

Variaciones espacio-temporales y modelaje de la concentración de oxígeno disuelto en el lago de Chapala, México

Celia de-la-Mora-Orozco¹

José Germán Flores-Garnica²

Hugo Ernesto Flores-López³

Héctor Osbaldo Rubio-Arias⁴

Álvaro Agustín Chávez-Durán⁵

Jesús Manuel Ochoa-Rivero⁶

Javier García-Velasco⁷

¹Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, Tepatitlán de Morelos, México, delamora.celia@inifap.gob.mx

²Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, Tepatitlán de Morelos, México, flores.german@inifap.gob.mx

³Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, Tepatitlán de Morelos, México, flores.hugo@inifap.gob.mx

⁴Universidad Autónoma de Chihuahua, Chihuahua, México, rubioa1105@hotmail.com

⁵Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, Tepatitlán de Morelos, México, chavez.alvaro@inifap.gob.mx

⁶Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, Tepatitlán de Morelos, México, ochoa.jesus@inifap.gob.mx

⁷Universidad de Guadalajara, Zapopan, México, jagarcia@cucba.udg.mx

Autor para correspondencia: José Germán Flores-Garnica,
flores.german@inifap.gob.mx

Resumen

La disminución del oxígeno disuelto (OD) en ecosistemas acuáticos alrededor del mundo ha afectado su calidad. El objetivo fue estimar la variación espacio-temporal del OD en el agua del lago de Chapala, México. Fueron seleccionados 16 sitios ($n = 16$) y en cada uno se cuantificó la concentración de OD *in situ* a cinco profundidades; en la superficie, y a 1, 2, 3 y 4 m. Las fechas de cuantificación fueron en septiembre, octubre, diciembre, febrero y junio (1996-1997). La información se analizó con la técnica geoestadística de Kriging ordinario, cuyo primer resultado son los variogramas. Los resultados indicaron que en diciembre, febrero y junio los niveles de OD fueron superiores a 5 mg l^{-1} ; mientras que en octubre, en la parte sureste del lago, se observaron concentraciones inferiores a 3 mg l^{-1} . Los resultados mostraron que fue posible modelar la variación espacio-temporal de OD tanto a lo largo del lago de Chapala como a diferentes profundidades. Sin embargo, se observó que en algunos casos los variogramas presentaron una tendencia espacial a nivel global, por lo que, en futuros trabajos, se sugiere modelar con base en Kriging universal o utilizando otros modelos de interpolación.

Palabras clave: interpolación, Kriging ordinario, contaminación, geoestadística, estimación estocástica.

Recibido: 19/01/2017

Aceptado: 17/07/2017

Introducción

El oxígeno disuelto (OD) es uno de los parámetros más importantes en la estimación de la calidad del agua en un ecosistema y representa un factor

determinante para la biodiversidad. La determinación del OD se utiliza como un indicador para conocer el estado de salud de un ecosistema acuático (USGS, 2013; Zhang *et al.*, 2015; Null, Mouzon, & Elmore, 2017). El agua debe contener una concentración mínima de 3.0 mg l^{-1} para la sobrevivencia de la biota (Iriondo & Mota, 2004), pero un nivel de 8.0 mg l^{-1} representa un agua sobresaturada. De hecho, concentraciones constantes mayores de 5.0 mg l^{-1} pueden poner en riesgo la salud del ecosistema (Rizo & Andreo, 2016). Sin embargo, algunos procesos físicos, biológicos y químicos pueden alterar la concentración de OD en un ecosistema acuático (Nakova, Linnebank, Bredeweg, Salles, & Uzunov, 2009; Heddam, 2014). Los factores antrópicos modifican estos procesos al introducir desechos orgánicos (Lai & Lam, 2008; Wu, Wen, Zhou, & Wu, 2014). Uno de los efectos negativos de la presencia de desechos orgánicos es el crecimiento excesivo de algas (De la Mora, Flores, Ruíz, & García, 2004). En diversas partes del mundo se ha observado el crecimiento de algas que bajo ciertas condiciones generadas por el impacto de la actividad antrópica (descarga excesiva de nutrientes) pueden proliferar cianobacterias que poseen cepas tóxicas para algunos organismos, como los mamíferos (Zhai, Yang, & Hu, 2009). La presencia de materia orgánica en agua disminuye de manera importante la concentración de oxígeno, ya que requiere del mismo para su degradación. Como consecuencia, se puede provocar la muerte de microrganismos (Yuan & Pollard, 2015), además de ocasionar alteraciones importantes en la estructura de las comunidades acuáticas y su distribución (Wetzel, 2001; De Jonge, Elliott, & Orive, 2002; Singaraja *et al.*, 2011). Por estos antecedentes, el OD se ha identificado como la primera causa o razón más común de la degradación de la calidad del agua. Tan solo en los Estados Unidos de Norteamérica la disminución del OD ha afectado de manera negativa la calidad de 1.4 millones de acres en lagos (Yuan & Pollard, 2015).

En México, el lago de Chapala es el más grande y es calificado como uno de los cuerpos de agua más importantes, con una superficie de $1\ 161 \text{ km}^2$, capacidad máxima de $9\ 686 \text{ Mm}^3$, dimensiones de 70 km de largo y 15 km de ancho. Es un lago tropical, somero y turbio; la profundidad promedio durante 1934 y 2003 fue de 4.86 m (Hansen & Van Afferden, 2004a). Este reservorio acuático forma parte de la cuenca hidrológica Lerma-Chapala y tiene un papel trascendental en el desarrollo productivo de la región (Mestre, 2011). Este lago es la principal fuente de abastecimiento de agua potable para cerca de 1.6 millones de habitantes de la ciudad de Guadalajara, en el estado de Jalisco (Hansen & Van Afferden, 2004a). A pesar de ser el vaso receptor de los escurrimientos de la cuenca, los aportes hídricos se han reducido de manera importante en las últimas décadas y, por otra parte, la demanda de agua se ha incrementado (Hansen & Van Afferden, 2004b). En la cuenca del Lerma, los principales contaminantes provienen de la industria farmacéutica, de alimentos y destilerías, entre otras. Además, se estima que

las descargas de los municipios establecidos a lo largo del Lerma-Chapala generan un aproximado de 130 500 t año⁻¹ de demanda bioquímica de oxígeno (DBO) y alrededor de 424 260 t año⁻¹ de demanda química de oxígeno (DQO). Es importante mencionar que un gran porcentaje de estas descargas llegan al lago sin previo tratamiento, lo cual ha intensificado los problemas de calidad, reduciendo de manera importante la disponibilidad del recurso agua (Sedeño & López, 2007). Los desechos que aportan la industria y las zonas urbanas son ricas en nutrientes, que magnifican la condición de eutrofización; es decir, se favorece la producción de plancton, y el florecimiento de algas y macrófitas (Rosales, Carranza, & López, 2000). Además de los procesos químicos y biológicos que influyen en la concentración del OD en un cuerpo de agua (Bai *et al.*, 2016; Null *et al.*, 2017), también las condiciones ambientales, como temperatura del agua y ambiental (Paéz, Alfaro, Cortés, & Segovia, 2013); profundidad (Beltrán, Ramírez, & Sánchez, 2012); presión atmosférica y vientos son importantes. Null *et al.* (2017) señalan que altas temperaturas disminuyen la presencia de OD, como consecuencia se genera una fragmentación de los ecosistemas acuáticos y se limitan las poblaciones nativas de peces.

En el caso del lago de Chapala, la cantidad y calidad del agua que entra del río Lerma como principal afluente de agua al lago, los eventos meteorológicos, profundidad y temperatura, desechos urbanos arrastrados al ecosistema de poblaciones aledañas, escorrentías de zonas agrícolas y, en general, de la cuenca hidrológica, influyen en la concentración y distribución del OD. También se ha sugerido que el lago funciona como un sistema mezclado respecto a la calidad del agua, donde existe una relación entre el volumen de agua y la calidad de la misma (Hansen & Van Afferden, 2004a). Lind y Dávalos (2001) mencionan que la acción del viento, los niveles de agua y la dilución provocada por la lluvia son los factores que explican el proceso de mezclado en el lago. Desde hace cuatro décadas se documentó información del nivel de contaminación del lago de Chapala y su potencial efecto negativo en el ecosistema. La concentración promedio anual de los niveles de OD hace 30 años se encontraba por muy encima de lo recomendado para una vida ecológica sana (Paré, 1989). En un estudio más reciente desarrollado en el lago de Chapala se documentaron niveles de OD en un rango de 7.18 a 9.88 mg L⁻¹ (Trujillo *et al.*, 2010).

Un monitoreo dinámico y la evaluación de la concentración de OD en el lago de Chapala no sería suficiente para sugerir estrategias de manejo, pues se debe considerar también su variación espacial. De acuerdo con lo anterior, el objetivo de esta investigación fue estimar y modelar la variación espacio-temporal del oxígeno disuelto en el agua del lago de Chapala, México.

Variabilidad espacial

El modelaje de la variación espacial de un fenómeno dado se hace a través de una técnica de interpolación, como Kriging ordinario (KO), con base en al cual se generan las superficies continuas correspondientes (Burrough & McDonnell, 1998). Esta técnica es considerada como el “mejor estimador lineal insesgado” (Olea, 1991), que representa una ventaja sobre otras técnicas de interpolación, como la de distancia inversa ponderada o los polígonos de Thiessen (Isaaks & Srivastava, 1989). Kriging ordinario puede ser calculado usando la fórmula siguiente (Flores & Moreno, 2005):

$$\tilde{Z}_{OK}(\chi_o) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z(\chi_i)$$

(1)

Donde \tilde{Z} es el valor estimado de oxígeno disuelto en el punto de muestreo determinado, λ_i , la ponderación para el punto de muestreo i en el sitio x_i , la cual se obtiene integrando la distancia inversa al punto a estimar, y al grado de agrupamiento (covarianza) de los puntos base de la estimación; $Z(x_i)$ es el valor de la variable Z (en este caso oxígeno), para el punto de muestreo i , en el sitio x_i , n = número de puntos de muestreo. La varianza de KO fue calculada con la fórmula siguiente:

$$\sigma_{OK}^2(\chi_o) = C(\chi_o, \chi_o) - \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot C(\chi_i, \chi_o) + \mu$$

(2)

Donde $\sigma_{OK}^2(\chi_o)$ es la varianza del oxígeno disuelto estimado en un punto determinado; $C(\chi_o, \chi_o)$ es la covarianza del punto a estimar en el sitio x_o con

sí mismo; $C(x_i, x_o)$ es la covarianza de un punto de muestro en el sitio x_i y el punto a estimar en el sitio x_o .

Modelaje de la continuidad espacial

Para poder modelar la continuidad espacial de un fenómeno dado, KO requiera que se defina, a través de un variograma, la tendencia de la variabilidad de los valores de un punto muestreado en relación con otros puntos muestreados a diferentes distancias. Para esto se deben especificar los valores que definen un variograma: rango, *nugget* y *sill*. El rango se ubica donde los valores del variograma tienden a estabilizarse, mientras, que el parámetro *sill* es el valor del variograma para distancias grandes (Isaaks & Srivastava, 1989), y el *nugget*, o efecto *nugget*, define una discontinuidad en el origen (Samra, Gill, & Bhatia, 1989). En forma adicional, se presenta la proporción de la estructura espacial (PEE), que es un estadístico que indica la proporción de la varianza de la muestra (*sill*) explicada por la varianza espacialmente estructurada (*sill-nugget*). De esta forma, PEE se calcula al dividir $(\text{sill-nugget})/(\text{sill})$.

Validación de las estimaciones

La validación cruzada se utiliza para comparar los resultados del uso de diferentes técnicas de interpolación (Goovaerts, 1997), lo cual se basa en un análisis de correlación entre los valores reales y los valores estimados, con lo que se definen el error estándar (EE) de la predicción y el coeficiente de determinación. De esta forma, mientras más grande sea el EE de estimación, mayor será la dispersión de los puntos alrededor de la línea de regresión. Por el contrario, si el EE tiende a ser cero, se espera que la interpolación sea más precisa (Flores & Moreno, 2005).

Materiales y métodos

Se seleccionaron 16 sitios ($N = 16$) en toda el área del lago de Chapala, con el apoyo del Instituto de Limnología de la Universidad de Guadalajara (Figura 1). En cada sitio se cuantificó *in situ* la concentración del OD en cinco secciones; en la superficie, y a 1, 2, 3 y 4 m de profundidad. Se utilizaron 4 m como la profundidad máxima en este estudio, ya que la profundidad promedio de 1934 a 2003 fue de 4.86 m (Hansen & Van Afferden, 2004a), además se contaba con los datos homogéneos necesarios para realizar el modelo. Los datos que se utilizaron en este trabajo se obtuvieron en 1996-1997, en los meses de septiembre, octubre, diciembre, febrero y junio, que cubren la variabilidad estacional de lluvias, estival, y caudal. En el mes de septiembre se capta la mayor cantidad de agua proveniente del río Lerma, mientras que en octubre se presenta la mayor escorrentía proveniente de la precipitación pluvial. En diciembre disminuyen los caudales, y se observa crecimiento de algas cianofíceas y clorofíceas. En febrero disminuyen las entradas al lago, mientras que junio representa el final de la época estival, con niveles mínimos de agua como respuesta de poca entrada y grandes extracciones para la agricultura y uso urbano.

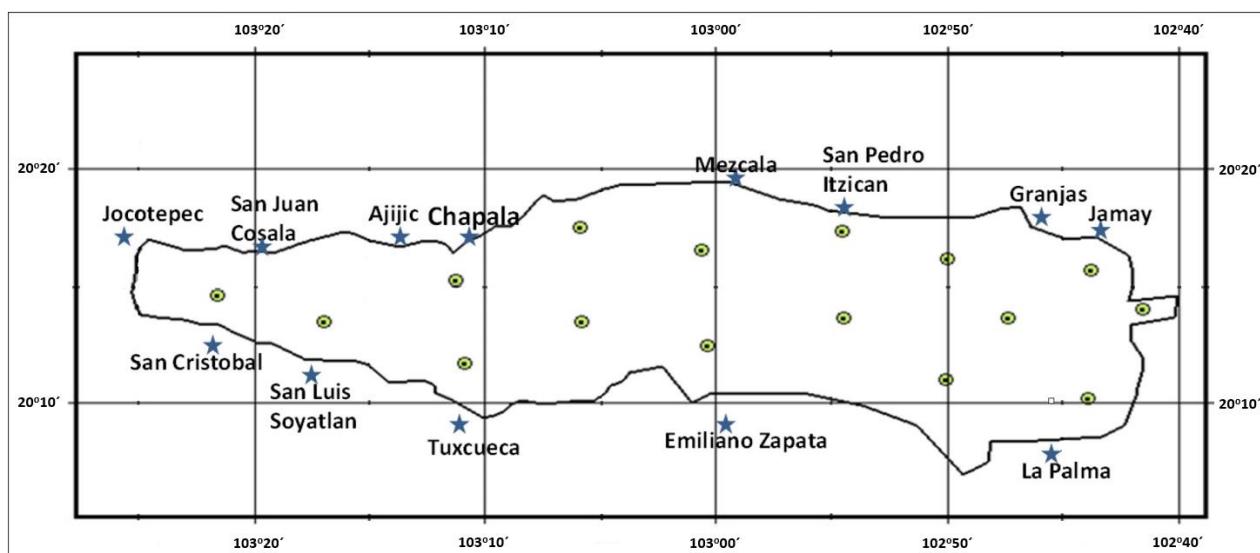


Figura 1. Ubicación de los 16 sitios para el muestreo de datos de oxígeno disuelto en el lago de Chapala.

Obtención de datos de OD

La recolección de datos fue realizada por personal calificado del Instituto de Limnología de la Universidad de Guadalajara, utilizando el método electrométrico. Para este análisis se utilizó un equipo portátil que contiene un electrodo de vidrio multiparámetro YSI Modelo 85, el cual fue debidamente calibrado por el personal encargado del muestreo.

Modelaje de la variación espacial

Para determinar la variación espacial de la disponibilidad de oxígeno en las diferentes épocas y profundidades se utilizó la técnica de interpolación conocida como Kriging ordinario (KO) para generar las superficies continuas correspondientes (Burrough & McDonnell, 1998). Asimismo, se obtuvieron los errores estándares correspondientes a cada fecha de muestreo. De esta forma, la variación fue definida a través de variogramas anisotrópicos (resumen del comportamiento bivariado de una función al azar estacionaria), que resultaron en cada muestreo (por época y profundidad). De acuerdo con esto, se desarrollaron los variogramas experimentales para cada fecha de muestreo, los cuales se usaron para modelar la correlación espacial entre las concentraciones de oxígeno (Armstrong, 1998; Czaplewski, Reich, & Bechtold, 1994). La variación espacial definida por cada variograma experimental fue modelada con base en el variograma teórico que mejor definiera la continuidad espacial de los datos. Esto, con el propósito de estimar los valores de varianza en las distancias que no son cubiertas por el variograma experimental (Flores & Moreno, 2005).

Criterio de validación

Para comparar las interpolaciones entre diferentes épocas y profundidades se usó la técnica de validación cruzada (Goovaerts, 1997), que consiste en remover el valor muestreado de un sitio en particular, después de lo cual su valor es estimado con base en los restantes sitios (Isaaks & Srivastava, 1989). Esto se repite para cada sitio y después se comparan los valores reales e interpolados, y las diferencias son referidas como residuales o errores (Flores & Moreno, 2005). Un análisis de correlación entre los valores reales y los valores estimados permitió evaluar la precisión de las interpolaciones a través del error estándar (EE) de la predicción y el coeficiente de determinación. El EE permite ponderar la confiabilidad de la ecuación de regresión, que se define al correlacionar los valores reales con los estimados, ya que mide la variabilidad, o dispersión de los valores observados alrededor de la línea de regresión.

Resultados

Un primer análisis de los datos permitió definir si el nivel de OD a lo largo del lago de Chapala era suficiente para sostener la biodiversidad del ecosistema, en especial la de los peces. En general, se considera que una concentración de 5 mg l^{-1} es adecuada para este propósito, pero si se presentan concentraciones menores a 3 mg l^{-1} puede ser letal para la fauna (Iriondo & Mota, 2004; Rizo & Andreo, 2016). En la Figura 2 se muestran las variaciones de OD, donde la malla representa la ecuación de regresión resultante al considerar la ubicación (longitud (X), latitud (Y)) y la profundidad como variables independientes. Con excepción de los muestreos de septiembre y octubre, el promedio de OD fue mayor a 5 mg l^{-1} , observándose la mejor disponibilidad en febrero, seguido de diciembre. Por el contrario, en octubre, la porción suroeste del lago presenta

concentraciones incluso menores a 3 mg l⁻¹, lo cual, como se señaló anteriormente, puede afectar la presencia de peces en el área. Las ecuaciones correspondientes a las regresiones de la Figura 2 se presentan en la Tabla 1. Se remarca que la más alta correlación se obtuvo para junio y la más baja para diciembre. En general, la profundidad fue la variable más significativa ($p < 0.05$) en la estimación de la concentración de OD, con excepción de octubre, donde ambas coordenadas predijeron mejor la concentración, en comparación con la profundidad. En el caso de diciembre, sólo la longitud (X) fue más significativa que la profundidad.

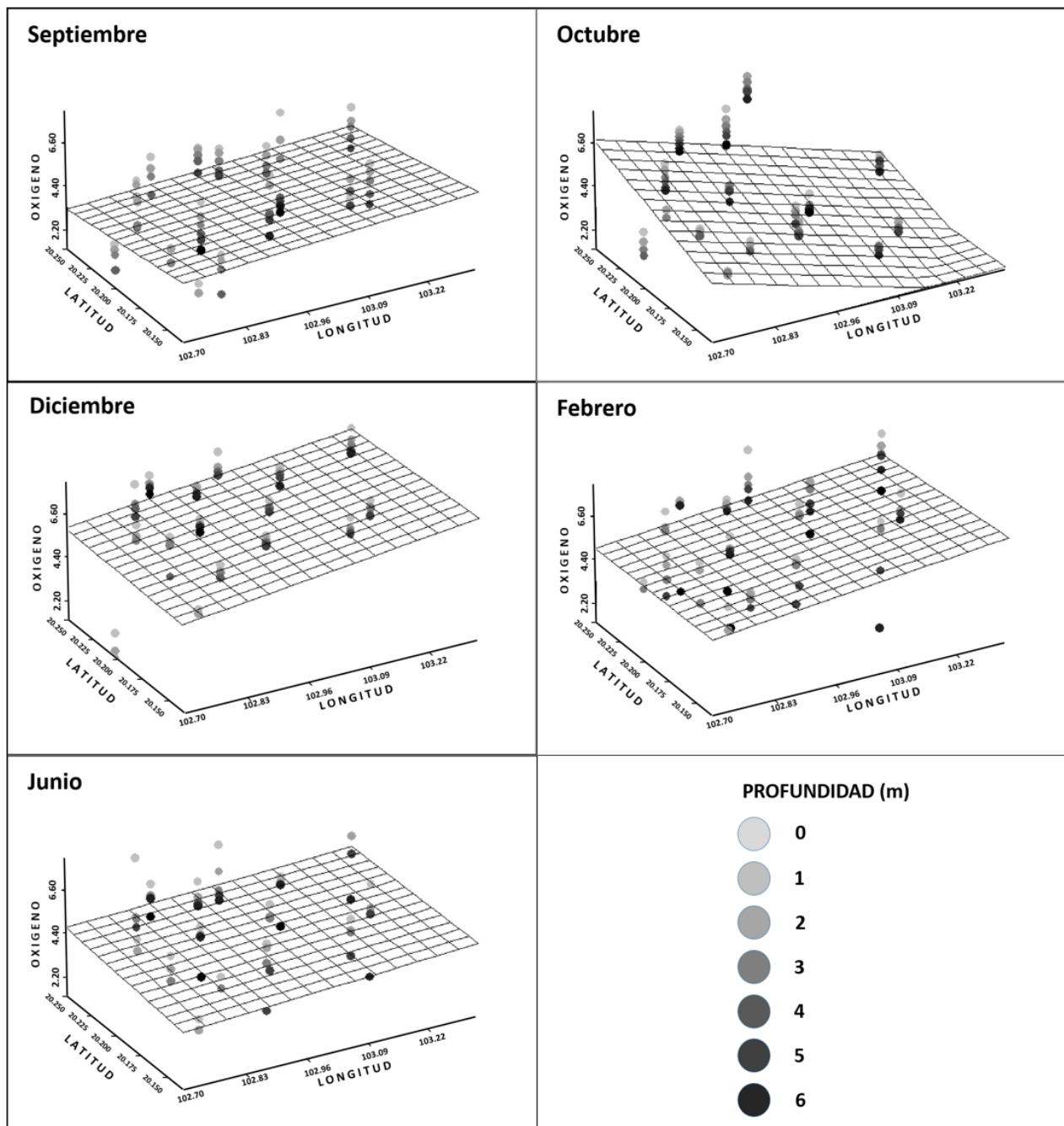


Figura 2. Modelaje de la variación espacial de las concentraciones de OD a diferentes profundidades en el lago de Chapala.

Tabla 1. Ecuaciones y estadísticos que corresponden a la regresión entre oxígeno y profundidad para el lago de Chapala.

Época	Modelo	r^2	$Pr(F)$	$Pr(F)$	$Pr(F)$
-------	--------	-------	---------	---------	---------

			<i>de X</i>	<i>de Y</i>	<i>de P</i>
Septiembre	$O = -115.2704 - 1.882943(X) - 3.639218(Y) + 0.5654791(P)$	0.425 6	0.154	0.077 5	0.000 0
Octubre	$O = -70.1952 + 3.7019(X) + 22.5058(Y) + 0.1851(P)$	0.435 6	0.000 0	0.000 0	0.034 5
Diciembre	$O = -635.7797 - 3.1648(X) + 15.6688(Y) + 0.7597(P)$	0.201 8	0.000 5	0.155 5	0.050 6
Febrero	$O = -423.422 - 2.7406(X) + 7.2775(Y) + 0.1805(P)$	0.349 5	0.050 3	0.089 8	0.000 0
Junio	$O = -483.7652 - 3.4889(X) + 6.4927(Y) + 0.7616(P)$	0.589 3	0.000 4	0.666 9	0.000 0
O = oxígeno (mg/l)					
X = coordenadas longitud (grados)					
Y = coordenadas latitud (grados)					
P = profundidad (m)					

Modelaje de la continuidad espacial

En la Tabla 2 se indican los modelos (esférico, linear y exponencial) que se ajustaron a cada variograma (Figura 3), así como los tres parámetros que definen su estructura, rango *nugget* y *sill*. En general, los resultados fueron similares, con excepción de los variogramas que corresponden a las profundidades de 3 y 4 m, en septiembre, y la profundidad de 3 m en febrero, cuyo valor de PEE fue igual a cero. Este resultado implica que la variabilidad espacial de la concentración de OD es explicada por la varianza de la muestra. Con base en estos variogramas se generaron los mapas que plasman las variaciones espacio temporales del OD, las cuales son analizadas más adelante (generación de superficies continuas). Por otra parte, el ajuste de los modelos varió desde una r^2 de 0.00 hasta 0.966, lo cual puede ser

explicado por el número bajo de puntos de muestreo. Sin embargo, si no se cuenta con información *a priori*, y se busca encontrar el modelo que mejor se ajuste al variograma experimental, el criterio de R^2 es adecuado (Gallardo, 2006). No obstante, se prefiere usar el cuadrado de residuales (SCR) como criterio de selección, el cual representa una medida más robusta del ajuste a los datos del variograma, por lo que de acuerdo con este parámetro se encontraron los mejores resultados en los meses de octubre y junio.

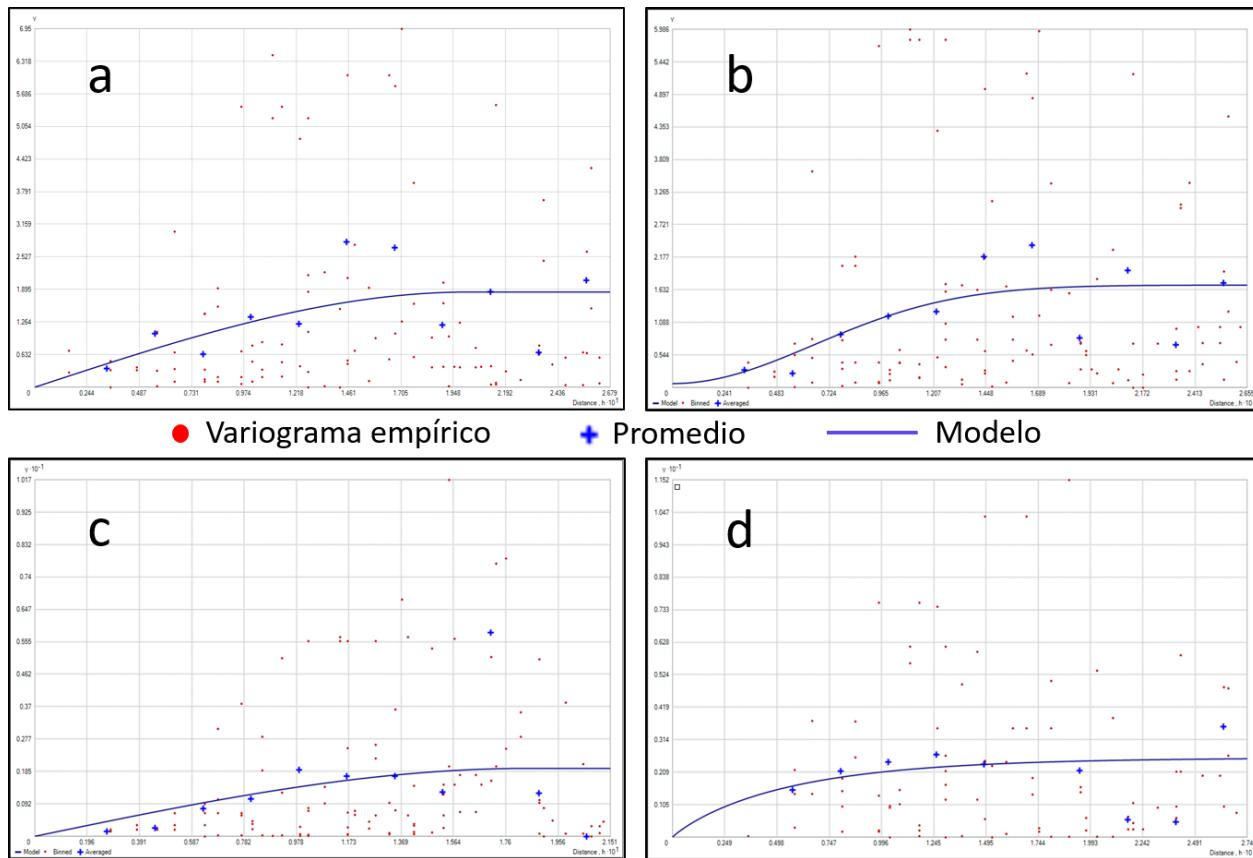


Figura 3. Variogramas de las concentraciones de OD en el lago de Chapala correspondientes al mes de septiembre para diferentes profundidades: a) superficie, modelo esférico; b) 1 m, modelo lineal; c) 2 m, modelo esférico; d) 3 m, modelo lineal.

Tabla 2. Parámetros y estadísticos de los modelos ajustados a los variogramas de la concentración de oxígeno en el lago de Chapala.

						R^2 del		Validación
--	--	--	--	--	--	-----------------------------	--	-------------------

Época	Nivel	Modelo	Nugget	Sill	Rango	PEE	modelo del variograma	cruzada		
								SCR	r ²	EEP
Septiembre	Superficie	Esférico	0.087	1.761	0.239	0.951	0.162	4.660	0.065	1.110
	-1	Linear	1.367	1.413	0.463	0.032	0.000	4.070	0.735	0.559
	-2	Esférico	0.174	1.494	0.163	0.884	0.055	5.460	0.042	1.104
	-3	Linear	2.307	2.307	0.452	0.000	0.738	7.620	0.960	0.326
	-4	Linear	1.061	1.061	0.285	0.000	0.141	0.251	0.873	0.353
Octubre	Superficie	Esférico	0.065	3.145	0.290	0.979	0.601	2.480	0.566	1.045
	-1	Esférico	0.395	3.410	0.313	0.884	0.512	3.820	0.455	1.221
	-2	Esférico	0.620	3.448	0.299	0.820	0.464	3.860	0.441	1.259
	-3	Esférico	1.158	4.035	0.348	0.713	0.839	0.452	0.393	1.363
	-4	Esférico	1.900	7.809	0.609	0.757	0.966	0.148	0.360	1.657
Diciembre	Superficie	Esférico	0.250	6.686	1.059	0.963	0.116	69.000	0.121	1.251
	-1	Esférico	0.320	7.760	1.046	0.959	0.111	98.300	0.105	1.360
	-2	Exponencial	0.360	16.150	1.108	0.978	0.120	135.000	0.054	1.507

	-3	Esférico	0.01 0	3.24 5	0.32 4	0.997	0.331	21.500	0.000	1.657
	-4	Exponencial	0.00 6	0.31 7	0.81 1	0.981	0.531	0.002	0.470	0.202
Febrero	Superficie	Esférico	1.56 0	16.5 30	1.06 2	0.906	0.116	369.00 0	0.163	2.099
	-1	Esférico	0.01 0	12.3 20	1.07 1	0.999	0.170	181.00 0	0.332	1.427
	-2	Esférico	0.70 0	7.87 1	1.28 1	0.911	0.224	47.700	0.111	1.576
	-3	Linear	2.72 3	2.72 3	0.28 5	0.000	0.220	6.270	0.960	0.334
	-4	Esférico	0.82 6	3.95 7	0.27 3	0.791	0.058	32.700	0.206	1.941
Junio	Superficie	Linear	0.00 1	3.01 1	0.94 5	1.000	0.405	2.400	0.498	0.592
	-1	Linear	0.00 1	2.01 1	0.84 6	1.000	0.709	0.584	0.568	0.468
	-2	Esférico	0.27 2	2.03 3	1.14 3	0.866	0.568	0.753	0.067	0.503
	-3	Esférico	0.91 0	5.85 4	0.62 0	0.845	0.595	1.940	0.079	1.772
	-4	Esférico	2.40 1	4.80 3	0.76 8	0.500	0.362	0.767	0.283	1.378

PEE: proporción de la estructura espacial; **SCR:** suma del cuadrado de los residuales; **EEP:** error estándar de la predicción.

Los resultados obtenidos durante el proceso de modelaje (Tabla 2) muestran que las proporciones más homogéneas en la explicación de la varianza (r^2) corresponden a los modelos de los datos de octubre y junio. Sin embargo, el mejor ajuste ($r = 0.96$) se observó para los modelos a una profundidad de 3 m en febrero y septiembre. En cuanto al error estándar de la predicción (EEP), en general fue similar en todos los modelos. En forma particular, los valores menores de EEP corresponden a los modelos a una profundidad 3 y 4 m (septiembre), 4 m (diciembre) y 3 m (febrero).

Generación de superficies continuas

Con base en los modelos obtenidos para cada fecha y profundidad (Tabla 2) se definieron las superficies continuas correspondientes que se ejemplifican en la Figura 4, donde se puede observar cómo fue la variación espacial OD en el lago de Chapala. En general, las concentraciones menores se presentaron en septiembre y octubre; sin embargo, la variación espacial fue similar entre las diferentes profundidades en octubre, mientras que la concentración mayor correspondió a febrero. En octubre se notaron las mayores concentraciones en las partes centro y este del lago, siendo similar en todas las profundidades.

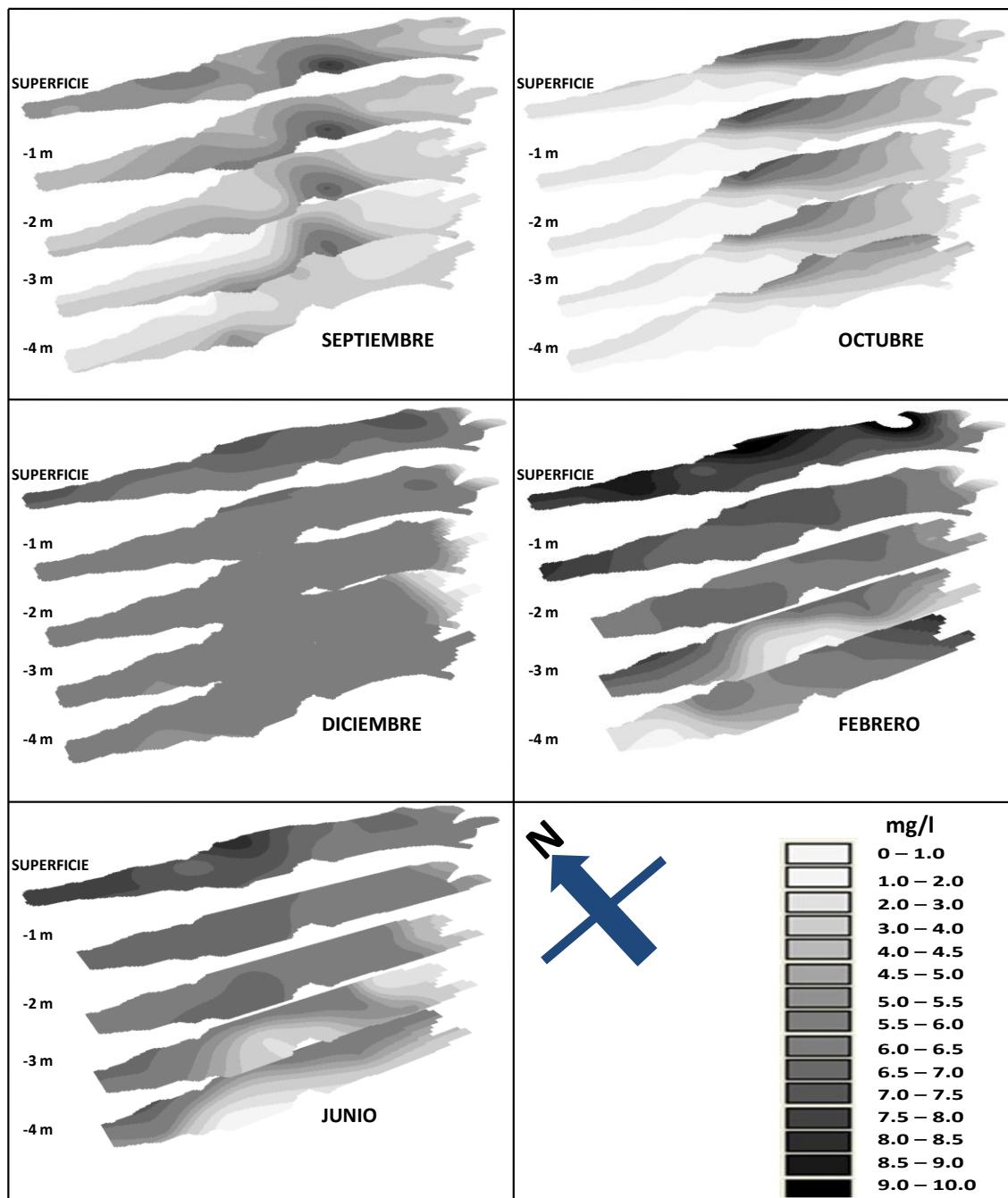


Figura 4. Variación espacial de las concentraciones de OD en el lago de Chapala a diferentes profundidades, que corresponde a cada fecha de muestreo.

Con respecto a diciembre, las concentraciones fueron más bien similares en todas las profundidades, con una ligera variación a nivel de la superficie. La concentración mayor de OD se presentó en la parte centro sur del lago, en

todas las profundidades, con excepción de la profundidad a los 4 m, donde se observó una baja concentración de oxígeno. La mayor concentración se ubicó en la superficie, la cual fue disminuyendo ligeramente en los extremos este y oeste del lago a medida que aumentaba la profundidad. En febrero se presentó una menor concentración al nivel de 3 m de profundidad, que iba aumentando a medida que la profundidad disminuía, observándose las mayores concentraciones en la parte norte del lago. Finalmente, en junio, aunque en concentraciones más bajas, los valores mayores se ubicaron en la parte norte del lago, observándose variaciones notables en las diferentes profundidades.

Modelos de correlación

Las ecuaciones correspondientes a las regresiones de la Figura 2 se presentan en la Tabla 1. Es notorio que la más alta correlación se obtuvo para junio, siendo la más baja la de diciembre. En general, la profundidad fue la variable más significativa ($p < 0.05$) en la estimación de la concentración de OD, con excepción de octubre, donde ambas coordenadas predijeron mejor la concentración, en comparación con la profundidad. En el caso de diciembre, sólo la longitud (X) fue más significativa que la profundidad.

Discusión

Es importante señalar que a pesar de sus bondades, el uso de la técnica de Kriging ordinario no garantiza los mejores resultados en una interpolación (Flores & Moreno, 2005). Es decir, no es posible definir una sola técnica de interpolación que resulte en mejores estimaciones en todos los casos; no obstante, la técnica de Kriging ha detectado mínimos errores en algunos estudios comparativos, por lo que se ha considerado la más adecuada (Dodd,

Mechant, Rayner, & Morice, 2015). Es importante también especificar que la autocorrelación espacial de un parámetro está definida por varios factores, como la intensidad de muestreo, la escala, la distribución de los sitios de muestreo y las diferencias entre los valores vecinales (Flores & Moreno, 2005). Esto implica que en un estudio de este tipo podrían probarse más de una técnica de interpolación. Además, los resultados sugieren también, en todos los casos, que se debe aumentar el número de sitios de muestreo, ya que una distancia de separación menor entre sitios define mejor la tendencia de la variabilidad espacial de los valores de éstos (Flores, Reyes, & Moreno, 2004). También se recomienda que en futuros modelos se usen datos de OD obtenidos en otros trabajos realizados en el área de estudio. Sin embargo, no se encontraron trabajos que lleven a cabo una metodología similar a la propuesta en este estudio, por lo que este trabajo representa una primera aproximación a la estrategia descrita. De esta forma, en futuros trabajos se sugiere incorporar datos de otros años, así como integrar variables auxiliares, a fin de reforzar las estimaciones. Ese tipo de correlaciones espaciales son adecuadamente definidas a través de la técnica de coKriging, que tiene la ventaja de usar la covarianza de dos o más variables relacionadas.

Por otro lado, es importante mencionar que aun cuando fue posible modelar usando Kriging ordinario, existen factores ambientales y antropogénicos que modifican de modo significativo la calidad del agua. Por ejemplo, los estacionales por el ingreso de agua durante la estación lluviosa, la existencia de un periodo de recuperación y las dinámicas temporales propias del ecosistema. Esta variación estacional ha sido explicada por diversos autores en diferentes ecosistemas. Así, Rubio, Contreras, Quintana, Saucedo y Pinales (2012) detectaron diferencias estacionales en la calidad del agua de la presa Luis L. León en el norte de México en nueve variables cuantificadas; mientras que Rabee, Bahha y Ahmed (2011) observaron estas variaciones en un estudio realizado en el río Tigris en Irak. Una vez que las lluvias terminan, la distribución espacial de la concentración de oxígeno es más bien heterogénea. Esta afirmación puede ser explicada porque la aportación de lluvia al lago no sólo es del principal afluente (río Lerma) sino de otros más. Por ejemplo, en octubre, la única fuente de aportación de agua al lago proviene del río Lerma, observándose incremento de la concentración de oxígeno en esa zona. Una posible explicación es que esto se presenta como consecuencia de un proceso de reaireación provocado por el movimiento del flujo de entrada de agua (De la Mora, 2001; Lind & Dávalos, 2001). Sin embargo, Simons (1984) demostró que otras variables tienen mayor influencia en la concentración de OD en el lago de Chapala, ya que después de aplicar un modelo hidrodinámico observó que es el viento, y no los flujos de entrada y salida el principal factor que determina los patrones de circulación del agua. En su modelo observó que con condiciones normales de

viento de este a oeste a 9 km h^{-1} , el flujo del río Lerma se interna por la parte sur del lago hasta su parte media y retorna el flujo luego de esta zona. Cuando el viento predominante es de oeste a este, el flujo de agua del río Lerma discurre por la parte media del lago. Esta dinámica observada es un efectivo mecanismo de transporte de materiales suspendidos y oxígeno disuelto en el lago, lo cual provoca que la columna de agua esté en continuo movimiento, de ahí la poca variabilidad de sus parámetros fisicoquímicos a lo largo del año. Además, debido a la poca profundidad del lago y la mezcla del mismo, no existe estratificación estacional, pero como es el caso de otros lagos tropicales, sí existe una estratificación diaria cuando las condiciones climáticas lo propician (Lind & Dávalos, 2001). Normalmente las corrientes en el centro del lago son de un 0.1 km dia^{-1} y en las zonas de las orillas es de 0.5 km dia^{-1} . Por la orientación del lago (de este a oeste), el patrón de vientos ocasiona grandes olas y un cuerpo de agua completamente mezclado (Lind & Dávalos, 2001). Por otro lado, diversos estudios han demostrado que el lago de Chapala presenta problemas de eutrofización desde 1989, como resultado de la introducción de altas concentraciones de nutrientes (Fernex *et al.*, 2001; Waite, 1984). Desde 1983, el lago de Chapala presenta un incremento de la concentración de clorofila, lo cual le confiere características de mesotrófico superior a eutrófico (Limón & Lind, 1990; De Anda & Shear, 2001; Dávalos & Lind, 2001). En este sentido, se debe mencionar la importancia de la cinética de crecimiento de los diversos organismos por el uso del oxígeno presente en el agua para la respiración de las plantas acuáticas y el plancton (Thomann & Mueller, 1987). En los resultados encontrados en este trabajo no se registraron condiciones de anoxia en el lago de Chapala, lo cual coincide con otros trabajos (Quiróz, Mora, Molina, & García, 2004; Lara, 2014).

Conclusiones

Con este estudio fue posible modelar la variación espacial-temporal de las concentraciones de OD tanto a lo largo del lago de Chapala como en diferentes profundidades. En general, considerando al OD como uno de los principales indicadores de calidad del agua, se determinó que el agua de mejor calidad se concentró en febrero y diciembre, de acuerdo con el resultado espacial en la zona este del lago. Sin embargo, es importante remarcar que en el modelaje espacial se busca definir un modelo con el

menor error de estimación considerando las variables disponibles. Así, en futuros estudios se podrían probar otras estrategias de interpolación donde, entre otros aspectos, la estimación de la continuidad espacial podría ser mejorada si se considera una mayor intensidad de muestreo, en especial para los casos en los que los modelos no se ajusten bien a la distribución del variograma. Se concluye también que aunque la interpolación permitió definir la variación espacial del OD a lo largo del lago de Chapala, en la mayoría de los modelos el ajuste fue bajo. Es decir, los resultados de la validación presentaron una baja correlación entre los valores observados y los estimados, lo cual puede explicarse debido a que en algunos casos los variogramas presentaron una tendencia espacial a nivel global. Se remarca la importancia del análisis del variograma, previo a la realización de las estimaciones, donde se sugiere primero un análisis espacial más básico para evaluar la autocorrelación espacial de un parámetro dado, como el índice de Moran (Reich & Geils, 1992). No obstante, los resultados presentan información importante para que, en posteriores estudios, se pueda definir apropiadamente la forma de incluir otros elementos para la modelación espacial, como son, por ejemplo, factores ambientales y antropogénicos.

Referencias

- Armstrong, M. (1998). *Basic linear geostatistics*. New York: Springer.
- Bai, Q., Runling, L., Li, Z., Lepparanta, M., Arvola, L., & Li, M. (2016). Time-series analyses of water temperature and dissolved oxygen concentration in Lake Valkea-Kotinen (Finland) during ice season. *Ecological Informatics*, 36, 181-189.
- Beltrán, R., Ramírez, J. P., & Sánchez, J. (2012). Comportamiento de la temperatura y el oxígeno disuelto en la Presa Picachos, Sinaloa, México. *Revista Mexicana de Hidrobiología*, 22, 94-98.
- Burrough, P. A., & McDonnell, R. A. (1998). *Principles of geographical information systems*. Oxford, United Kingdom: Oxford University Press.
- Czaplewski, R. L., Reich, R. M., & Bechtold, W. A. (1994). Spatial autocorrelation in growth of undisturbed natural pine stand across Georgia. *Forest Science*, 40, 314-328.
- Dávalos, L., & Lind, O.T. (2001). Phytoplankton and bacterioplankton production and trophic relation in Lake Chapala (pp. 31-57). In: Hansen, A. M., & Van Afferden, M. (eds.), *The Lerma Chapala watershed, evaluation and management*. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers.

De Anda, J., & Shear, H. (2001). Nutrients and eutrophication in Lake Chapala (pp. 183-198). In: Hansen, A. M., & Van Afferden, M. (eds.), *The Lerma-Chapala watershed, evaluation and management*. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers.

De Jonge, V. N., Elliott, M., & Orive, E. (2002). Causes, historical development, effects and future challenges of a common environmental problem: eutrophication. *Hydrobiologia*, 1, 1-19.

De la Mora, C., Flores, J. G., Ruíz, J. A., & García, J. (2004). Modelaje estocástico de la variabilidad espacial de la calidad agua en un ecosistema lacustre. *Revista Internacional de Contaminación Ambiental*, 20(3), 99-108.

De la Mora, O. C. (2001). *Evaluación de la calidad del agua del lago de Chapala durante 1996-1997*. (Tesis de maestría). Zapopan, México: Universidad de Guadalajara.

Dodd, E. A., Mechant, Ch., Rayner, N., & Morice, C. (2015). An investigation into the impact of using various techniques to estimate arctic surface air temperature anomalies. *Journal of Climate, American Meteorological Society*, 2015, 1743-1763, DOI: <http://dx.doi.org/10.1175/JCLI-D-14-00250.1>.

Fernex, F., Zárate del V., P., Ramírez, H., Michaud, F., Parron, C., Dalmasso, J., Barci F., G., & Guzmán, M. (2001). Sedimentation rates in Lake Chapala (western Mexico): Possible active tectonic control: *Chemical Geology*, 177, 213-228. DOI: [10.1016/S0009-2541\(00\)00346-6](https://doi.org/10.1016/S0009-2541(00)00346-6).

Flores, J. G., & Moreno, D. A. (2005). Modelaje espacial de la influencia de combustibles forestales sobre la regeneración natural de un bosque perturbado. *Agrociencia*, 39(3), 339-349.

Flores, J. G., Reyes, O., & Moreno, D. A. (2004). Variación espacial del diámetro como respuesta a diferentes intensidades de muestreo en una cuenca forestal. *Rev. Ciencia Forestal en México*, 29(96), 47-66.

Gallardo, A. (2006). Geostadística. *Ecosistemas*, 15(3), 48-58.

Goovaerts, P. (1997). *Geostatistics for natural resources evaluation. Applied geostatistics series*. New York: Oxford University Press.

Hansen, A. M., & Van Afferden, M. (2004a). Modeling cadmium concentration in water of Lake Chapala, Mexico. *Aquatic Sciences*, 66, 266-273.

Hansen, A. M., & Van Afferden, M. (2004b). El agua de México visto desde la Academia. Jiménez, B., & Martín, L. (eds.). México, DF: Academia Mexicana de Ciencias.

Heddam, S. (2014). Modeling hourly dissolved oxygen concentration (DO) using two different adaptive neuro-fuzzy inference systems (ANFIS): A comparative study. *Environmental Monitoring and Assessment*, 186, 597-619.

Iriondo, A., & Mota, J. (2004). *Desarrollo de una red neuronal para estimar el oxígeno disuelto en el agua a partir de instrumentación de EDAR*. XXV Jornadas de Automática, Universidad de Castilla la Mancha, Ciudad Real, España, 8-10 de septiembre.

Isaaks, E. H., & Srivastava, R. M. (1989). *An introduction to applied geostatistics*. New York: Oxford University Press.

Lai, D. Y. F., & Lam, K. C. (2008). Phosphorus retention and release by sediments in the eutrophic Mai Po Marshes, Hong Kong. *Marine Pollution Bulletin*, 57, 349-356.

Lara, O. M. A. (2014). *Aspectos ecológicos, cultivo, contenido de lípidos totales y proteínas del fitoplancton nativo de un lago polimítico tropical (lago de Chapala)*. Tesis de maestría en Ciencias en Biosistemática y Manejo de Recursos Naturales y Agrícolas. Zapopan, México: Universidad de Guadalajara.

Limón, J. G., & Lind, O. T. (1990). The management of Lake Chapala, México. *Lake Reservoir Management*, 6, 61-70.

Lind, O. T., & Dávalos, L. (2001). An introduction to the limnology of Lake Chapala, Jalisco, Mexico (pp. 139-149). In: *The Lerma-Chapala Watershed*. Boston: Springer.

Mestre, R. J. E. (2011). *La cuenca Lerma-Chapala, México. Estudio de caso VIII*. Recuperado de <http://www.bvsde.ops-oms.org/bvsacd/scan/033446/033446-18.pdf>.

Nakova, E., Linnebank, F. E., Bredeweg, B., Salles, P., & Uzunov, Y. (2009). The river MESTA case study: A qualitative model of dissolved oxygen in aquatic ecosystems. *Ecological Informatics*, 4, 339-357.

Null, S. E., Mouzon, N. R., & Elmore, L. R. (2017). Dissolved oxygen, stream temperature, and fish habitat response to environmental water purchases. *Journal of Environmental Management*, 197, 559-570.

Olea, R. A. (1991). *Geostatistical glossary and multilingual dictionary*. New York: Oxford University Press.

Paéz, A., Alfaro, R., Cortés, R., & Segovia, N. (2013). Arsenic content and physicochemical parameters of water from wells and thermal springs at Cuitzeo Lake Basin, Mexico. *International Journal of Innovative Research in Science, Engineering and Technology*, 2, 12.

Paré, L. (1989). *Los pescadores de Chapala y la defensa de su lago* (144 pp.). Guadalajara, México: Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Occidente.

Quiróz, C. H., Mora, Z. L. M., Molina, A. I., & García, R. J. (2004). Variación de los organismos fitoplanctónicos y la calidad del agua en el lago de Chapala, Jalisco, México. *Acta Universitaria*, 14(1), 47-58.

Rabee, A. M., Bahha, A. K., & Ahmed, A. (2011). Seasonal variations of some ecological parameters in Tigris River water at Baghdad region Iraq. *J. Water Resources Protection*, 3, 262-267.

Reich, R. M., & Geils, B. W. (1992). Review of spatial analysis techniques. Spatial analysis and forest pest management. USDA, FS. *General Technical Report*, 75, 142-149.

Rizo, L. D., & Andreo, B. (2016). Water quality assessment of the Santiago River and attenuation capacity of pollutants downstream Guadalajara City, Mexico. *River Research and Application*, 32, 1505-1516.

Rosales, L., Carranza, A., & López, M. (2000). Heavy metals in sediments of a large, turbid tropical lake affected by anthropogenic discharges. *Environmental Geology*, 39, 378-383.

Rubio, H., Contreras, M., Quintana, R. M., Saucedo, R., & Pinales, A. (2012). An overall water quality index (WQI) for a man-made aquatic reservoir in Mexico. *International Journal of Environmental Research and Public health*, 9, 1687-1698.

Samra, J. S., Gill, H. S., & Bhatia, V. K. (1989). Spatial stochastic modeling of growth and forest resource evaluation. *Forest Science*, 35, 663-676.

Sedeño, J. E., & López, E. (2007). Water quality in the Río Lerma, Mexico: an overview of the last quarter of the twentieth century. *Water Resources Management*, 21, 1797-1812.

Simons, T. J. (1984) *Effect of outflow diversion on circulation and water quality of Lake Chapala*. (Project MEX-CWS-010). Guadalajara, México: Centro de Estudios Limnológicos, Secretaría de Recursos Hídricos, Pan American Health Organization.

Singaraja, C., Chidamaram, S., Prasanna, M. V., Paramaguru, P., Johnsonbabu, G., & Thivya, C. (2011). A study on the behavior of the dissolved oxygen in the shallow coastal wells of Cuddalore District, Tamilnadu, India. *Water Quality Exposure Health*, 4(1), 1-16.

Thomann, R., & Mueller, J. (1987). *Principles of surface water quality modeling and control*. New York: Harper and Row, Publishers, Inc.

Trujillo, J. L., Saucedo, N. P., Zárate del V., P. F., Ríos, N., Mendizábal, E., & Gómez, S. (2010). Speciation and sources of toxic metals in sediments of Lake Chapala, Mexico. *Journal of the Mexican Chemical Society*, 54, 79-87.

United States Geological Survey, USGS (2013). *United States Geological Survey. National field manual for the collection of quality-water data*. Reston, USA: United States Department of the Interior, United States Geological Survey.

Waite, T. D. (1984). *Principles of water quality*. Orlando: Academic Press, Inc.

Wetzel, R. G. (2001). *Limnology: Lake and river ecosystems*. San Diego: Academic Press.

Wu, Y., Wen, Y., Zhou, J., & Wu, Y. (2014). Phosphorus release from lake sediments: Effects of pH, temperature and dissolved oxygen. *Journal of Civil Engineering*, 18, 323-329.

Yuan, L. L., & Pollard, A. I. (2015). Classifying lakes to quantify relationships between epilimnetic chlorophyll a and hypoxia. *Environmental Management*, 55, 578-587.

Zhai, S., Yang, L., & Hu, W. (2009). Observations of atmospheric nitrogen and phosphorus deposition during the period of algal bloom formation in northern lake Taihu, China. *Environmental Management*, 44, 542-551.

Zhang, Y., Wu, Z., Liu, M., He, J., Shi, K., Zhou, Y., Wang, M., & Liu, X. (2015). Dissolved oxygen stratification and response to thermal structure and long-term climate change in a large and deep subtropical reservoir (Lake Qiandaohu, China). *Water Research*, 75, 249-258.

Spatial and temporal variations and modeling of dissolved oxygen concentration in Lake Chapala, Mexico

Abstract

In several areas of the world, the decrease in dissolved oxygen (DO) in the lakes has affected negatively their quality. In Mexico, the Chapala Lake is the most important water body, since it has a transcendental role in the productive development of the region. Nevertheless, is also one of the most polluted bodies of water, therefore, the monitoring of the water quality is an important issue for its management. However, time and cost, involved in a constant sampling, are some of the main limitations for such monitoring. Therefore, we used alternative methodologies based on geostatistical approaches. In this way, we studied the OD spatial-temporal continuity of OD, through interpolations defined with ordinary kriging. The results showed that it was possible to model the variation spatial-temporal of OD concentrations, both along the Lake of Chapala, as at different depths. However, in some cases, the variograms presented a spatial trend at a global level. Therefore, in future work, we suggest to modeling OD based on universal kriging.

Keywords: Interpolation, ordinary Kriging, contamination, geostatistics, stochastic estimation.

Received: 19/01/2017

Accepted: 17/07/2017

Introduction

Dissolved oxygen (DO) is one of the most important parameters in the estimation of water quality in an ecosystem, and represents a determining factor for biodiversity. The determination of DO is used as an indicator of the aquatic ecosystem health (USGS, 2013; Zhang *et al.*, 2015; Null, Mouzon, & Elmore, 2017). The water should contain a minimum concentration of 3.0 mg l⁻¹ for the survival of the biota (Iriondo & Mota, 2004), but a level of 8.0 mg

I^{-1} represents an oversaturated water. In fact, constant concentrations greater than 5.0 mg I^{-1} can put the health of the ecosystem at risk (Rizo & Andreo, 2016). However, some physical, biological and chemical processes may alter the concentration of DO in an aquatic ecosystem (Nakova, Linnebank, Bredeweg, Salles, & Uzunov, 2009; Heddam, 2014). Anthropic factors modify these processes by introducing organic wastes (Lai & Lam, 2008; Wu, Wen, Zhou, & Wu, 2014). One of the negative effects of the presence of organic wastes is the excessive growth of algae (De la Mora, Flores, Ruíz, & García, 2004). In several parts of the world, algae growth has been observed, which, under certain conditions generated by the impact of anthropic activity (excessive discharge of nutrients), can proliferate cyanobacteria that have strains toxic to some organisms such as mammals (Zhai, Yang, & Hu, 2009). The presence of organic matter in water significantly decreases the concentration of oxygen, since it requires this oxygen for its degradation. As a consequence, microorganisms can be killed (Yuan & Pollard, 2015), as well as causing significant alterations in the structure of aquatic communities and their distribution (Wetzel, 2001; De Jonge, Elliott, & Orive, 2002; Singaraja *et al.*, 2011). From this background, DO has been identified as the first most common cause or reason for water quality degradation. For example, in the United States alone the DO decrease has negatively affected the quality of 1.4 million acres in lakes (Yuan & Pollard, 2015).

In Mexico, Lake Chapala is the largest and is rated as one of the most important water bodies, with an area of 1,161 km^2 , maximum capacity of 9,686 Mm^3 , dimensions of 70 km in length and 15 km in width. It is a shallow and turbid tropical lake, its average depth during 1934 and 2003 was 4.86 m (Hansen & van Afferden, 2004a). This aquatic reservoir forms part of the Lerma-Chapala hydrological basin and plays a transcendental role in the region's productive development (Mestre, 2011). This lake is the main source of drinking water for about 1.6 million inhabitants of the city of Guadalajara, in the state of Jalisco (Hansen & van Afferden, 2004a). In spite of being the recipient of the drainage of the basin, water contributions have decreased significantly in recent decades and, on the other hand, water demand has increased (Hansen & van Afferden, 2004b). In the Lerma basin, the main contaminants come from the pharmaceutical industry, food and distilleries, among others. In addition, it is estimated that the discharges of the municipalities established along Lerma-Chapala generate an approximate 130,500 t year^{-1} of biochemical oxygen demand (BOD) and around 424 260 t year^{-1} of chemical oxygen demand (COD). It is important to mention that a large percentage of these discharges reach the lake without prior treatment, which has intensified quality problems and significantly reduced the availability of water resources (Sedeño & López, 2007). Waste from industry and urban areas is rich in nutrients that magnify the condition of eutrophication; that is, it favors the production of plankton and the flowering

of algae and macrophytes (Rosales, Carranza, & López, 2000). In addition to the chemical and biological processes that influence DO concentration in a body of water (Bai *et al.*, 2016; Null *et al.*, 2017), environmental conditions such as water temperature and environmental conditions (Paéz, Alfaro, Cortés, & Segovia, 2013), depth (Beltrán, Ramírez, & Sánchez, 2012), atmospheric pressure and winds are important. Null *et al.* (2017) indicate that high temperatures decrease the presence of DO, consequently; fragmentation of aquatic ecosystems is generated and native fish populations are limited.

This is the case of Lake Chapala, the quantity and quality of the water entering from the Lerma River as the main source of water to the lake, meteorological events, depth and temperature, urban waste carried to the ecosystem of surrounding populations, runoff from agricultural areas and, in general, of the hydrological basin, influence the concentration and distribution of the DO. It has also been suggested that this lake functions as a mixed system concerning water quality, where there is a relationship between water volume and water quality (Hansen & van Afferden, 2004a). While Lind and Dávalos (2001) mention that wind action, water levels and dilution caused by rain are the factors that explain the mixing process in the lake. For four decades, information on the level of pollution of Lake Chapala and its potential negative effects on the ecosystem has been documented. The average annual concentration of DO levels 30 years ago was well above that recommended for a healthy ecological life (Paré, 1989). In a more recent study, developed in Lake Chapala levels of DO in a range of 7.18 to 9.88 mg l⁻¹ were documented (Trujillo *et al.*, 2010).

Dynamic monitoring and evaluation of the DO concentration in Lake Chapala would not be sufficient to suggest management strategies, since their spatial variation should also be considered. According to the above, the objective of this research was to estimate and model the spatial-temporal variation of dissolved oxygen in the water of Lake Chapala, Mexico.

Spatial variability

The modeling of the spatial variation of a given phenomenon is done through an interpolation technique, such as ordinary kriging (OK), based on this the corresponding continuous surfaces are generated (Burrough & McDonnell, 1998). This technique is considered as the "best linear unbiased estimator" (Olea, 1991), which represents an advantage over other interpolation techniques, such as weighted inverse distance or Thiessen polygons (Isaaks

& Srivastava, 1989). Ordinary Kriging can be calculated using the following formula (Flores & Moreno, 2005):

$$\tilde{Z}_{OK}(x_o) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z(x_i)$$

(1)

where: \tilde{Z} the estimated dissolved oxygen value at a given sampling point, λ_i the weighting for sampling point i at site x_i , which is obtained by integrating the inverse distance to the point to be estimated, and the degree of clustering (covariance) of the baseline of the estimate; $Z(x_i)$ value of the variable Z (in this case oxygen), for the sampling point i , at the site x_i , n number of sampling points. The OK variance was calculated with the following formula:

$$\sigma_{OK}^2(x_o) = C(x_o, x_o) - \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot C(x_i, x_o) + \mu$$

(2)

where: $\sigma_{OK}^2(x_o)$ variance of dissolved oxygen estimated at a given point, $C(x_o, x_o)$ covariance of the point to be estimated at site x_o with itself; $C(x_i, x_o)$ covariance of a sampling point at site x_i and the point to be estimated at the site x_o .

Modeling of spatial continuity

To model the spatial continuity of a given phenomenon, OK requires that the trend of the variability of the values of a sampled point about other points sampled at different distances be defined through a variogram. For this, you must specify values that define a variogram: nugget, range and sill. The range is located where the variogram values tend to stabilize, whereas the sill parameter is the variogram value for large distances (Isaaks & Srivastava, 1989) and the nugget, or nugget effect, defines a discontinuity at the origin (Samra, Gill, & Bhatia, 1989). Also, the spatial structure ratio (SSR) is a statistic that indicates the proportion of the sample variance (sill)

explained by the spatially structured variance (sill-nugget). This way SSR is calculated by dividing (sill-nugget)/(sill).

Validation of estimates

Cross-validation is used to compare the results of using different interpolation techniques (Goovaerts, 1997). This is based on a correlation analysis between the actual values and the estimated values, which define the standard error (SE) of the prediction and the coefficient of determination. In this way, the larger the SE of estimation, the greater the dispersion of the points around the regression line. On the other hand, if the SE tends to be zero, the interpolation is expected to be more precise (Flores & Moreno, 2005).

Methodology

Sixteen sites ($N = 16$) were selected throughout the Lake Chapala area with the support of the Limnology Institute of the University of Guadalajara (Figure 1). In each site the DO concentration in five sections was quantified *in situ*; on the surface and at 1, 2, 3 and 4 m depth. We used 4 m as the maximum depth in this study since the average depth from 1934 to 2003 was 4.86 m (Hansen & van Afferden, 2004a), in addition we had the homogeneous data needed to make the model. The data used in this work were obtained in 1996-1997 in September, October, December, February and June covering the seasonal variability of rains, summer, and flow. In September, the largest amount of water from the Lerma River is collected, while in October the highest runoff from rainfall occurs. In December the flow decreases and there is growth of cyanophyte and *Chlorophyceous algae*. In February, the water inputs to the lake diminish, while June represents the end of the summer season with minimum levels of water as a response of little input and great extractions for agriculture and urban use.

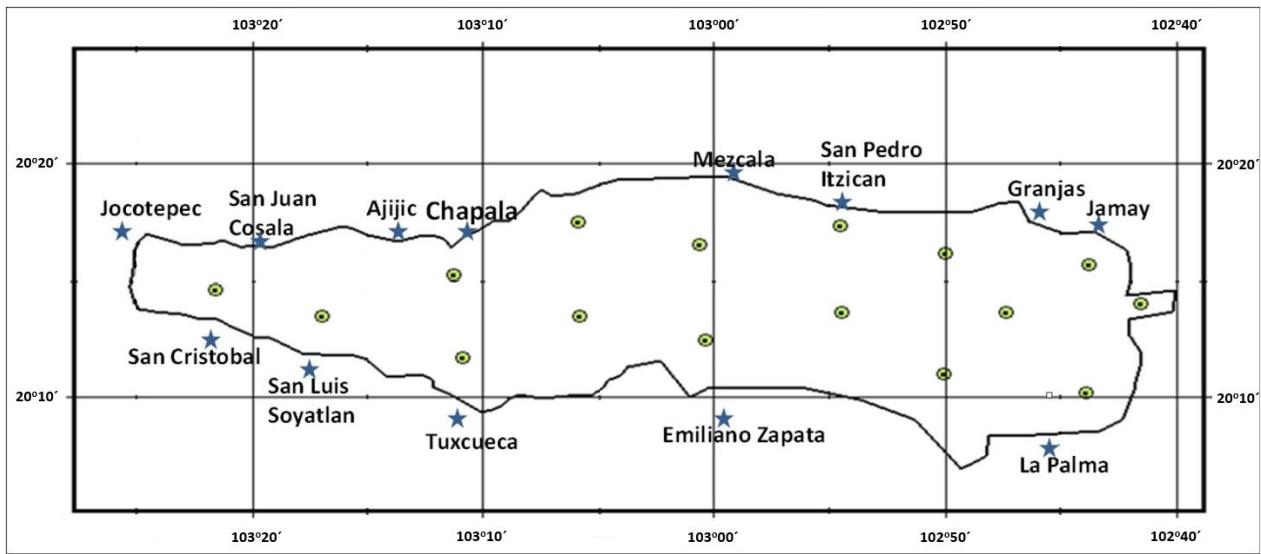


Figure 1. Location of the 16 sites for the sampling of dissolved oxygen data at Lake Chapala

Obtaining DO data

The data collection was performed by qualified personnel of the Institute of Limnology of the University of Guadalajara, using the electrometric method. For this analysis, a portable equipment containing a YSI Model 85 multiparameter glass electrode was used. This equipment was properly calibrated by the personnel in charge of the sampling.

Modeling of spatial variation

To determine the spatial variation of oxygen availability at different dates and depths, the interpolation technique known as ordinary kriging (OK) was used to generate the corresponding continuous surfaces (Burrough & McDonnell, 1998). Likewise, the standard errors corresponding to each sampling date were obtained. In this way, the variation was defined by anisotropic variograms (summary of the bivariate behavior of a randomized stationary function), which resulted in each sampling (by time and depth). Accordingly, experimental variograms were developed for each sampling date, which were used to model the spatial correlation between oxygen

concentrations (Armstrong, 1998; Czaplewski, Reich, & Bechtold, 1994). The spatial variation defined by each experimental variogram was modeled based on the theoretical variogram that best defined the spatial continuity of the data. This is done with the purpose of estimating the values of variance at distances that are not covered by the experimental variogram (Flores & Moreno, 2005).

Validation criterion

To compare interpolations between different dates and depths, the cross-validation technique (Goovaerts, 1997), which consists of removing the sampled value of a particular site, after which its value is estimated based on the remaining sites (Isaaks & Srivastava, 1989). This is repeated for each site and then the actual and interpolated values are compared, and the differences are referred to as residuals, or errors (Flores and Moreno, 2005). A correlation analysis between the actual values and the estimated values allowed to evaluate the precision of the interpolations through the standard error (SE) of the prediction and the coefficient of determination. The SE allows us to weight the reliability of the regression equation, which is defined by correlating the actual values with the estimates values, as it measures the variability, or dispersion, of the observed values around the regression line.

Results

A first analysis of the data allowed us to determine if the level of DO along Lake Chapala was sufficient to sustain the biodiversity of the ecosystem, especially fish. In general, a concentration of 5 mg l^{-1} is considered adequate for this purpose, but if concentrations below 3 mg l^{-1} are present it may be lethal to wildlife (Iriondo & Mota, 2004; Rizo & Andreo, 2016). Figure 2 shows the DO variations, where the grid represents the resulting regression equation considering the location (length (X), latitude (Y)) and depth as independent variables. Except September and October sampling, the mean DO was greater than 5 mg l^{-1} , with best availability in February, followed by December. In contrast, in October the southwest region of the lake has concentrations even lower than 3 mg l^{-1} , which, as noted above, may affect

the presence of fish in the area. The equations corresponding to the regressions of Figure 2 are presented in Table 1. It is remarked that the highest correlation was obtained for June and the lowest for December. In general, depth was the most significant variable ($p < 0.05$) in the DO concentration estimation, except October, where both coordinates predicted better concentration compared to depth. In the case of December only the length (X) was more significant than the depth.

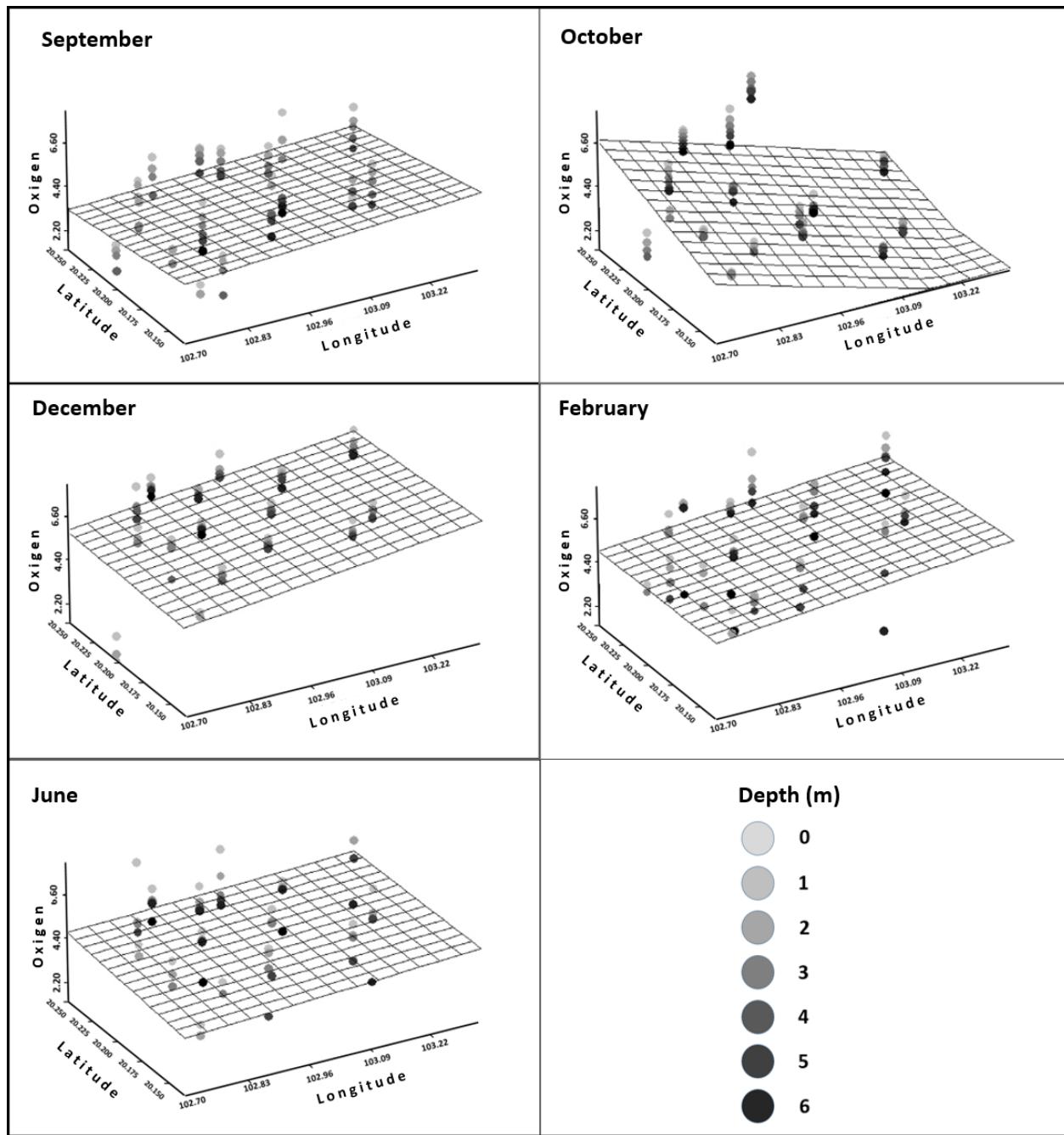


Figure 2. Modeling of the spatial variation of DO concentrations at different depths in Lake Chapala.

Table 1. Equations and statistics that correspond to the regression between oxygen and depth, for Lake Chapala.

Date	Model	r ²	Pr(F) de X	Pr(F) de Y	Pr(F) of P
September	O = -115.2704 - 1.882943(X) - 3.639218(Y) + 0.5654791(P)	0.425 6	0.154	0.077 5	0.000 0
October	O = -70.1952 + 3.7019(X) + 22.5058(Y) + 0.1851(P)	0.435 6	0.000 0	0.000 0	0.034 5
December	O = -635.7797 - 3.1648(X) + 15.6688(Y) + 0.7597(P)	0.201 8	0.000 5	0.155 5	0.050 6
February	O = -423.422 - 2.7406(X) + 7.2775(Y) + 0.1805(P)	0.349 5	0.050 3	0.089 8	0.000 0
June	O = -483.7652 - 3.4889(X) + 6.4927(Y) + 0.7616(P)	0.589 3	0.000 4	0.666 9	0.000 0
O = Oxigen (mg/l)					
X = Longitude coordinates (degrees)					
Y = Latitude coordinates (degrees)					
P = Depth (m)					

Modeling of spatial continuity

Table 2 shows the models (spherical, linear and exponential) that were fitted to each variogram (Figure 3), as well as the three parameters that define its structure; nugget and sill range. In general, the results were similar, except variograms corresponding to depths of 3 and 4 m in September and depth of 3 m in February, whose SSR value was zero. This result implies that the variance of the sample explains the spatial variability of DO concentration. Based on these variograms, the maps that generate the temporal space variations of the DO are generated, which are analyzed, later (generation of continuous surfaces). On the other hand, the adjustment of the models varied from a r^2 of 0.00 to 0.966, which can be explained by the low number of sampling points. However, if *a priori* information is available, and the model that best fits the experimental variogram is sought, the criterion of r^2

is adequate (Gallardo, 2006). However, it is preferred to use the residual squares (SQR), as a selection criterion, which represents a more robust measure of fit to the variogram data. Therefore, according to this parameter, the best results were found in October and June.

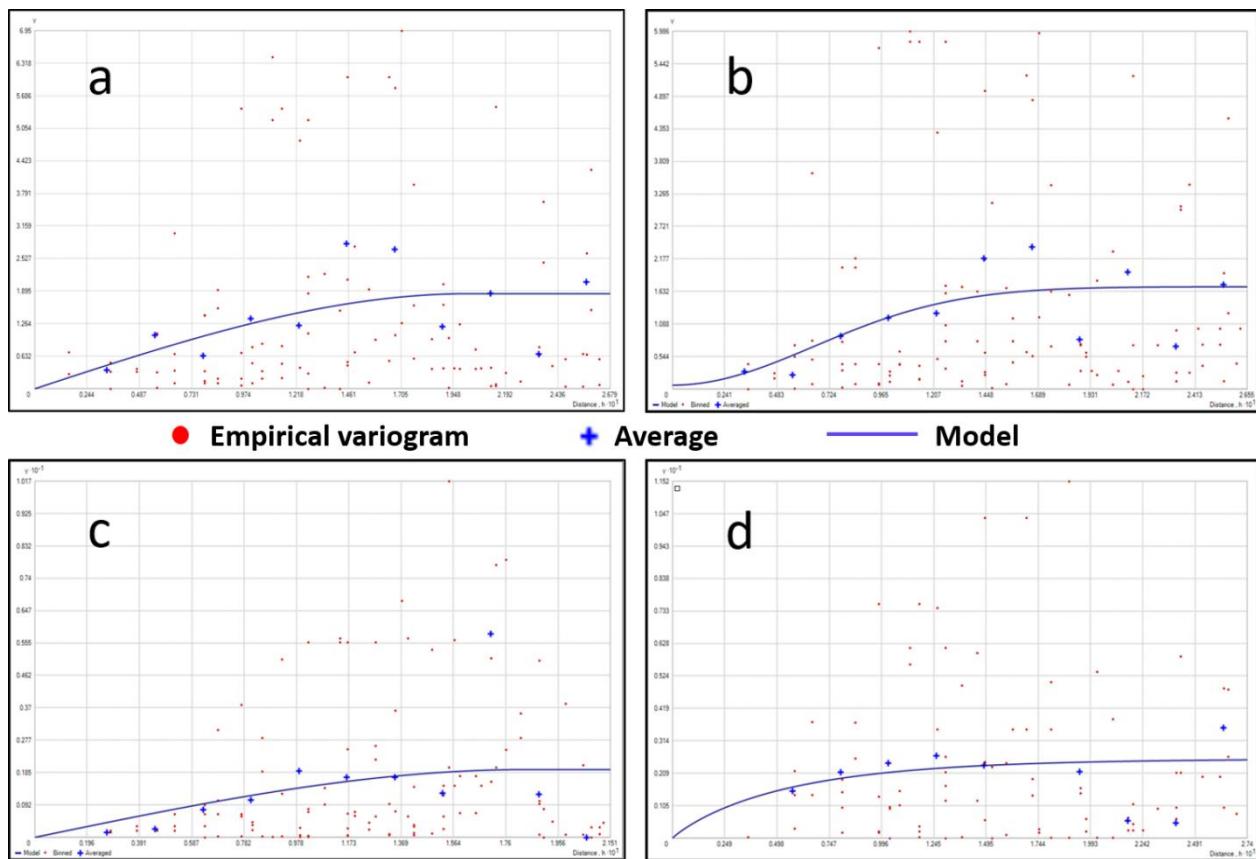


Figure 3. Variograms of DO concentrations in Lake Chapala, corresponding to September, for different depths: a) Surface, spherical model; b) 1 m, linear model; c) 2 m, spherical model; c) 3 m, linear model.

Table 2. Parameters and statistics of the models adjusted to the variograms of the oxygen concentration in Lake Chapala.

									CROSS-VALIDATION	
DAT E	DEPT H (m)	MOD EL	NUG GET	SI LL	RA NG E	S S R	r ² OF VARIOGRAM MODEL	SQ R	r2	EEP
Sept embe	SURF ACE	Spherical	0.087	1.761	0.239	0.95	0.162	4.660	0.065	1.110

r						1				
	-1	Linear	1.36 7	1.4 13	0.4 63	0. 03 2	0.000	4.0 70	0.735	0.559
	-2	Spherical	0.17 4	1.4 94	0.1 63	0. 88 4	0.055	5.4 60	0.042	1.104
	-3	Linear	2.30 7	2.3 07	0.4 52	0. 00 0	0.738	7.6 20	0.960	0.326
	-4	Linear	1.06 1	1.0 61	0.2 85	0. 00 0	0.141	0.2 51	0.873	0.353
October	SURF ACE	Spherical	0.06 5	3.1 45	0.2 90	0. 97 9	0.601	2.4 80	0.566	1.045
	-1	Spherical	0.39 5	3.4 10	0.3 13	0. 88 4	0.512	3.8 20	0.455	1.221
	-2	Spherical	0.62 0	3.4 48	0.2 99	0. 82 0	0.464	3.8 60	0.441	1.259
	-3	Spherical	1.15 8	4.0 35	0.3 48	0. 71 3	0.839	0.4 52	0.393	1.363
	-4	Spherical	1.90 0	7.8 09	0.6 09	0. 75 7	0.966	0.1 48	0.360	1.657
December	SURF ACE	Spherical	0.25 0	6.6 86	1.0 59	0. 96 3	0.116	69. 000	0.121	1.251
	-1	Spherical	0.32 0	7.7 60	1.0 46	0. 95 9	0.111	98. 300	0.105	1.360
	-2	Exponential	0.36 0	16. 15 0	1.1 08	0. 97 8	0.120	135. .00 0	0.054	1.507
	-3	Spherical	0.01 0	3.2 45	0.3 24	0. 99	0.331	21. 500	0.000	1.657

						7				
	-4	Exponential	0.006	0.317	0.811	0.981	0.531	0.02	0.470	0.202
February	SURF ACE	Spherical	1.560	16.530	1.062	0.906	0.116	369.000	0.163	2.099
	-1	Spherical	0.010	12.320	1.071	0.999	0.170	181.000	0.332	1.427
	-2	Spherical	0.700	7.871	1.281	0.911	0.224	47.700	0.111	1.576
	-3	Linear	2.723	2.723	0.285	0.000	0.220	6.270	0.960	0.334
	-4	Spherical	0.826	3.957	0.273	0.791	0.058	32.700	0.206	1.941
June	SURF ACE	Linear	0.001	3.011	0.945	1.000	0.405	2.400	0.498	0.592
	-1	Linear	0.001	2.011	0.846	1.000	0.709	0.584	0.568	0.468
	-2	Spherical	0.272	2.033	1.143	0.866	0.568	0.753	0.067	0.503
	-3	Spherical	0.910	5.854	0.620	0.845	0.595	1.940	0.079	1.772
	-4	Spherical	2.401	4.803	0.768	0.500	0.362	0.767	0.283	1.378

SSR: Spatial structure ratio, **SQR:** Sum of the square of residuals, **SPE:** Standard Prediction Error

The results obtained during the modeling process (Table 2) show that the most homogeneous ratios in the explanation of variance (r^2) correspond to

the models of October and June data. However, the best fit ($r = 0.96$) was observed for models at a depth of 3 m in February and September. As for the standard error of prediction (SPE), it was similar in all models. In particular, the lower SPE values correspond to the models at depth 3 and 4 m (September); 4 m (December) and 3 m (February).

Generation of continuous surfaces

Based on the models obtained for each date and depth (Table 2) we defined the corresponding continuous surfaces that are exemplified in Figure 4, where we can observe how was the spatial variation DO in Lake Chapala. In general, minor concentrations were reported in September and October; however, the spatial variation was similar among the different depths in October, while the highest concentration corresponded to February. In October the highest concentrations were observed in the central and eastern regions of the lake, being similar in all depths.

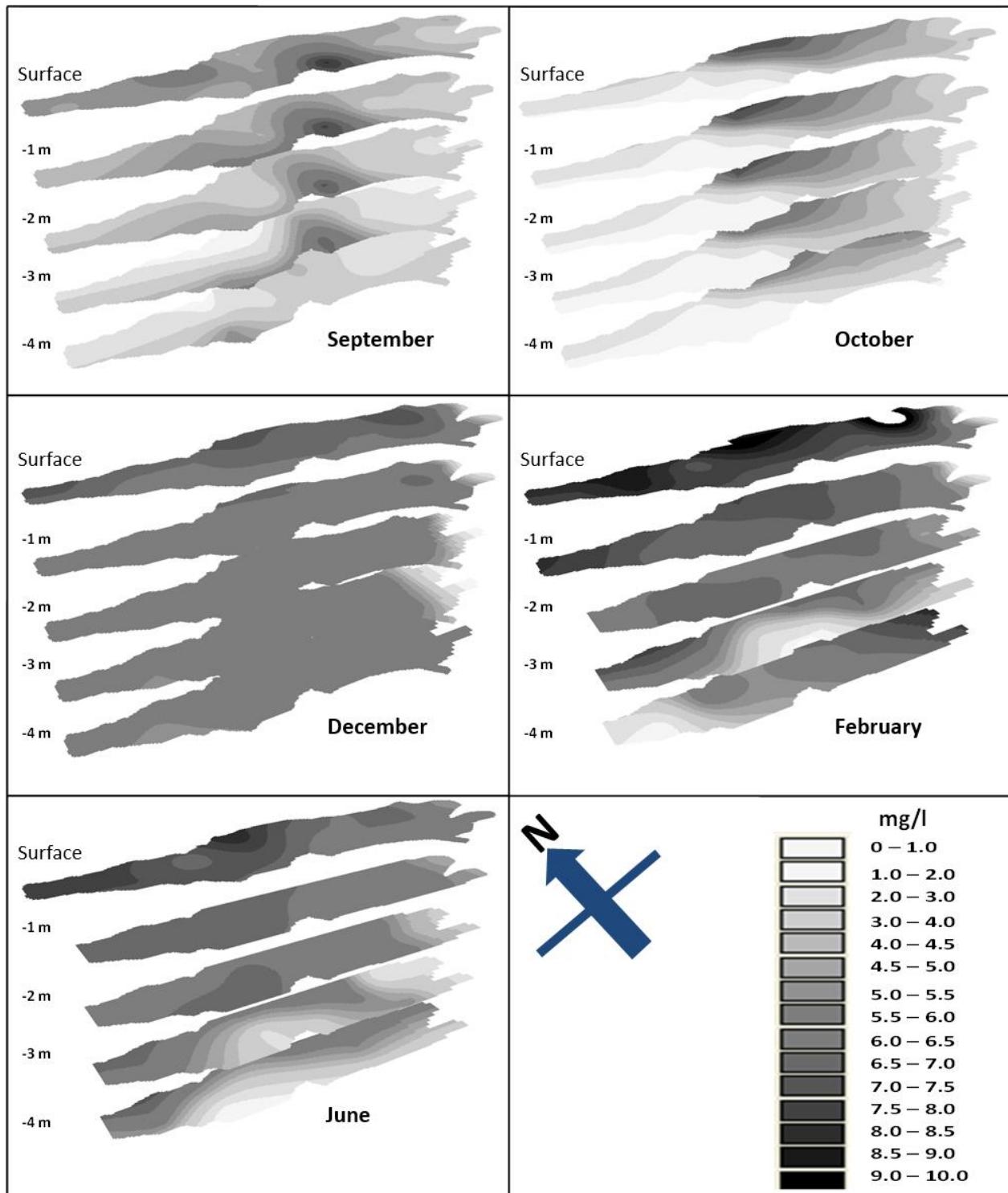


Figure 4. Spatial variation of DO concentrations in Lake Chapala, at different depths, corresponding to each sampling date.

Concerning December, the concentrations were rather similar at all depths, with a slight variation at the surface level. The highest DO concentration was

found in the south-central region of the lake at all depths, except depth at 4 m, where a low concentration of oxygen was observed. The highest concentration was located on the surface, which decreased slightly in the east and west ends of the lake as the depth increased. In February, a lower concentration was observed at a depth of 3 m, which increased as the depth decreased, with the highest concentrations observed in the northern region of the lake. Finally, in June, although in lower concentrations, the major values were located in the northern part of the lake, observing notable variations in the different depths.

Correlation models

The equations corresponding to the regressions of Figure 2 are presented in Table 1. It is notorious that the highest correlation was obtained for June, the lowest being that of December. In general, depth was the most significant variable ($p < 0.05$) in the estimation of DO concentration, except October, where both coordinates predicted better the concentration as compared to depth. In the case of December, only the length (X) was more significant than the depth.

Discussion

It is important to note that, despite its advantages, the use of the ordinary Kriging technique does not guarantee the best results in an interpolation (Flores & Moreno, 2005). That is, it is not possible to define a single interpolation technique that results in better estimates in all cases; however, the Kriging technique has detected minimal errors in some comparative studies and has therefore been considered the most appropriate (Dodd, Mechant, Rayner, & Morice, 2015). It is also important to specify that the spatial autocorrelation of a parameter is defined by several factors, such as sampling intensity, scale, distribution of sampling sites and differences between neighborhood values (Flores & Moreno, 2005). This implies that in a study of this type more than one interpolation technique could be tested. Also, the results also suggest, in all cases, that the number of sampling sites should be increased, since a smaller separation distance between sites defines better the trend of the spatial variability of these values (Flores,

Reyes, & Moreno, 2004). Also, it is recommended that in future models, DO data obtained from other studies, performed in the study area, should be used. However, no studies were found that carry out a methodology similar to the one proposed in this study. Therefore, this work represents a first approximation to the described strategy. In this way, in future works it is suggested to incorporate data from other years, as well as to integrate auxiliary variables, to reinforce the estimates. Such spatial correlations are adequately defined through the technique of cokriging, which has the advantage of using the covariance of two or more related variables.

On the other hand, it is important to mention that even when it was possible to model using Ordinary Kriging, there are environmental factors and anthropogenic that modify so significant water quality. For example, the seasonal ones by the entrance of water during the rainy season, the existence of a period of recovery and temporary dynamics own ecosystem. This seasonal variation has been explained by various authors in different ecosystems. So, Rubio, Contreras, Quintana, Saucedo and Pinales (2012) detected seasonal differences in water quality of the Luis L. León dam in northern Mexico in nine quantified variables; while Rabee, Bahha and Ahmed (2011) observed these variations in a study conducted on the river Tigris in Iraq. Once the rains are over, the spatial distribution of the concentration of Oxygen is rather heterogeneous. This affirmation can be explained because the contribution of rain to the lake is not only from the main tributary (Lerma river) but of others. For example in October, the only source of water supply the lake comes from the Lerma River, observing increase in oxygen concentration in this zone. One possible explanation is that this is presents as a consequence of a process of re-alignment caused by the movement of water inflow (De la Mora, 2001; Lind & Dávalos, 2001). However, Simons (1984) showed that other variables have greater influence in the concentration of OD in the lake of Chapala, because after applying a model hydrodynamic observed that it is the wind, and not the flows of input and output the main factor that determines the patterns of water circulation. In his model he observed that with conditions normal wind from east to west at 9 km h^{-1} , the flow of the Lerma River flows through the southern part from the lake to its middle part and the flow returns after this area. When the prevailing wind it is from west to east, the flow of water from the river Lerma runs through the middle part of the lake. This observed dynamics is an effective mechanism of transport of suspended materials and oxygen dissolved in the lake, which causes the Water column is in continuous motion, hence the little variability of its parameters physicochemical throughout the year. Also, due to the shallow depth of the lake and the mixture there is no seasonal stratification, but as is the case with other tropical lakes, there is a daily stratification when climatic conditions favor it (Lind & Dávalos, 2001). Normally the currents in the center of the lake are 0.1 km day^{-1} and in the zones of the banks is 0.5 km day^{-1} . By orientation of

the lake (from east to west), the of winds causes great waves and a body of completely mixed water (Lind & Dávalos, 2001). On the other hand, various studies have demonstrated that Lake Chapala presents problems of eutrophication since 1989, as result of the introduction of high concentrations of nutrients (Fernex et al., 2001; Waite, 1984). Since 1983, Lake Chapala presents an increase in the concentration of chlorophyll, which confers mesotrophic characteristics superior to eutrophic (Limón & Lind, 1990; Anda & Shear, 2001; Dávalos & Lind, 2001). In this sense, the importance of the growth kinetics of the various organisms by the use of oxygen present in the water for the breathing of aquatic plants and plankton (Thomann & Mueller, 1987). In the results found in this work do not conditions of anoxia were recorded in the lake de Chapala, which coincides with other works (Quiróz, Mora, Molina, & García, 2004; Lara, 2014).

Conclusions

With this study, it was possible to model the spatial-temporal variation of DO concentrations, both along Lake Chapala and at different depths. In general, considering the DO as one of the main indicators of water quality, it was determined that the best quality water was concentrated in February and December, and according to the spatial result in the eastern part of the lake. However, it is important to note that, in spatial modeling, we try to define a model with the lowest estimation error considering the available variables. Therefore, in future studies, other strategies of interpolation could be tried where, among other aspects, the estimation of the spatial continuity could be improved if a greater intensity of sampling is considered; in particular, for those cases where the models do not fit well to the distribution of the variogram. It is also concluded that, although the interpolation allowed to define the spatial variation of the DO along the lake of Chapala, in the majority of the models the adjustment was low. That is, the results of the validation showed a low correlation between the observed and estimated values. This can be explained by the fact that, in some cases, the variograms presented a spatial tendency at the global level. The importance of the variogram analysis, prior to the estimation, is highlighted, where a more basic spatial analysis is suggested to evaluate the spatial autocorrelation of a given parameter, such as the Moran index (Reich & Geils, 1992). However, the results present important information so that, in subsequent studies, the way to include other elements for spatial modeling, such as, for example, environmental and anthropogenic factors, can be appropriately defined.