Diferencias entre Modelos Geoestadísticos Aplicados en el Análisis de la Distribución Espacio-temporal de Especies Biológicas

J. AXIS-ARROYO[1], J. MATEU[2], y D. TORRUCO[1]
[1] *Centro de Investigación y Estudios Avanzados del IPN Unidad Mérida*
Mérida, Yucatán México
[2] *Department of Mathematics*
Universitat Jaume I
Castellón, Spain

RESUMEN

Se comparan mediante kriging ordinario, universal y bayesiano los modelos de distribución espacial del número de especies bentónicas obtenidos en una zona sometida a tensiones ecológicas (Puerto CALICA, Quintan Roo. México) entre mayo de 1996 y junio de 1999. Estos modelos fueron evaluados considerando su capacidad como descriptores de la estructura espacial de los datos, como estimadores de valores e interpoladores, observando diferencias mínimas de predicción y estimación. En la interpolación, los kriging ordinario y universal consideran todos los datos muestrales, mientras que el bayesiano ignora valores extremos eliminando algunos de los datos de los muestreos. El kriging universal presentó las mejores características con el tipo de datos analizados; no obstante, las diferencias con el Kriging ordinario fueron mínimas. En la variación espacial se presentó una tendencia a la disminución del número de especies bentónicas durante el período de análisis.

PALABRAS CLAVES: Modelos geostadisticos, especies bentónicas

INTRODUCCIÓN

El desarrollo de la técnica del kriging bayesiano (BK) ha incrementado el uso de la geoestadística en trabajos ecológicos, en especial después de los trabajos de Kitanidis (1986, 1997), Omre (1987) y Omre y Halvorsen (1989). Este incremento ha dado origen a evaluaciones comparativas con otros tipos de kriging, destacándose los trabajos de Quai (1997) y Krivoruchko (2001). No obstante, no se han realizado evaluaciones de distribuciones espaciales de especies biológicas con el BK.

En el presente trabajo se analizan de manera comparativa las distribuciones y variaciones espacio-temporales de especies bentónicas obtenidas con BK, kriging ordinario (OK) y kriging universal (UK) en una área bajo tensiones ecológicas (el área aledaña a Puerto CALICA, Estado de Quintana Roo, México). En la determinación del mejor estimador de la distribución espacial de las especies bentónicas, se consideraron, además de los parámetros de validación geoestadística, las observaciones in situ de la distribución espacial de especies bentónicas reportadas para el Caribe mexicano.

MATERIALES Y MÉTODOS

Puerto CALICA se localiza a 8.7 km de la ciudad de Playa del Carmen junto al Centro Turístico de Xcaret al norte del Estado de Quintana Roo, México, (Figura 1). El trabajo de campo se realizó dentro del programa de monitoreo ambiental que realiza el Centro de Investigación y Estudios Avanzados del IPN Unidad Mérida, desde mayo de 1996 a la fecha, los datos usados para este ensayo comprenden desde su inicio a junio de 1999.

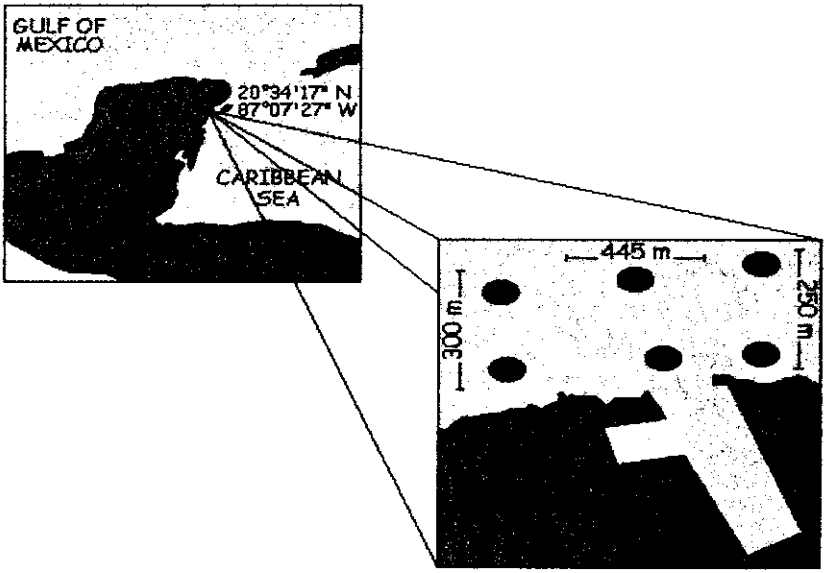

Figura 1. Localización y mapa de la región de estudio

En la obtención de datos se utilizó la técnica de fototransecto (Ohlhorst et al. 1987), en cada transecto se utilizaron 18 fotografías, cada una representa una área de 1904 cm^2 (56 x 34 cm) del fondo marino y un área de 3.427 m^2 por cada transecto. El área de estudio se dividió en seis zonas de muestreo con dos fototransectos por zona, los cuales se geoposicionaron (GPS Magellan) para asegurar una ubicación espacial constante.

Cada fotografía fue digitalizada para determinar el número y tipo de especies bentónicas (Torruco y González 1994) y se ubicó espacialmente definiendo un sistema de coordenadas XY. Mediante el número de especies se definió el valor Z para la obtención de un sistema XYZ necesario en la interpolación, el cual se escaló reportando los resultados en número de especies bentónicas por metro cuadrado.

Análisis Geoestadístico

El OK se seleccionó por considerar variaciones locales de la media de los valores en estudio, limitando el dominio de estacionalidad a la vecindad local, en lugar de considerar a la media como constante en toda el área de estudio (como lo supone el kriging simple), lo cual se apega al comportamiento espacial de especies biológicas con distribución en parches. El UK se seleccionó por considerar que la media local varia suavemente en cada vecindad local, comportamiento que presentan distribuciones espaciales de especies con distribución continua en un hábitat.

Las características de la estructura de intercorrelación espacial de la variable aleatoria para los tres tipos de kriging, fueron determinadas por la función de semivariograma (Materon 1963) expresada como:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2|N(h)|} \sum_{N(h)} (Z_i - Z_j)^2$$

Donde:

N(h) = Número total de parejas en las que la distancia euclidiana i – j = h

½N(h)½ = Número de pares distintos en N(h)

Z_i y Z_j = Valores del parámetro en las localidades espaciales i y j

h = Distancia específica

Los algoritmos para determinar el estimador Z* en cada kriging son los siguientes:

Kriging Ordinario

El estimador Z^*_{OK} fue determinado mediante (Verdoy , 2001):

$$Z^*_{OK}(u_O) = \sum_{\alpha=1}^{n(u_O)} \lambda_\alpha^{OK}(u_o) Z(u_\alpha)$$

Condicionado a que:

$$\sum_{\alpha=1}^{n(u_O)} \lambda_\alpha^{OK}(u_O) = 1$$

El sistema de ecuaciones de OK fue determinado por: $n(u_o) + 1$ ecuaciones lineales, $n(u_o)$ pesos l_a^{OK} y el parámetro de Lagrange $L_{ok}(U_o)$ considerado para la determinación de los pesos:

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{\beta=1}^{n(u_o)} \lambda_\beta^{OK}(u_o) C_R(u_\alpha - u_\beta) + L_{OK}(u_o) = C_R(u_\alpha - u_\beta) \quad \alpha, \beta = 1, \ldots, n(u_o) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u_o)} \lambda_\beta^{OK}(u_o) = 1 \end{array} \right\}$$

Kriging Universal

El estimador Z^*_{UK} fue definido como una combinación lineal de las $n(u_o)$ variables $Z(u_o)$ y determinado por:

$$Z^*_{UK}(u_o) = \sum_{\alpha=1}^{n(u_o)} \lambda_\alpha^{UK}(u_o) Z(u_\alpha)$$

$$\sum_{\alpha=1}^{n(u_o)} \lambda_\alpha^{UK}(u_o) f_k(u_\alpha) = f_k(u_o) \qquad k = 0, \ldots, K$$

El sistema de ecuaciones a resolver fue:

$$\left\{\begin{array}{ll} \sum_{\beta=1}^{n(u_0)} \lambda_\beta^{UK}(u_0) C_R(u_\alpha - u_\beta) + \sum_{k=0}^{K} L_k^{UK}(u_0) f_k(u_0) = C_R(u_\alpha - u_\beta) & \alpha,\beta = 1,..n(u_0) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u_0)} \lambda_\beta^{UK}(u_0) = 1 & \\ \sum_{\beta=1}^{n(u_0)} \lambda_\beta^{UK}(u_0) f_k(u_\beta) = f_k(u_0) & k=0,...K \end{array}\right\}$$

Kriging Bayesiano

El estimador utilizado en el kriging bayesiano se basa en el predictor de mínimos cuadrados, el cual minimiza el error cuadrático medio de la predicción y está definido por (Ribeiro y Diggle, 2001) :

$$Z_0^* = E\left[Z_0 \mid Z\right]$$

En la determinación del predictor dentro de los lineamientos bayesianos se consideró un modelo simple definido por:

$$Z(u) = X\beta + \sigma T(u)$$

Para conocer el valor medio se consideró al parámetro b desconocido, por lo que se contó con la función de covarianza, bajo una matriz de la forma $V(\sigma_*^2, f_*) = \sigma_*^2 R(\varphi_*)$, denominada $\sigma_*^2 R$.

La distribución de probabilidad conjunta para (Z, Z_0) está dada por:

$$\left(Z, Z_0 \middle| \beta, \sigma_*^2, \phi_*\right) \sim N\left(\begin{bmatrix} X \\ X_0 \end{bmatrix} \beta; \sigma_*^2 \begin{bmatrix} R_z & r \\ r' & R_0 \end{bmatrix}\right)$$

Las correspondientes distribuciones marginal y condicional están dadas por:

$$\left(Z \mid \beta, \sigma_*^2, \phi_*\right) \sim N\left(X\beta; \sigma_*^2 R_z\right)$$
$$\left(Z \mid \beta, \sigma_*^2, \phi_*\right) \sim N\left(X_0\beta + r' R_z^{-1}(z - X\beta); \sigma_*^2\left(R_0 - r' R_z^{-1} r\right)\right)$$

Se consideraron dos diferentes tipos de distribución a priori del parámetro b para determinar la distribución a posteriori de los parámetros del modelo: La distribución conjugada y la uniforme.

Distribución conjugada: Se asumió que la distribución a priori del parámetro media b era Gaussiana de la forma:

$$\left(\beta \mid \sigma_*^2, \phi_*\right) \sim N\left(m_\beta; \sigma_*^2 V_\beta\right)$$

El valor esperado y la varianza de la distribución predictiva tienen la forma:

$$E\left[Z_0 \mid Z\right] = \left(X_0 - r' R_z^{-1} X\right)\left(V_\beta^{-1} + X' R_z^{-1} X\right)^{-1} V_\beta^{-1} m_\beta$$
$$+ \left[r' R_z^{-1} + \left(X_0 - r' R_z^{-1} X\right)\left(V_\beta^{-1} + X' R_z^{-1} X\right)^{-1} X' R_z^{-1}\right] z$$

y

$$Var\left[Z_0 \mid Z\right] = \sigma_*^2 [R_0 - r' R_z^{-1} r + \left(X_0 - r' R_z^{-1} X\right)$$
$$\left(V_\beta^{-1} + X' R_z^{-1} X\right)^{-1}\left(X_0 - r' R_z^{-1} X\right)]$$

Distribución uniforme: Se asumió que la distribución a priori del parámetro media b era de la forma p(β) α 1, y que la distribución a posteriori era:

$$\left(\beta \mid Z, \sigma_*^2, \phi_*\right) \sim N\left(\left(X' R_z^{-1} X\right)^{-1} X' R_z^{-1} z, \sigma_*^2\left(X' R_z^{-1} X\right)^{-1}\right) \sim N\left(\hat{\beta}, \sigma_*^2 V_{\hat{\beta}}\right)$$

El valor esperado y la varianza de la distribución predictiva para una distribución uniforme a priori puede obtenerse a partir del valor esperado y la varianza de la distribución conjugada con V_b^{-1} ° 0, tomando la forma:

$$E\left[Z_0 \mid Z\right] = \left(X_0 - r' R_z^{-1} X\right)\hat{\beta} + r' R_z^{-1} z$$

y

$$Var\left[Z_0 \mid Z\right] = \sigma_*^2 \left[R_0 - r' R_z^{-1} r + \left(X_0 - r' R_z^{-1} X\right)\left(X' R_z^{-1} X\right)^{-1}\left(X_0 - r' R_z^{-1} X\right)'\right]$$

La distribución *a posteriori* para el parámetro *b* conocido puede obtenerse a partir del valor esperado y la varianza de la distribución conjugada con las siguientes consideraciones:

Transformación de datos

Para garantizar la gaussianidad de los datos, se utilizó la transformación Box-Cox sugerida por Christensen y coautores (2001), en la que se considera que los valores observados de *Z* en las localizaciones *X* son una realización de: $Z(x_1)$, $Z(x_2)$, . . . , $Z(x_n)$, en la cual $\{Z(x)$ôx$\hat{I}\ I\}$, $I\ \acute{I}\ R^2$, siendo este el campo aleatorio de interés. La transformación Box-Cox es indexada por *l* y se determinó mediante:

$$g\lambda(Z) = \begin{cases} \left(Z^{\lambda} - 1\right)/\lambda & si\ \lambda \neq 0, \\ \log\ (Z) & si\ \lambda = 0. \end{cases}$$

Particularmente para *l* ³ *0* consideramos que:

$$Z(x) = \begin{cases} g\lambda^{-1}\left(S(x)\right) & si\ S(x) \in g\lambda\left(\left|0\ ;\ \infty\right|\right) \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

Donde $\{S(x)$ôx $\hat{I}\ I\}$ = un campo aleatorio gaussiano con media $m(x) = d(x)^T b$ y covarianza $Cov[S(x), S(x')] = C(x,x')$, $d(x)^T$ = vector de covarianzas asociadas con la localidad *X* y *b* = vector de parámetros de regresión.

Validación de los Modelos

En la validación de los modelos obtenidos se utilizó la técnica de validación cruzada, la cual determina si los errores del kriging son sistemáticos o compatibles con la varianza de estimación. La técnica es un proceso iterativo en el que se elimina un dato real para posteriormente estimarlo a partir del resto de los datos, cada uno de los datos reales y estimados se comparan mediante regresión lineal para determinar el nivel de error.

Los modelos de las tres modalidades de kriging obtenidos en cada uno de los dos muestreos, se conformaron en un sistema de información geográfica para su comparación. Los modelos kriging se compararon entre si en cada uno de los muestreos, mediante sobreposición se obtuvo la diferencia de la distribución espacial intermuestral, esta diferencia se comparó entre las modalidades del kriging.

El análisis geoestadístico se realizó utilizando los siguientes softwares: En el análisis de semivariograma GS+ Geostatistics 3.2 (Gamma Desing Software 1998); en la obtención y validación de los kriging S-Plus 2000 (MathSoft, Inc. 2000a) con los módulos S+spatilStats (MathSoft, Inc. 2000b) para los krigings ordinario y universal, y GeoS en el kriging bayesiano (Ribeiro y Diggle,1999); la edición de los modelos con SURFFER 7.0 (Golden Software Inc. 1999).

En la determinación del modelo óptimo se consideraron los valores de validación geoestadística (los parámetros del semivariograma y de la validación cruzada), las observaciones *in situ* sobre la distribución espacial de las especies y la conformación espacial de las especies que se han reportado en el Caribe Mexicano. La zona de estudio es un área entre barreras arrecifales, por lo que tiene especies de escleratíneos y gorgonáceos que no conforman un arrecife desarrollado, la distribución de especies presentó un gradiente de aumento en el número de especies con la profundidad hasta los 15 m, las algas fue el grupo dominante con una distribución uniforme, los gorgonáceos y las esponjas tienen una distribución dispersa en toda el área y los escleratíneos se distribuyeron en pequeños parches dispersos (Jordan 1979, 1992, Chavez 1996, Torruco y González 1996).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los modelos para OK y UK se obtuvieron con los datos sin transformar, en el BK los datos fueron transformados, por lo que se volvió a aplicar el análisis de semivariograma a los datos transformados; así mismo, se compararon los parámetros del semivariograma en el OK y UK con los del BK.

Los parámetros del semivariograma en los modelos kriging se presentan en la Tabla 1. Los valores de nugget, relación nugget-sill (NSR) y proporción de estructura espacial (PSS); indican que los datos obtenidos en los muestreos son representativos de las variaciones espaciales del número de especies bentónicas y que es el componente espacial el que explica la variación muestral. En junio de 1999, se observó una mayor NSR y una menor PSS, lo que indica que en este muestreo hay factores que influyen en la dinámica de la comunidad bentónica que no están siendo reflejados en el componente espacial.

Tabla 1. El análisis de Semivariogram del número de especies bénticas durante may/96 y june/99 para diversas clases kriging, todos los modelos del variogram son anisotropic (90°) y exponenciales a excepción del kriging bayesian de june/99 que es esférico. NSR = relación Nugget-Sill, PSS = Proportion de la estructura espacial, R^2 = coeficiente de la regression, RSS = reducion de la suma de los cuadrados.

	Ordinary & Universal Kriging			Bayesian Kriging
	May/96	June/99	May/96	June/99
Nugget	0.010	18.400	0.001	0.631
Sill	82.867	131.539	2.813	5.523
NSR	0.012	13.99	0.035	11.42
Range	1512.300	3147	1398	3080
PSS	1	0.860	1	0.886
R^2	0.663	0.800	0.661	0.636
RSS	9256	10953	8.954	23.79

Los valores del coeficiente de regresión para los modelos BK fueron menores en ambos muestreos en especial en junio/99, mientras que los residuales fueron marcadamente menores en ambos muestreos. Al aalizar los coeficientes de regresión y sus residuales, consideramos que los modelos de BK tienen un menor ajuste al variograma de los datos, aunque este ajuste es más confiable.

El análisis de validación cruzada (Tabla 2) reportó una alta confiabilidad en las predicciones de los modelos y un bajo error predictivo en los modelos de los tres tipos de kriging. El menor error de predicción para ambos muestreos se observó en los modelos de BK, mientras que en ambos muestreos el mayor error se presentó en OK. Los modelos de distribución espacial del número de especies bentónicas para los tres tipos de kriging, con su gráfico de error asociado, se presentan en la Figura 2. En mayo de 1996 se registró un máximo de 30 especies por metro cuadrado y un mínimo de 10, en Junio de 1999 se registró un máximo de 24 especies por metro cuadrado y un mínimo de cero.

Los modelos obtenidos en los tres tipos de kigring presentan el mismo patrón general de distribución espacial durante los dos muestreos, siendo muy semejantes los modelos de OK y UK en ambos muestreos, se diferenciaron solo en la amplitud de algunos de sus parches. La diferencia espacial entre modelos se observa en la Figura 3.

Tabla 2. Validación cruzada del modelo kriging. RC = el coeficiente de la regresión, SE = error estándar, SN = número de especies.

	Ordinary Kriging		Universal Kriging		Bayesian Kriging	
	May/96	June/99	May/96	June/99	May/96	June/99
RC	1.004	1.007	0.999	1.003	1.027	0.999
SE	0.019	0.043	0.018	0.027	0.021	0.001
Y Intercept	-0.046	-0.058	0.009	-0.039	-0.411	0.010
SE Prediction	1.372	2.724	1.044	1.783	0.553	0.091
SN	11 - 36	0 – 25	11 - 36	0 – 25	11 - 36	0 – 25

En mayo de 1996 el patrón general de distribución espacial del número de especies registró un parche central con orientación perpendicular a la línea de costa, a partir del cual se inició un incremento en el número de especies, observándose la mayor concentración por metro cuadrado en el extremo noroeste próximo a la línea de costa. Los modelos de OK y UK presentaron la máxima similitud entre modelos (88.56%), con el mismo rango de especies (de 10 a 30), así como con el mismo número de parches (11) e igual clase de parches. Los gráficos de error asociado de OK y UK presentaron alta similitud, con un rango de ± 4 especies por metro cuadrado, un parche central de error cero, una subvaloración del número de especies en la zona más alejada de la costa y una sobre valoración en la parte cercana a la costa.

La diferencia en mayo de 1996 entre el modelo BK y los otros modelos, se caracterizó por considerar un rango menor de especies (10 – 18), por lo que muchas observaciones que se registraron en los muestreos, no se ven reflejadas en el modelo BK. La similitud de BK con OK fue del 84.61% y con UK fue del 79.46%, su gráfico de distribución de errores asociados presentó una orientación perpendicular a la línea de costa, con un parche central (error de –1) y parches a su costado con error cero, en el extremo suroeste se observa un pequeño parche de error 1.

En junio de 1999, el patrón general de distribución espacial del número de especies, registró un gradiente de aumento en el número de especies por metro cuadrado, del extremo noroeste próximo a la línea de costa al extremo sureste distante a la línea de costa. La similitud entre modelos en este muestreo es marcadamente menor que en mayo de 1996, la mayor similitud se registró entre OK y UK con el 63.18% y la menor entre BK y UK con el 48.72%, en tanto que la similitud entre OK y BK fue del 50.44%.

Al igual que en mayo del 1996, los modelos de OK y UK presentaron pequeñas variaciones en el tamaño de los parches, el patrón general registró el mismo rango de especies por metro cuadrado (0 – 24), el mismo número de parches y de tipos de clases de parches. Sus gráficos de error asociado presentaron un patrón de distribución de error semejante, con un rango de –4 a 4, siendo el parche con error cero el parche principal. Ambos modelos sobre valoran el número de especies en la zona central del área de estudio (parte profunda del canal de navegación a Puerto CALICA) y lo subvaloran en la parte norte.

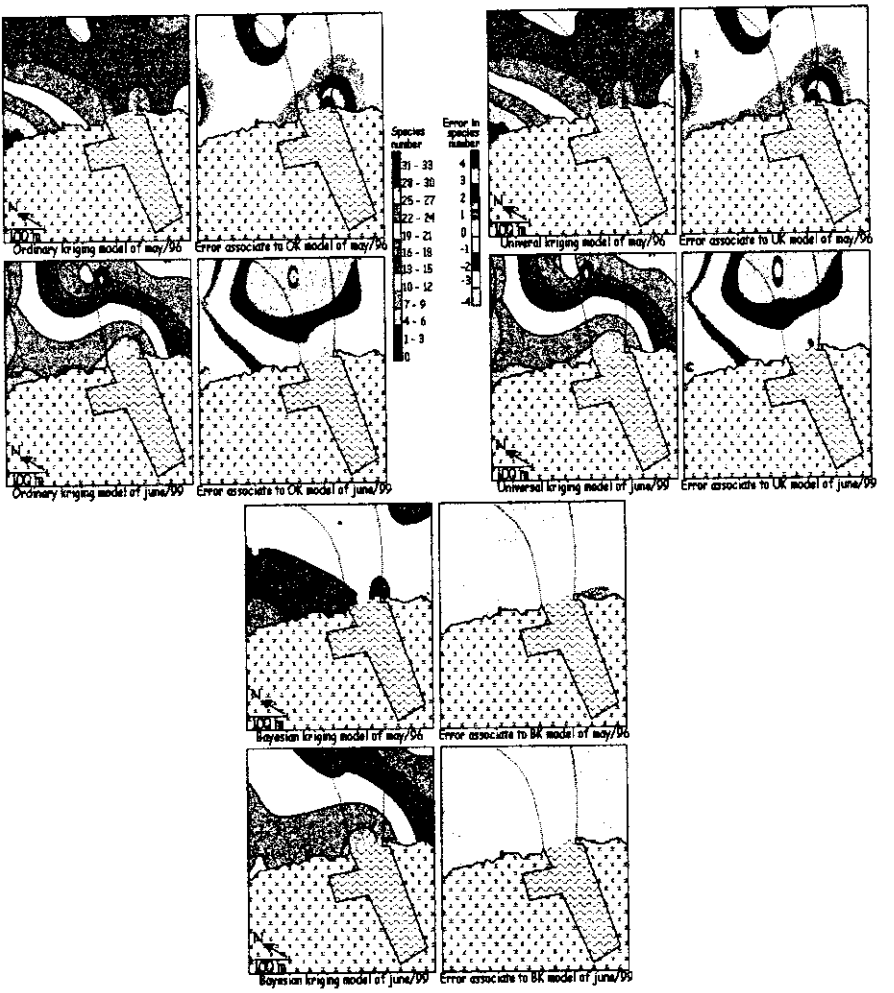

Figura 2. Modelos de Kriging y el error asociado durante may/1996 y june/1999.

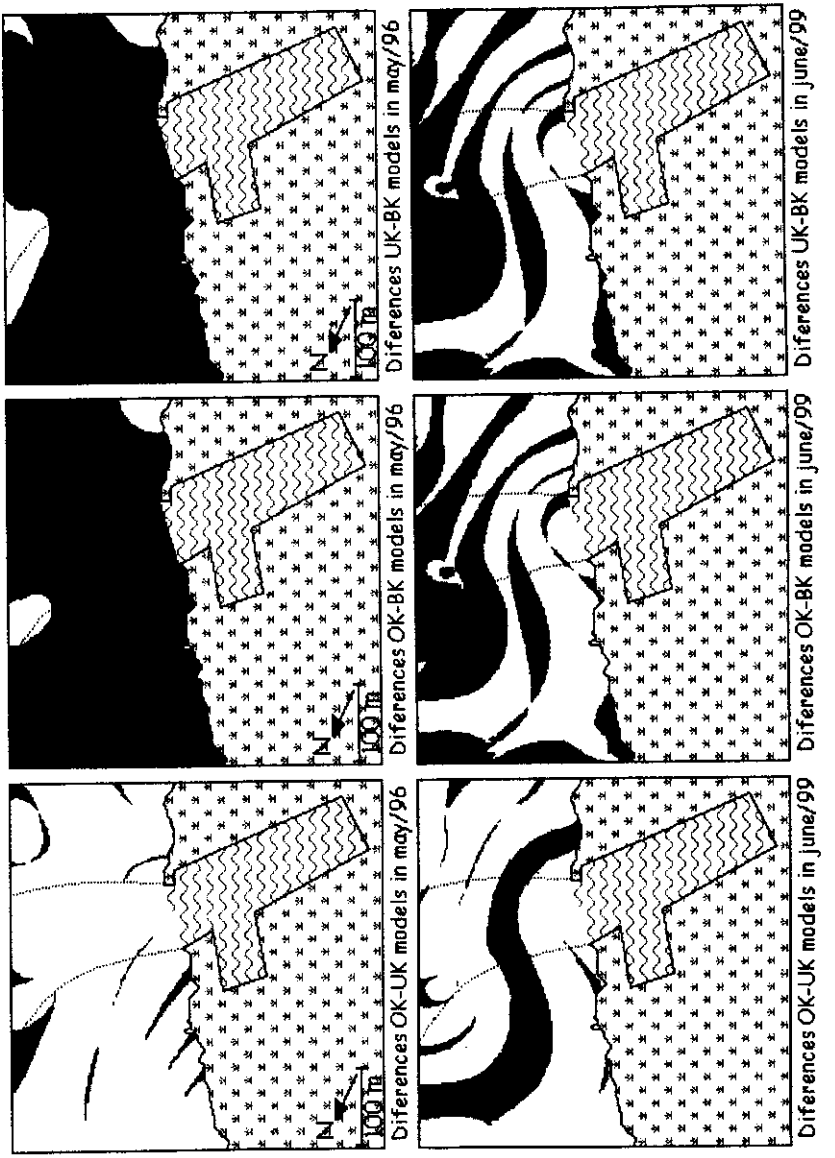

Figura 3. Las diferencias entre los modelos kriging durante may/1996 y june/1999.

El modelo de BK mostró el mismo patrón general de distribución del número de especies, pero al igual que en mayo de 1999, el rango de especies que se consideró fue más reducido (10 – 18), por lo que nuevamente los valores extremos (de 0 - 9 y de 19 - 24 especies por metro cuadrado) registrados en los muestreos no se ven reflejados en el modelo. El grafico de error asociado reportó error cero en la mayor parte del área con zonas de subvaloración al costado del canal de navegación.

Las variaciones de los modelos de la distribución espacial del número de especies en el tiempo, se observan en la Figura 4 y sus valores se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3. El porcentaje de variación del número de especies por unidad de área para cada modelo kriging entre may/96 y june/99.

	Ordinary Kriging	Universal Kriging	Bayesian Kriging
Decrease	54.56	55.39	39.65
Unchanged	19.84	18.10	29.97
Increase	25.59	25.50	30.37
Total Variation	80.15	80.89	60.02

La variación entre los muestreos presentó el mismo patrón general de distribución en los tres krigings, con un parche sin variación que cruza el área de estudio del extremo suroeste al noreste, al norte disminuyeron el número de especies y al sur se incrementaron, la máxima variación correspondió a zonas con disminución en el número de especies y la menor variación, al área sin cambio.

Las diferencias entre las variaciones en el tiempo de los tres modelos de kriging fueron causadas por el área que no tuvo variación, siendo menor la diferencia entre los modelos OK y UK y mayor entre BK y UK.

CONCLUSIONES

Los modelos obtenidos por los tres tipos de kriging presentaron una alta confiabilidad como descriptores de la estructura espacial de los datos, comportándose igual en ambos muestreos. Los parámetro obtenidos indican que los modelos OK y UK fueron más descriptivos que BK, pero BK fue más confiable.

Como estimador de datos, los tres modelos son óptimos, teniendo diferencias marginales entre si. En relación a los errores de predicción, el modelo BK tuvo el menor error y el OK el más alto.

Las interpolaciones en los modelos OK y UK presentaron poca diferencia y es representativa de todos los valores registrados en el muestreo, BK difiere notablemente de los otros dos modelos, siendo mayor sus diferencia con OK. La interpolación de BK fue muy limitada y no representó todos los datos obtenidos en los muestreos, tendiendo a ignorar los valores extremos.

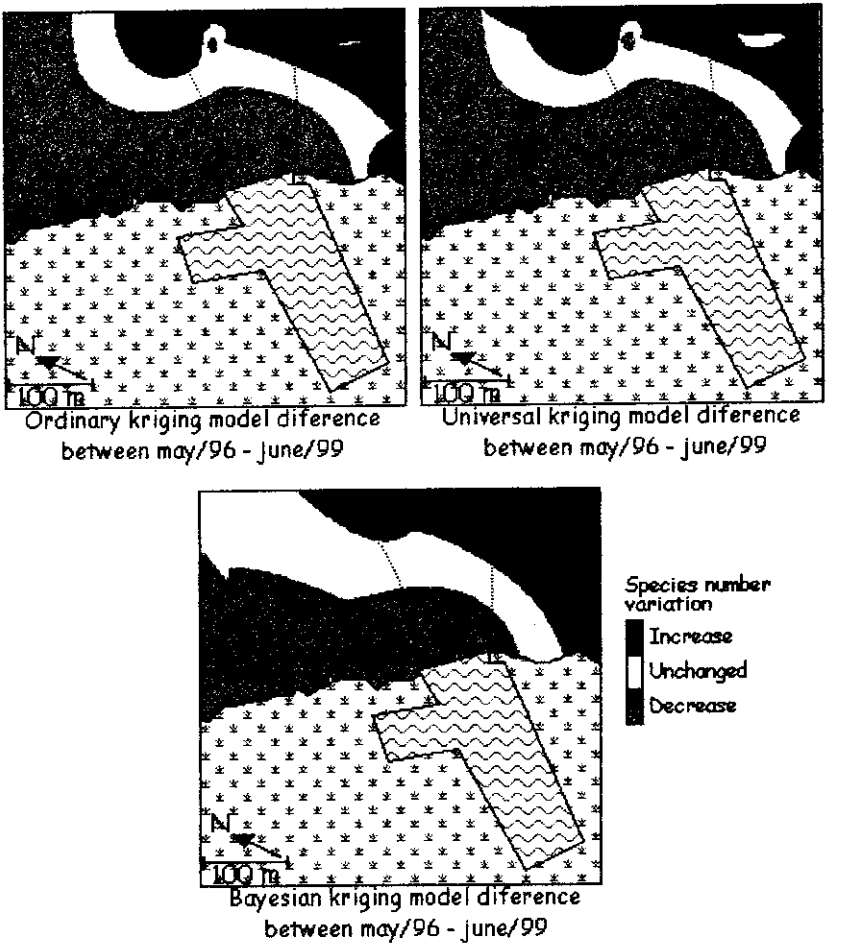

Figura 4. Variación espacial temporal del número de especies bénticas para cada modelo kriging

Considerando sus características como descriptor de la estructura espacial de los datos y su capacidad como estimador e interpolador, el UK fue el modelo que mejor representó el comportamiento espacial de los datos muestrales.

En relación a la variación espacial del número de especies bentónicas en el tiempo, con los tres modelos se concluye que en el área hay una notoria disminución en el número de especies por metro cuadrado, en especial en la zona norte próxima a la línea de costa, lo que puede reflejar el efecto del canal de navegación y de las corrientes dominantes en la zona.

LITERATURA CITADA

Chavez, E. A. 1996. Sampling design for the study of Yucatan reefs, Northwestern Caribbean. Proceedings of the 8th International Coral Reef Symposium, Panama, Panama. 1465 – 1470 pp.

Christensen, O.F., P. Diggle, and P. Ribeiro, Jr. 2001. Analysing positive-valued spatial data: the transformed gaussian model. Dept. Mathematics and Statistics, Lancaster University. Lancaster, UK.

Jordan, E. 1979. Estructura y composición de arrecifes coralinos en la región noreste de la Península de Yucatán, México. *An. Centro Cienc. del mar y Limnol. Univ. Nal. Auton. México* **6**(1):69-86.

Jordan, E. 1992. *Atlas de Corales del Caribe Mexicano.* CIQRO (edic.), Quintana Roo, México. 106 pp.

Gamma Design Software. 1998. GS+ Geostatistics for the environmental sciences. Software version 3.2. Michigan USA.

Golden Software Inc. 1999. Surface mapping system. Software versión 7.0, Golden, Colorado USA.

Kitanidis, P. 1986. Parameter uncertainty in estimation of spatial functions: Bayesian analysis. *Water Resources Research* **22**:499–507.

Kitanidis, P. 1997. *Introduction to Geostatistics: Applications in Hydrogeology.* Cambridge University Press. Cambridge, Massachusetts USA. 271 pp.

Krivoruchko, K. 2001. Using Linear and non-linear kriging interpolators to produce probability maps. Proceedings 2001 Annual International Association For Mathematical Geology. Cancun, México.

Matheron, G. 1962. Traite de geostatistique appliquee. Tome 1 and. Memoires du bureau de Recherches Geologiques et minieres, Techn; 1962/3 Paris.

MathSoft, Inc. 2000a. Software S-Plus 2000 Profesional Realaese 2. Seattle,Washington USA.

MathSoft, Inc. 2000b. Library S+SpatialStats to S-Plus 2000. Seattle, Washington USA.

Ohlhorst, S.L., W.D. Liddell, and R.J. Taylor. 1988. Evaluation of reef census techniques. *Proceedings of the 6th International Coral Reef Symposium, Australia* **2**:319-324.

Quai, S.S. 1997. Estimating the area affected by phosphorus runoff in an

everglades wetland: A comparison of universal kriging and Bayesian kriging. *Environmental and Ecological Statistics* 4:1-29

Ribeiro Jr., P. and P. Diggle. 1999. GeoR/geoS: A geostatistical library for R/S-plus. Technical Report ST-99-09, Dept. Maths. and Stats., Lancaster University, Lancaster, UK.

Torruco, D. y A. González. 1996. Comunidad Béntica in CINVESTAV (ed.) Análisis de calidad del agua y monitoreo biológico del sitio CALICA, Quintana Roo. Primer informe. CINVESTAV-IPN Unidad Mérida. Mérida Yucatán México. 54 pp, 60 fig. y 12 Cuadros.

Verdoy, J.P. 2001. Análisis geoestadísticos de la erosividad de la lluvia en la Provincia de Castellón. Tesis de Licenciatura, Universitat Jaume I, Castellón de la Plana, España. 208 pp.