	Lineal	0.071	0.043	22000	0.87
	Fondo	Lineal	0.073	0.077	20000	0.70
Clorofila a	Superficie	Lineal	389.2	623.2	18000	0.91
	Fondo	Lineal	710	616.4	18000	0.91
Profundidad		Gaussiano	0.073	0.121	24850	0.99
Transparencia		Gaussiano	0.0069	0.0019	25000	0.85

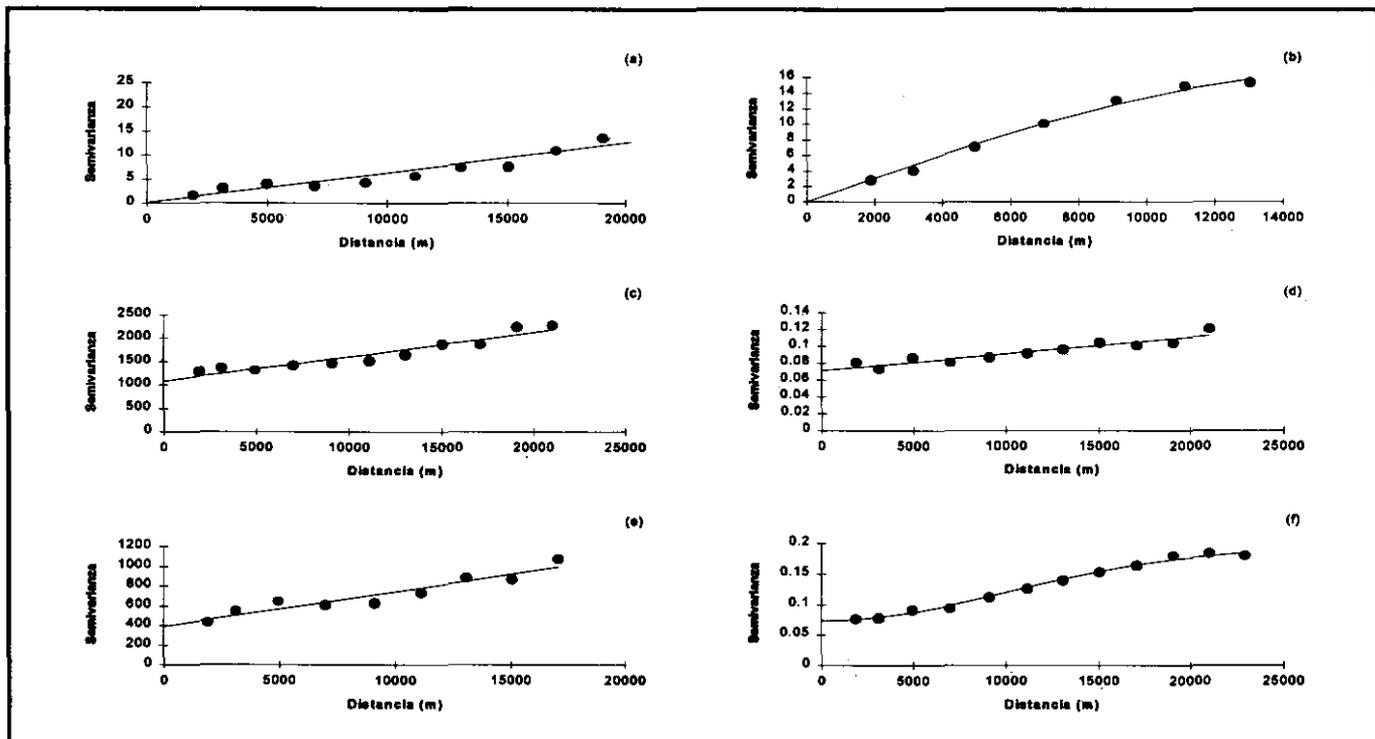


Figura 3. Semivariogramas experimentales (calculados con los datos de las muestras) y ajustes de modelos teóricos para las variables medidas en la superficie de la columna de agua de la Ciénaga Grande de Santa Marta en marzo de 1997. a) salinidad; b) oxígeno; c) sólidos en suspensión; d) nitritos; e) clorofila a; f) profundidad.

estadísticos tradicionales (regresión, análisis de varianza, técnicas multivariadas, toma de muestras) para el análisis de este tipo de información, debe involucrarse en los correspondientes modelos la estructura de correlación espacial implícita en los datos.

2. Mapas de distribución

2.1 Salinidad

Los valores medidos oscilaron entre 13.02 y 34.9 en el nivel superficial de la columna de agua y entre 13.94 y 33.9 en el fondo de la misma, con valores promedios de 17.6 y 18.04, respectivamente (Tabla 1). Observando los mapas de isóneas de distribución de dicha variable (Fig. 5), es posible concluir que existe gran homogeneidad en todo el cuerpo de agua, con excepción de la zona nororiental, puesto que los valores máximos y mínimos predichos varían sólo alrededor de 14 y 19 unidades.

En los dos mapas (superficie y fondo) de la figura 5, se evidencia la influencia que tienen las entradas de agua dulce y marina sobre la magnitud de la variable dentro del sistema. Las salinidades máximas se encuentran en la

zona nororiental (zona estuarina) donde hay entrada de agua marina a través del sitio denominado Boca de la Barra (Fig. 1), encontrándose allí valores superiores a 30 unidades. Hacia la zona centro del cuerpo de agua se presentan las menores magnitudes de la variable, valores entre 15 y 16 unidades, lo que parece ser consecuencia del aporte de agua dulce que se da en la desembocadura de uno de los tres ríos (río Sevilla) que baja de la Sierra Nevada de Santa Marta (SNSM). Así mismo se puede observar que en el sector occidental del sistema se presentan valores intermedios a los de las zonas antes mencionadas (alrededor de 19 unidades). Lo anterior puede deberse al efecto de intercambio de aguas, por medio de los canales Grande y Clarín, con el ecosistema Complejo Pajarales (Fig. 1), en donde se da un proceso de lavado de suelos hipersalinos en época de lluvias o cuando hay inundaciones.

Dada la similitud en magnitud y forma de distribución que se observa en los mapas de superficie y fondo (Fig. 5), se podría pensar que para la época seca del año, no existe estratificación de la columna de agua con respecto a esta variable.

Los valores de salinidad observados y predichos a través de la técnica kriging, resultan bajos con respecto a los

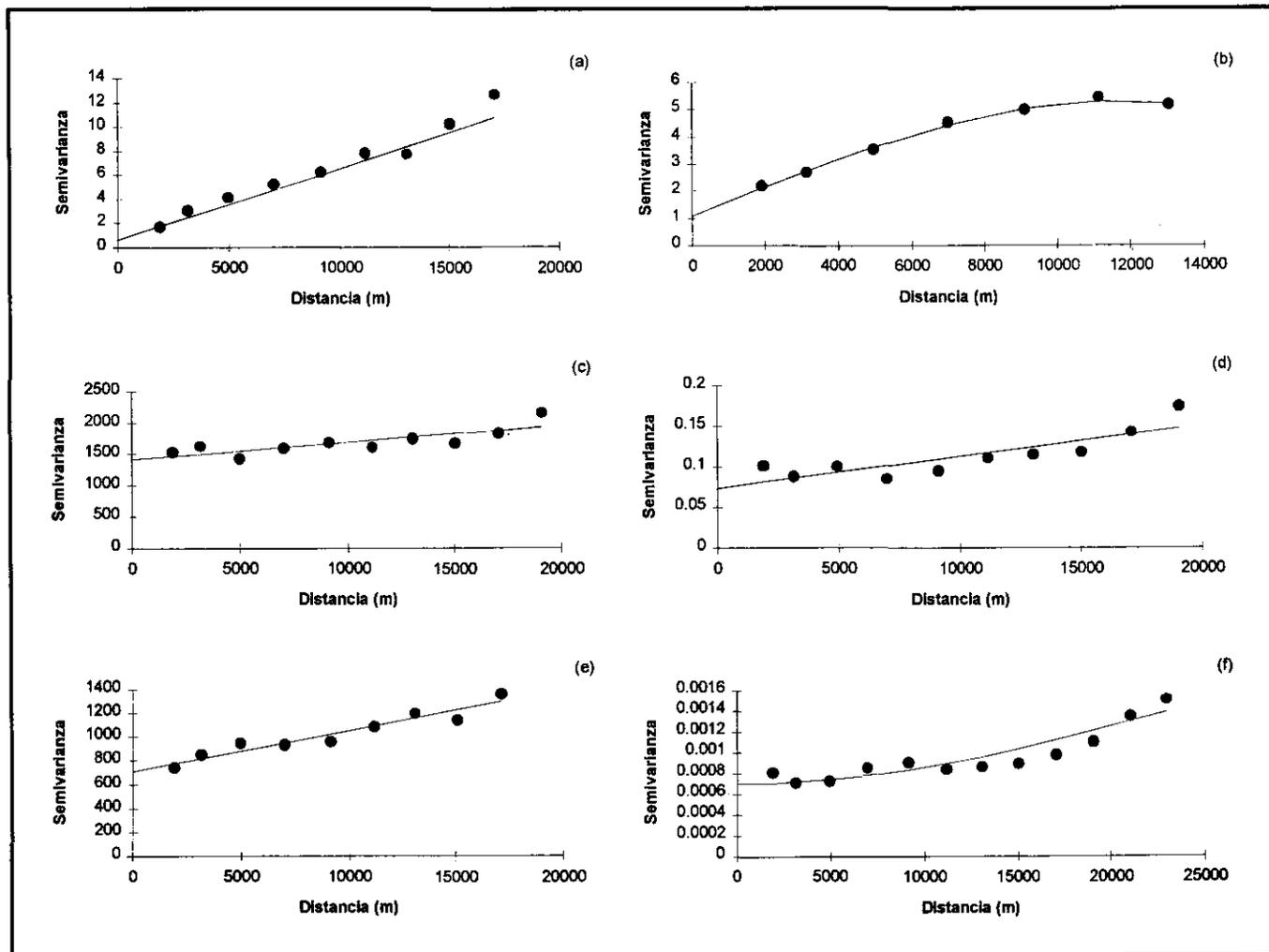


Figura 4. Semivariogramas experimentales (calculados con los datos de las muestras) y ajustes de modelos teóricos para las variables medidas en el fondo de la columna de agua de la Ciénaga Grande de Santa Marta en marzo de 1997. a) salinidad; b) oxígeno; c) sólidos en suspensión; d) nitritos; e) clorofila a; f) transparencia.

registrados para esta misma época en otros estudios (Giraldo *et al.*, 1995). Lo anterior podría deberse a un posible aumento en los caudales de los ríos que desembocan en la Ciénaga, durante los meses de lluvia precedentes a la toma de muestras, como consecuencia del efecto del fenómeno del niño en la región a finales del año 1996. No obstante lo anterior, puede pensarse, dada la gran homogeneidad en la distribución, que para la fecha del registro no se estaban presentando aportes considerables de agua dulce, por parte de los ríos que desembocan en la CGSM, lo que significa un período de relativa calma para los organismos que dependen de la salinidad para sus funciones y distribución (Reid & Wood, 1976).

2.2 Oxígeno disuelto

Los valores medidos de esta variable oscilaron entre 3.03 (mg/l) y 16.2 (mg/l) en la superficie de la columna de agua y entre 2.09 (mg/l) y 13.4 (mg/l) en el fondo de la misma, con valores promedios de 8.8 (mg/l) y 5.68 (mg/l), respectivamente (Tabla 1).

Las correspondientes isolíneas (Fig. 6), indican que en el fondo de la columna de agua se presenta mayor homogeneidad en la distribución, puesto que los valores predichos varían entre 4.5 mg/l y 6.5 mg/l, con excepción de una pequeña zona en el sector nororiental frente a la desembocadura del río Sevilla (valores entre 6.5 y 9.5

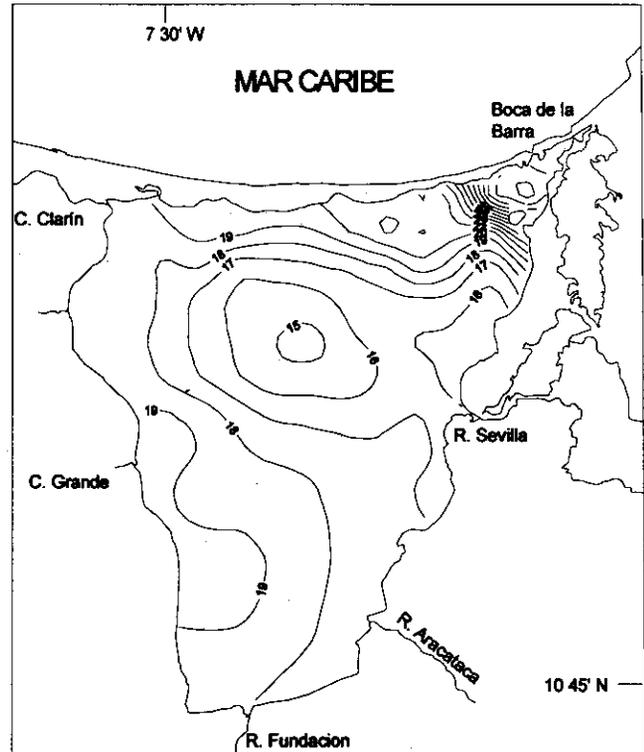
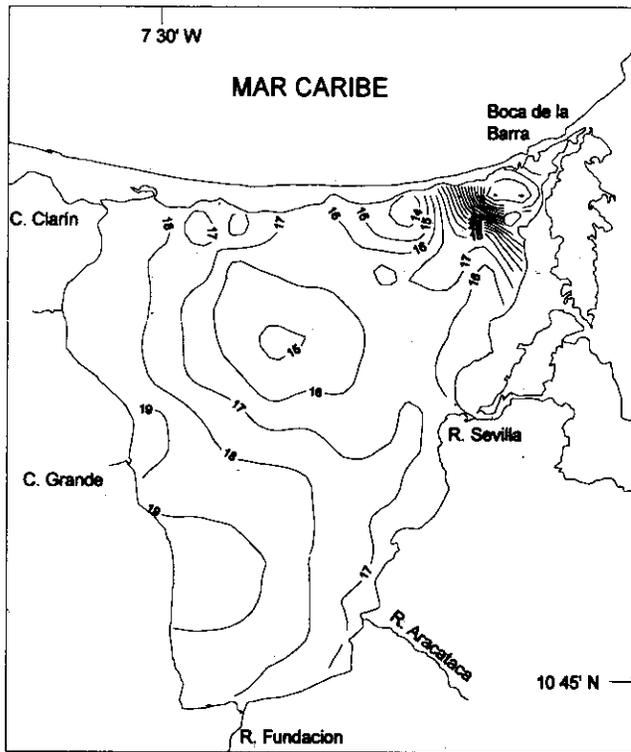


Figura 5. Distribución espacial de la salinidad del agua en la Ciénaga Grande de Santa Marta durante una jornada de toma de muestras realizada en marzo de 1997. El mapa de la izquierda corresponde a los valores en la superficie de la columna de agua y el de la derecha a los niveles en el fondo de la misma.

mg/l), mientras que en superficie existe considerable diferencia entre los valores ajustados en el centro del sistema (entre 9 mg/l y 13 mg/l) y los estimados para la zona sur y noroccidental del mismo (magnitudes alrededor de 4 mg/l). Lo anterior sugiere la ocurrencia de procesos de estratificación en el sistema hacia la zona central del espejo de agua, donde la productividad se concentra aportando grandes volúmenes de oxígeno al agua durante el día (Reid & Wood, 1976; Welch, 1992; Mancera & Vidal, 1994).

Las isohalinas, para ambos niveles de la columna de agua, muestran que hacia las fronteras del sistema los valores del gas disminuyen. Este comportamiento podría ser explicado al considerarse que en estas zonas existe intercambio de flujos entre el sistema y otros cuerpos de agua, además de aportes de hojarasca y material orgánico, provenientes del manglar.

2.3 Sólidos en suspensión

Los valores para la variable, presentan algunas diferencias entre los dos planos de muestreo. Los mínimos y máximos fueron de 103 mg/l y 318 mg/l en la superficie

de la columna de agua y de 86 mg/l y 310 mg/l en el fondo de la misma, con promedios de 218.2 mg/l y 215.3 mg/l, respectivamente (Tabla 1).

El mapa de distribución superficial (Fig. 7), revela la influencia que tienen los aportes de agua sobre la magnitud de esta variable en el sistema. Se observa que las mayores concentraciones se presentan en las zonas de las desembocaduras de los ríos Fundación y Aracataca además de la del caño Clarín (por medio del cual se da el aporte de agua del río Magdalena) y que las menores magnitudes se dan en el sector de intercambio de agua dulce y marina (desde la zona centro y nororiental hacia el sitio denominado Boca de la Barra). Una excepción a este comportamiento se da en la desembocadura del río Sevilla y del caño Grande en donde las concentraciones de los sólidos en suspensión son muy similares a las observadas en el resto del cuerpo de agua.

El patrón de comportamiento de la variable en el fondo de la columna de agua es muy similar al descrito en el párrafo de arriba, respecto a los valores superficiales; es decir mayores concentraciones hacia las desembocaduras de los ríos y caños (zonas sur y noroccidental) y menores magnitudes en la zona nororiental. Sin embargo, la dife-

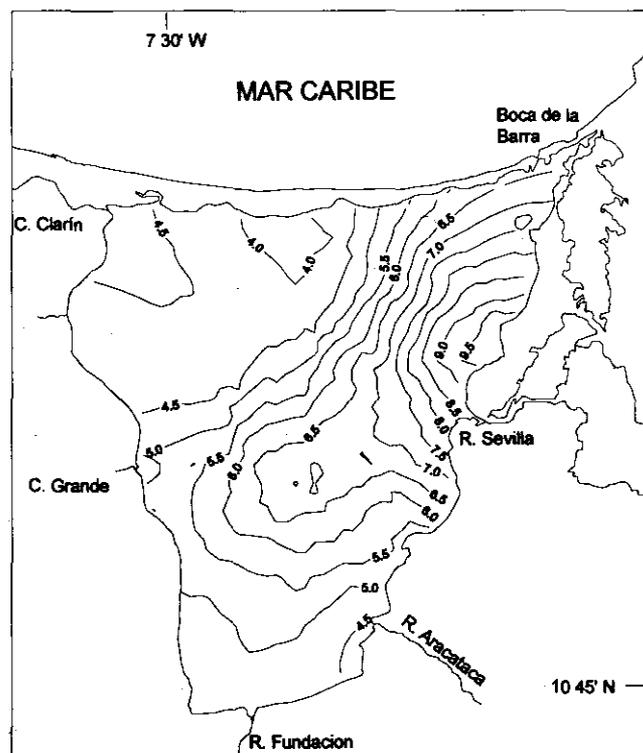
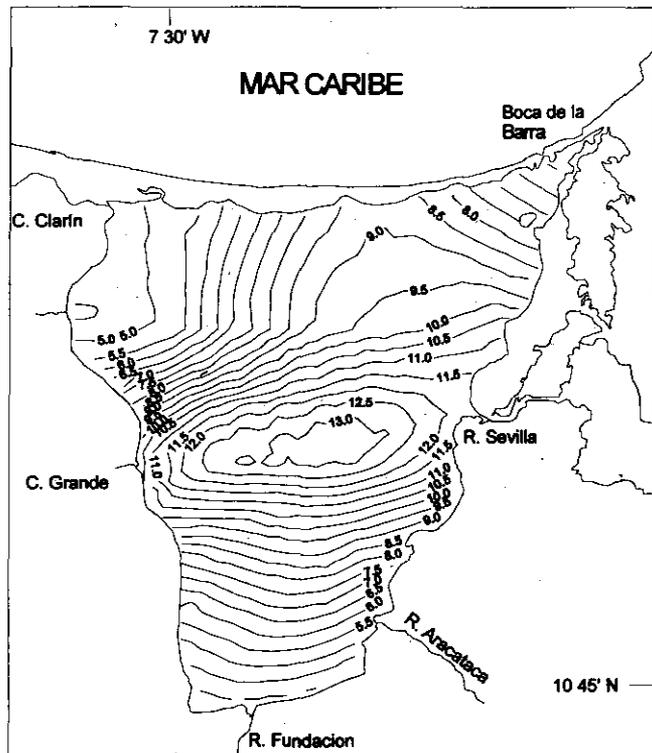


Figura 6. Distribución espacial del oxígeno disuelto (mg/l) en la Ciénaga Grande de Santa Marta durante una jornada de toma de muestras realizada en marzo de 1997. El mapa de la izquierda corresponde a los valores en la superficie de la columna de agua y el de la derecha a los niveles en el fondo de la misma.

rencia entre los valores predichos en estas fronteras y los del resto del sistema (valores entre 220 mg/l y 210 mg/l), no resultan significativos como en el caso de la distribución superficial (valores entre 245 mg/l y 175 mg/l).

Una posible explicación a la diferencia en magnitud de los valores de superficie y fondo es que los flujos de agua dulce son menos densos y presentan mayores concentraciones de sólidos en suspensión, por lo cual al ingresar al sistema y encontrarse con las aguas salobres del mismo (más pesadas), tienden a permanecer en la superficie (lo cual puede causar estratificación. (Wheaton, 1977; Welch, 1992 ; Jay *et al.*, 1997 ; Nixon, 1997).

2.4 Nitritos

El ión nitrito presentó valores entre 0.01 $\mu\text{mol/l}$ y 1.61 $\mu\text{mol/l}$ para la superficie de la columna de agua y entre 0.01 $\mu\text{mol/l}$ y 2.39 $\mu\text{mol/l}$ en el fondo de la misma. Los valores promedios fueron de 0.43 $\mu\text{mol/l}$ y 0.42 $\mu\text{mol/l}$, respectivamente (Tabla 1).

Las mediciones superiores a 1 $\mu\text{mol/l}$ se dieron en dos estaciones de muestreo, ubicadas en la zona norte del sis-

tema (cuadrículas 14 y 15, Fig. 2). Dado que lo anterior no fue el patrón generalizado, las isolíneas de distribución en superficie y fondo (Fig. 8) presentan sólo valores alrededor de los promedios arriba mencionados. Este resultado es esperable, puesto que los nitritos generalmente se dan en bajas concentraciones (Mancera, 1990; Hernández & Gocke, 1990; Day *et al.* (1989), indican que esto puede ser debido al consumo continuo de las comunidades fitoplanctónicas y a la precipitación en los sedimentos como consecuencia de los cambios en las condiciones del agua estuarina.

En ambos casos (superficie y fondo) los valores interpolados (entre 0.2 $\mu\text{mol/l}$ y 0.7 $\mu\text{mol/l}$) para esta variable, revelan la presencia de un gradiente sur-norte, dándose las mayores concentraciones en el sector más estuarino. Lo anterior podría ser consecuencia de aportes de materia orgánica por parte de las poblaciones cercanas a esta zona (Welch, 1992).

Los mapas de distribución espacial no revelan estratificación de la columna de agua para esta variable, dada la similaridad en los valores predichos en la superficie y el fondo (Fig. 8).

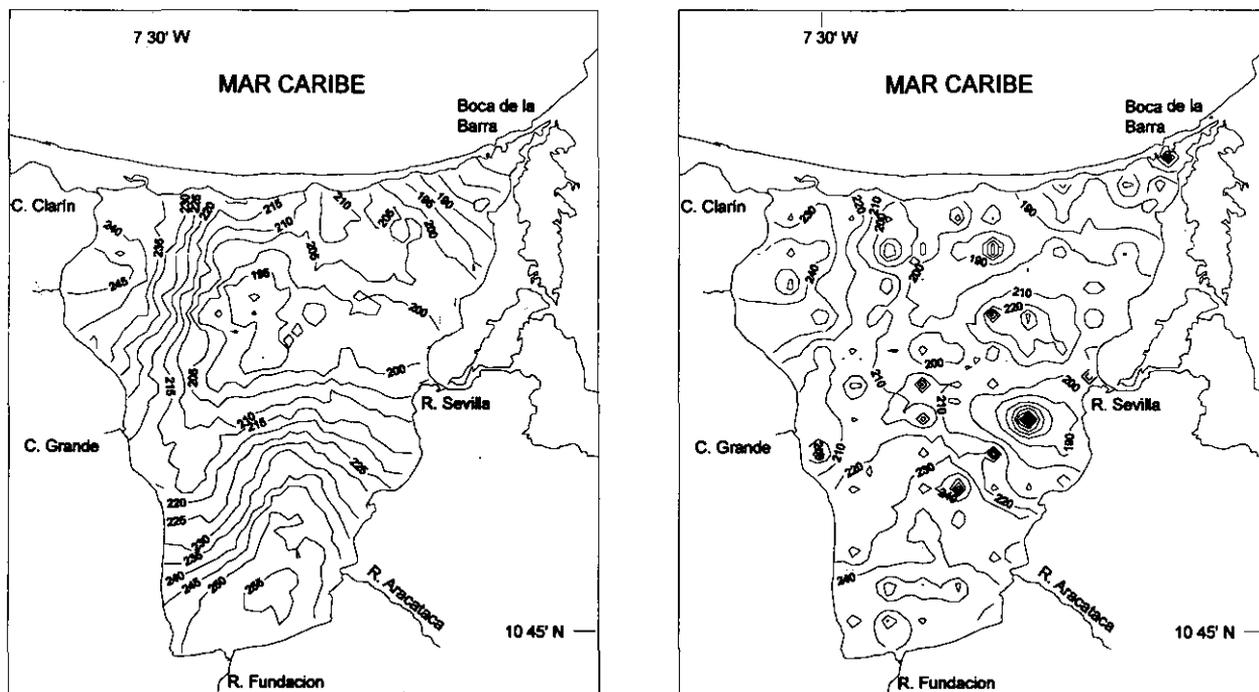


Figura 7. Distribución espacial de los sólidos en suspensión (mg/l) en la Ciénaga Grande de Santa Marta durante una jornada de toma de muestras realizada en marzo de 1997. El mapa de la izquierda corresponde a los valores en la superficie de la columna de agua y el de la derecha a los niveles en el fondo de la misma.

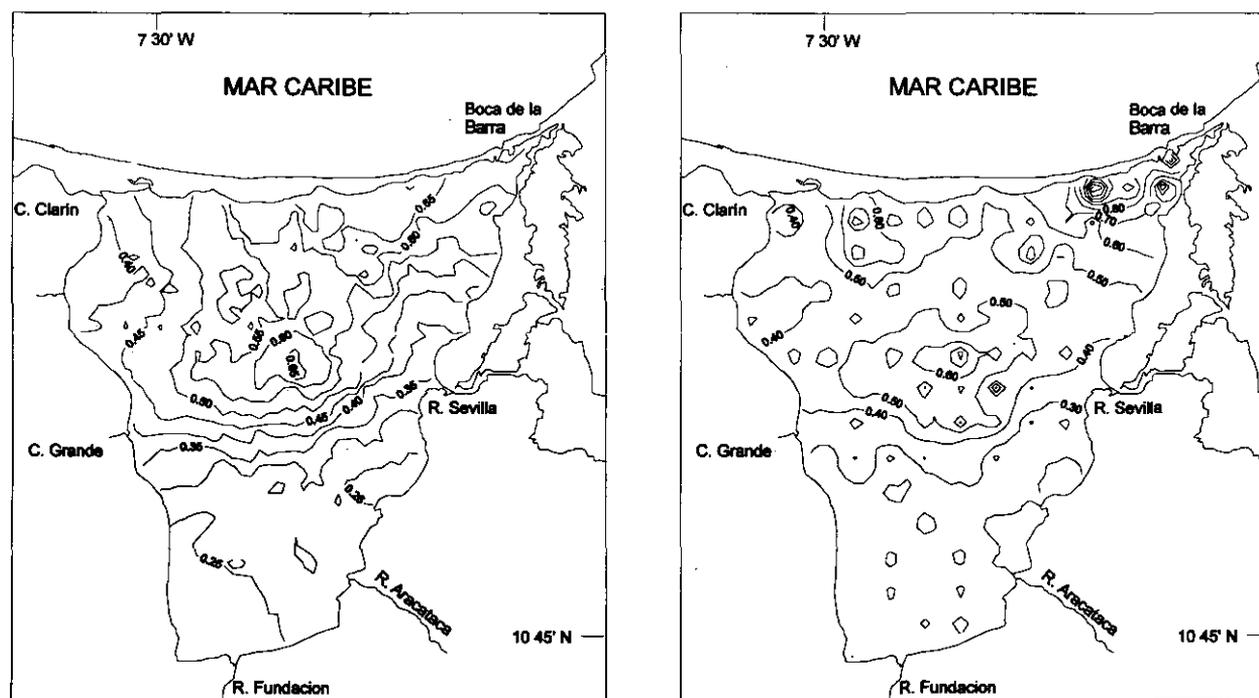


Figura 8. Distribución espacial de nitritos ($\mu\text{mol/l}$) en la Ciénaga Grande de Santa Marta durante una jornada de toma de muestras realizada en marzo de 1997. El mapa de la izquierda corresponde a los valores en la superficie de la columna de agua y el de la derecha a los niveles en el fondo de la misma.

2.5 Clorofila "a"

Los valores medidos de clorofila "a" oscilaron entre 2.91 $\mu\text{g/l}$ y 198.35 $\mu\text{g/l}$ en la superficie de la columna de agua y entre 2.91 $\mu\text{g/l}$ y 194.75 $\mu\text{g/l}$ en el fondo de la misma. Los valores promedios fueron 132.44 $\mu\text{g/l}$ y 136 $\mu\text{g/l}$, respectivamente. Los bajos coeficientes de variación (menores del 30%), en ambos casos (superficie y fondo), indican relativa homogeneidad en las mediciones de esta variable (Tabla 1).

Las isóneas de distribución calculadas con los datos predichos presentan algunos aspectos comunes. En ambos mapas (superficie y fondo) se observa que los valores máximos (alrededor de 160 $\mu\text{g/l}$) se dan en el sur del sistema hacia la desembocadura del río Fundación y las menores concentraciones se presentan en el sector más nororiental (valores menores de 50 $\mu\text{g/l}$). La diferencia radica en el comportamiento en la zona centro del espejo de agua. Mientras que en la superficie se presenta alta variabilidad (valores entre 90 y 160 $\mu\text{g/l}$), en el fondo de la columna de agua los valores son muy homogéneos (entre 130 $\mu\text{g/l}$ y 150 $\mu\text{g/l}$) y se ajustan claramente a una tendencia creciente en sentido sur-nororiental.

El comportamiento de distribución representado en los mapas de isóneas puede estar de acuerdo con las condiciones climáticas de la época. **Bula-Meyer** (1989) y **Sánchez** (1996), indican que en la época más seca del año (época en la que se realizó la toma de muestras) predominan los vientos Alisios y que la circulación de las masas de agua en el sistema obedece a la fuerza del viento y a los cambios de marea en el Mar Caribe. Esto hace pensar que los flujos de agua son más lentos en la zona centro del sistema y por consiguiente, al no presentarse un recambio de agua muy fuerte, se favorece el desarrollo de las comunidades fitoplanctónicas, puesto que estas consumen los nutrientes que se liberan desde el sedimento por acción de los vientos (**Welch**, 1992).

Giraldo (1996), encontró un comportamiento similar en la distribución de esta variable con datos promedios de la época, calculados con información de varios años anteriores a 1995. Sin embargo en la zona de la desembocadura de los ríos, específicamente en la del Fundación, los valores reportados por dicho autor resultaron considerablemente más bajos a los encontrados en el presente estudio. Lo anterior puede estar indicando, como se mencionó en la interpretación de los resultados obtenidos con la salinidad, una disminución de la entrada de agua dulce en esta zona, causándose así el mismo efecto de baja circulación y alta asimilación de nutrientes, comentado en el párrafo de arriba para la zona centro del sistema.

2.6 Profundidad (batimetría) y transparencia (Secchi).

Los resúmenes de medidas de la variable profundidad (Tabla 1) y el mapa de distribución calculado con los datos predichos (Fig. 10) confirman lo registrado en estudios anteriores (**Wiedemann**, 1973), en los cuales se afirma que la CGSM es un sistema somero, con una profundidad promedio alrededor de 1.5 m. El mencionado mapa revela la presencia de gradientes positivos en sentido oriente, occidente, sur y noroccidente, respectivamente. Este comportamiento puede estar relacionado con los procesos de sedimentación que se han venido presentando en los últimos años cerca al sitio Boca de la Barra (cuadrícula 1, Fig. 2) como consecuencia de la disminución de los flujos de agua que entran al sistema a través de ríos que bajan de la SNSM y de los canales que comunican con el río Magdalena.

De otro lado, respecto a la variable transparencia, medida por medio de la profundidad del disco Secchi (**Reid & Wood**, 1976) se puede concluir, de acuerdo con los valores encontrados (Tabla 1) y predichos (Fig. 10), que esta es una característica muy homogénea en el sistema de estudio. Las isóneas de distribución indican que en general los valores esperados en este ecosistema no son superiores a 30 cm. Este bajo nivel de transparencia está de acuerdo con el resultado encontrado para la variable clorofila "a" (altas concentraciones en gran parte del sistema, como consecuencia de un aumento en las entradas de nutrientes), puesto que como lo muestra **Welch** (1992), la relación entre estas dos variables es de tipo inverso. Según resultados registrados por este autor se espera que para niveles de visibilidad del disco Secchi, inferiores a 1 m se den concentraciones de clorofila "a" superiores a 80 $\mu\text{g/l}$.

Comentarios finales

Los rangos encontrados en la mayoría de los semivariogramas ajustados indican una fuerte asociación espacial. Este resultado confirma la necesidad de acudir a métodos geoestadísticos para el estudio de información tomada en ecosistemas como el considerado. Lo anterior, más que representar una limitante para la aplicación de métodos estadísticos tradicionales como, entre otros, regresión, análisis de varianza o técnicas multivariadas, conduce a que se exploren adaptaciones de estas para garantizar pruebas de hipótesis válidas. Las variables estudiadas en el estuario CGSM mostraron evidencia de estacionariedad, por lo menos intrínseca. Sin embargo, lo anterior debe ser siempre evaluado, en la fase de análisis exploratorio precedente al análisis geoestadístico, en otros

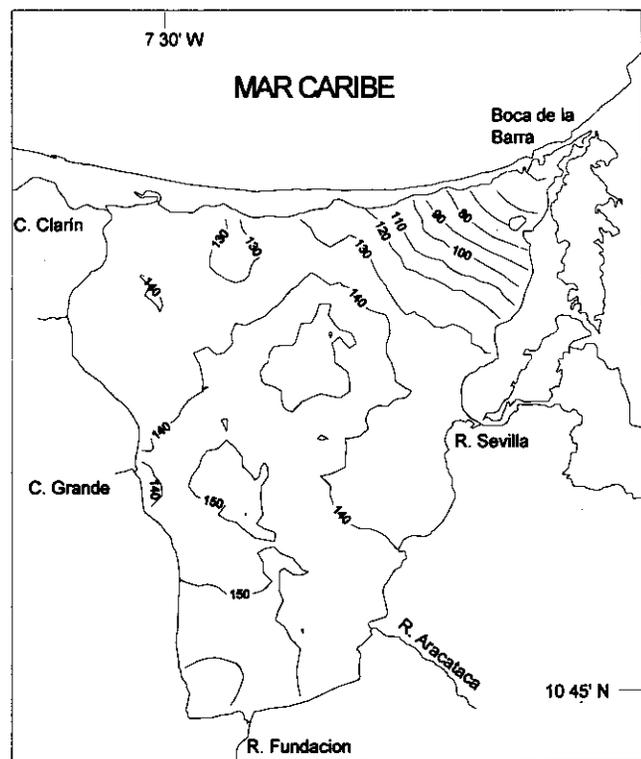
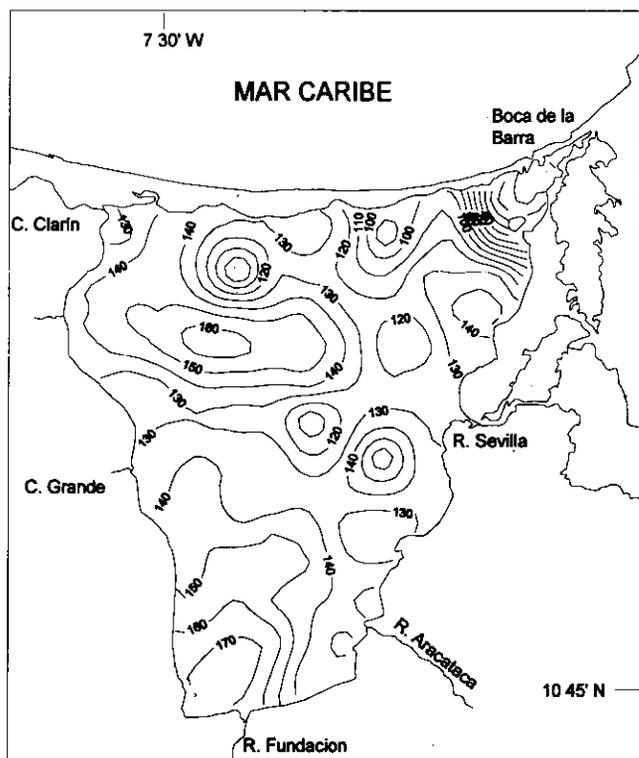


Figura 9. Distribución espacial de clorofila a ($\mu\text{g/l}$) en la Ciénaga Grande de Santa Marta durante una jornada de toma de muestras realizada en marzo de 1997. El mapa de la izquierda corresponde a los valores en la superficie de la columna de agua y el de la derecha a los niveles en el fondo de la misma.

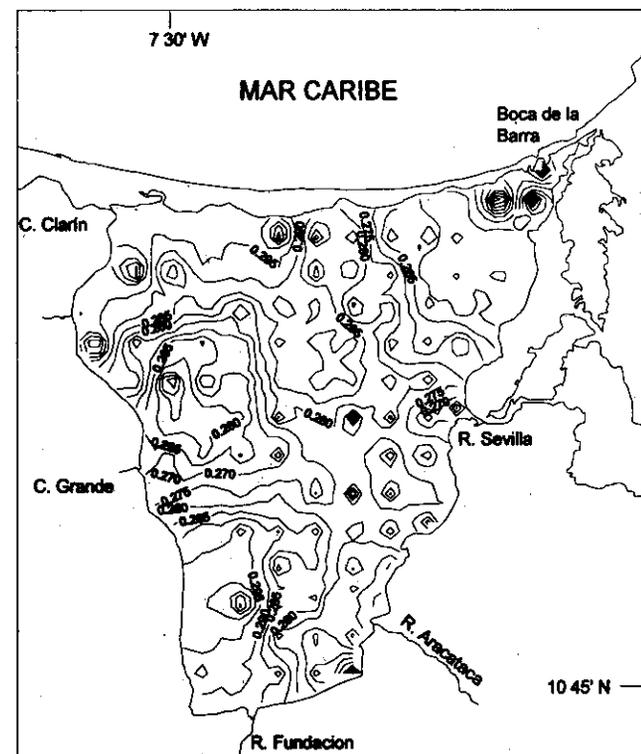
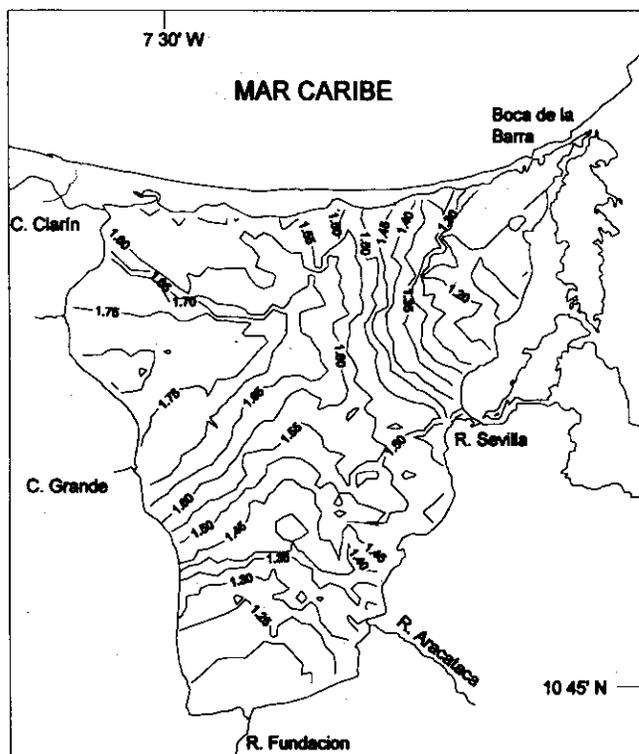


Figura 10. Distribución espacial de la profundidad (m) (izquierda) y transparencia (m) (derecha) en la Ciénaga Grande de Santa Marta durante una jornada de toma de muestras realizada en marzo de 1997.

estudios de este mismo tipo. De no cumplirse este supuesto podría acudir a la técnica *kriging universal*. Las variables consideradas fueron ampliamente registradas sobre la región de estudio y por esto, dado que se disponía de suficiente información, se aplicó la técnica *kriging* para cada una de ellas. Sin embargo en el futuro podría acudir al método del *cokriging* para reducir los costos en la toma de muestras en algunas de las variables (las que presenten alta asociación espacial con otras que puedan ser registradas con más intensidad).

El análisis realizado es sólo el punto de partida en la aplicación del análisis geoestadístico. Muchas otras aplicaciones de esta metodología pueden llevarse a cabo. Particularmente para el ecosistema estudiado, el diseño de una red óptima de toma de muestras (Mc Bratney *et al.*, 1981), análisis de simulación (Cressie, 1993) y la predicción espacial con datos de variables categóricas, por ejemplo a través de *kriging indicador*, resultan muy relevantes.

Agradecimientos

El presente trabajo fue desarrollado en el marco del proyecto "Análisis y aplicación de técnicas geoestadísticas en el modelamiento de procesos estocásticos relacionados con variables ecológicas en ambientes estuarinos" financiado por COLCIENCIAS e INVEMAR.

Bibliografía

- Biau, G., E. Zorita, H. von Storch & H. Wackernagel. 1997. Estimation of precipitation by kriging in EOF space. GKSS, 97, E45.
- Box, G. E. P. & G.M. Jenkins. 1976. Time series analysis forecasting and control. Holden-Day, San Francisco.
- Bula-Meyer, G. 1985. Un nuevo núcleo de surgencia en el Caribe colombiano detectado en correlación con las macroalgas. Bol. Ectrópica 12: 3-25.
- _____. 1989. Altas temperaturas estacionales del agua como condición disturbadora de las macroalgas del Parque Nacional Natural Tayrona, Caribe colombiano: Una hipótesis. An. Inst. Inv. Mar. Punta de Betín 19-20:9- 21.
- Clark, I. 1979. Practical geostatistics. Elsevier Publishing, New York.
- Cressie, N. 1989. Geostatistics. The American Statistician 43(4): 611-623.
- _____. 1993. Statistical for spatial data. John Wiley & Sons, New York.
- _____. & M. M. Majure. 1995. Non- point source pollution of surface waters over a watershed. Programme abstracts of the third SPRUCE international conference. Merida, Mexico.
- David, M. 1977. Geostatistical ore reserve estimation. Elsevier, Amsterdam.
- Díaz- Francés, E. 1993. Introducción a conceptos básicos de geoestadística. Memorias seminario estadística y medio ambiente. Centro de Investigación en Matemáticas, Guanajuato, Mexico.
- Day, J.W., C. Hall, W.M. Kemp & A. Yañez-Arancibia. 1989. Estuarine ecology. John Wiley & Sons, New York.
- Diggle, P., L. Harper & S. Simon. 1995. geostatistical analysis of residual contamination from nuclear weapons testing. Programme abstracts of the third SPRUCE international conference. Merida, Mexico.
- Evangelos A. & G. T. Flatman. 1988. On sampling nonstationary spatial autocorrelated data. Computers and Geosciences, 14, 5, 667-686.
- Garmin International, Inc. 1993. Garmin communication & navigation. GPS 100 SRVY II personal surveyor. Owner's manual. Lenexa, U. S. A.
- Giraldo, R., J. Martínez, L. H. Hurtado, S. Zea & R. Madera. 1995. Análisis de clasificación de series temporales: El caso de la salinidad en la Ciénaga Grande de Santa Marta, Colombia. An. Inst. Invest. Mar. Punta Betín 24: 123-134.
- Giraldo, R. 1996. Geoestadística aplicada a datos multivariados provenientes del monitoreo de las aguas de la Ciénaga Grande de Santa Marta y el complejo Pajarales, Caribe colombiano. Tesis de especialización en Estadística. Fac. Cienc. Depto. Matemáticas y Estadística. Univ. Nacional de Colombia, Santafé de Bogotá.
- Gamma Desing. 1995. GS+. Geostatistical software for the agronomic and biological science, version 2.3. Plainwell, Michigan.
- Hernández, C.A. & K. Gocke. 1990. Productividad primaria en la Ciénaga Grande de Santa Marta, Colombia. An. Inst. Invest. Mar. Punta Betín 19 - 20: 101 - 119
- IGAC, 1973. Monografía del Departamento del Magdalena. Inst. Geogr. Agustín Codazzi, Bogotá.
- Isaaks, E. & R. M. Srivastava. 1989. Applied geostatistics. Oxford University Press, New York.
- Jay, D.A., R.J. Uncles, J. Largier, W.R. Geyer, J.Vallino & W.R. Boynton. 1997. A review of recent developments in estuarine scalar flux estimation. Estuaries. 20(2): 262 - 280.
- Journel, A.G. & C. J. Huijbregts. 1978. Mining geostatistics. Academic Press, New York.
- Mancera, J. E. 1990. Caracterización ecológica de la salina artificial Pozos Colorados, Caribe colombiano. An. Inst. Invest. Mar. Punta Betín 19-20 : 121 - 138.
- Mancera, J. E. & L. A. Vidal. 1994. Florecimiento de microalgas relacionado con mortandad masiva de peces en el complejo lagunar Ciénaga Grande de Santa Marta, Caribe colombiano. An. Inst. Invest. Mar. Punta Betín 23: 103 - 117.
- Manly, B. 1994. Multivariate statistical methods. A primer. Second edition. Chapman-Hall, Londres.
- Matheron, G. 1963. Principles of geostatistics. Economic Geology 58: 1246-1266.
- McBratney, A. B., R. Webster & T. M. Burgess. 1981. The design of optimal sampling schemes for local estimation and mapping of regionalized variables I. Computers and Geosciences, 7(4), 331-334.

- Myers, D. E.** 1987. Optimization of sampling locations for variogram calculations. *Water Resources Research* 23(3): 283-293.
- Nixon, S.W.** 1997. Prehistoric nutrient inputs and productivity in Narrangansett Bay. *Estuaries*, 20 (2): 253-261
- Petitgas, P.** 1996. Geostatistics and their applications to fisheries survey data 5: 114-142. In: B. A. Megrey & E. Mosknes, (E). *Computers and fisheries research*. Chapman-Hall, Londres.
- Reid, G. K. & R. D. Wood.** 1976. *Ecology of inland waters and estuaries*. Second edition. D. Van Nostrand, New York.
- Roldán, G.** 1992. *Fundamentos de limnología neotropical*. Editorial Universidad de Antioquia, Medellín.
- Robertson, G. P.** 1987. Geostatistics in ecology: Interpolating with know variance. *Ecology* 68(3): 744-748.
- Samper, F. J. & J. Ramírez.** 1990. *Geoestadística. Aplicaciones a la hidrogeología subterránea*. Centro Internacional de Métodos Numéricos en Ingeniería. Universitat Politècnica de Catalunya, Barcelona.
- Sánchez, C.** 1996. Variación espacial y temporal de la ictiofauna de la Ciénaga Grande de Santa Marta, complejo de Pajarales y ciénagas del costado occidental de la Isla de Salamanca, Caribe colombiano. Tesis Biología. Fac. Cienc. Depto. Biol. Univ. Nacional de Colombia, Santafé de Bogotá.
- Wackernagel, H.** 1995. *Multivariate geostatistics. An introduction with applications*. Springer-Verlag, Berlín.
- Warrick, A. W., D. E. Myers & D. R. Nielsen.** 1986. Geostatistical methods applied to soil science. *Methods of soil analysis. Part 1. Physical and mineralogical methods- agronomy monograph* 9 : 53 - 81.
- Welch, E. B.** 1992. *Ecological effects of wastewater. Applied limnology and pollutant effects*. (second edition). Chapman & Hall, Londres.
- Wheaton, F.W.** 1977. *Aquacultural engineering*. Krieger Publishing Company. Malabar, Florida.
- Wiedemann, H. V.** 1973. Reconnaissance of the C.G.S.M., Colombia: Physical parameters and geologic history. *Milt. Inst. Colombo-Aleman Inv. Cientif.* 7: 85-119.