COMPARACIÓN DE MAPAS DE RIESGO DE CONTAMINACIÓN DEL ACUÍFERO PATIÑO

Báez, L.[a]; Villalba, C.[a]; Nogues, J.P.[a,b*]

[a] Laboratorio de Computación Científica y Aplicada. Facultad Politécnica – Universidad Nacional de Asunción.
[b] Facultad de Ciencias de la Ingeniería – Universidad Paraguayo Alemana.
* E-mail: noguesj@gmail.com

Palabras claves: Acuífero Patiño, índice de riesgo, geoestadística, variogramas.

RESUMEN

En el estudio, "Mapeo del Riesgo de Contaminación del Agua Subterránea del Gran Asunción" se crearon mapas de riesgo de contaminación del acuífero Patiño, utilizando una modificación del método DRASTIC. Se obtuvieron dos mapas de riesgo de contaminación calibrados por contaminantes Nitrógeno total (N_T) y Coliformes totales (C_T), con sus respectivos Índices de Riesgo (I-N_T y I-C_T). El objetivo del presente trabajo fue verificar, si hay alguna diferencia (estadística) entre los diferentes mapas de riesgo de contaminación y responder si es necesario crear un mapa de riesgo para cada tipo de contaminante. La misma pregunta puede también reformularse de la siguiente manera: ¿Puede un mapa de riesgo de contaminación, calibrado usando valores de un contaminante específico, predecir el riesgo de contaminación por otro contaminante?

Para lograr esto se hizo primeramente un análisis descriptivo de los datos, se encontró que el 72% de I-N_T está por debajo de un índice de 60 y que para el I-C_T el 58% del índice fue menor a 60, con un porcentaje bastante alto del 42% de índices elevados de C_T (60-100). Una comparación de las distribuciones indica que el promedio para I-N_T=45,7 y I-C_T=55,6; desviación estándar I-N_T=24 y I-C_T=18,5; coeficiente de variación I-N_T=0,52 y I-C_T=0,33; mediana I-N_T=44,9 y I-C_T=56,3; aunque no se puede concluir que las diferencias son significativas – debido que no hay independencia en la creación de los índices – pero si hay una diferencia cualitativa y notable.

En el análisis de los variogramas que reflejan que el mapa de I-C_T tiene menos variabilidad espacial comparada con I-N_T. El variograma de I-N_T mostro una alta anisotropía con el eje horizontal siendo el más significativo. Por su parte el variograma antrópico de I-C_T mostro casi ninguna anisotropía y una baja variabilidad espacial.

Por último, se hizo un cálculo entre los mapas de I-N_T y I-C_T donde se calcula la cantidad de celdas similares a diferentes radios de búsqueda. Por lo general, se ve que en un radio de búsqueda de hasta 6 km hay una probabilidad promedio de encontrar 24% de celdas similares (diferencia de ± 5). Se concluye que, cualitativa y cuantitativamente, hay suficientes diferencias entre los dos mapas de riesgo para que uno reemplace al otro o para que un mapa sea utilizado para crear sistemas de monitoreos generales.

ABSTRACT

In the study, "Mapping of Groundwater Pollution Risk in Greater Asunción" risk maps of Patiño aquifer contamination were created using a modified DRASTIC method. Two maps of contamination risk were obtained calibrated by the pollutants, Nitrogen (N_T) and Coliforms (C_T), with their respective Risk index (I-N_T y I-C_T). The aim of this work was to verify if there is any statistical difference between different pollution risk maps and respond if it is necessary to create a map for each type of possible contaminant. The same question can also be reformulated as follows: Can a contamination risk map, calibrated using specific contaminant values, predict the risk of contamination by other contaminants?

To accomplish this, a descriptive analysis of the data was done which revealed that 72% of the area of I-N_T has an index below 60 and that for the I-C_T map only 58% of the values are less than 60, with fairly high percentage of the indexes between 60-100. A comparison of the distributions indicates that the average for I-N_T is 45.7 and for I-C_T is 55.6; standard deviation I-N_T=24 and I-C_T=18.5; variation coefficient I-N_T=0.52 and I-C_T=0.33; median I-N_T=44.9 and I-C_T=56.3; although we cannot conclude that the differences are significant - because there is no independence in the creation of indexes – there is a noticeable qualitative difference.

The analysis of the map experimental variograms shows that I-C_T is less spatially variable compared to I-N_T. The variogram of I-N_T showed a high anisotropy with the horizontal axis being the most significant. Meanwhile the anthropic variogram I-C_T showed almost no anisotropy and a low spatial variability.

Finally, a calculation between maps I-N_T and I-C_T where the number of similar cells was calculated for different search radii was made. Generally speaking, it was seen that, in a search radius of up to 6 km there is only, on average, a 24% probability of finding similar cells (difference of ± 5). It is shown qualitatively and quantitatively that there are enough

differences between the two risk maps to conclude that one map cannot replace the other or one cannot be general map used to create a monitoring network aimed at oversee contamination by both pollutants.

INTRODUCCIÓN

En el estudio "Mapeo de la Vulnerabilidad y Riesgo de Contaminación del Agua Subterránea del Gran Asunción" [1] se obtuvieron mapas (Figura 1) de índice de riesgo de contaminación, a partir de la modificación de un modelo de vulnerabilidad de contaminación de aguas subterráneas, denominado DRASTIC, agregando parámetros antropogénicos como el Uso de la Tierra, la Densidad de Pozos Ciegos y Vías Principales de transporte. El modelo modificado fue calibrado basado en la metodología propuesta por Panagopoulos et al. [2]. La calibración se hizo con dos contaminantes distintos: Nitrógeno total (N_T) y Coliformes totales (C_T). De esta manera se logró dos mapas de riesgo[1] de contaminación. Cada mapa presenta un Índice de riesgo normalizado (I) entre 0 y 100 para toda el área del acuífero Patiño.

Estudiando a los mapas, la pregunta surge si realmente es necesario crear un mapa de índice de riesgo de contaminación por contaminante, o si un mapa puede llegar a suplir al otro. El objetivo de este trabajo fue verificar, si hay alguna diferencia geoestadística entre los diferentes mapas de riesgo de contaminación y así responder la pregunta de si es necesario crear un mapa de riesgo para cada tipo de contaminación. Para ello se realizó primeramente un análisis exploratorio de datos de los Índices de Riesgos ($I\text{-}N_T$ y $I\text{-}C_T$) que incluyó: histogramas, gráficos de probabilidad normal, frecuencias acumuladas, resumen estadístico, comparación de los cuartiles, gráficos Q-Q, diagramas de dispersión, así como variogramas y diferencias espaciales entre ambos mapas.

El propósito de analizar los mapas y realizar un análisis geoestadístico entre ellos, no solo sirve para distinguir los mapas entre sí, sino también para ganar mayor conocimiento de qué implicancias tienen los datos agregados [3]. La mayoría de los datos ecológicos tienen una representación espacial, continua o discreta, que determina la estructura del sistema. Una vez que se entienda la estructura del sistema se pueden tomar decisiones acerca la explotación o el cuidado del mismo.

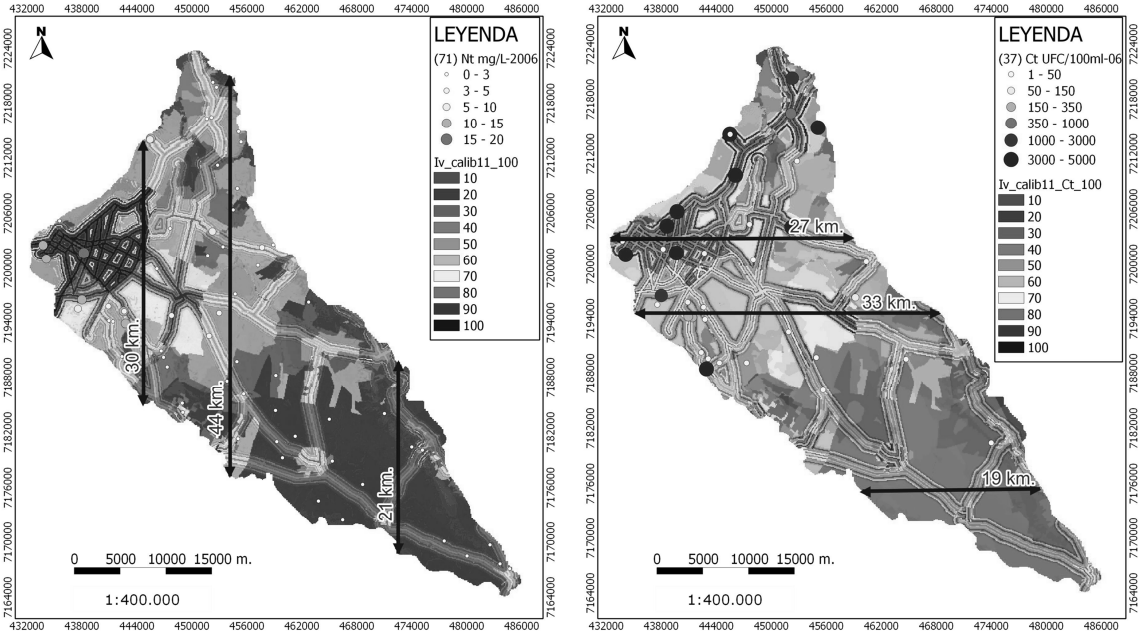
METODOLOGÍA

El conjunto de datos utilizado para el análisis geoestadístico corresponde a los valores del Índice (I) de los mapas de riesgos. Estos datos fueron desarrollados a través de la calibración de los índices de riesgo de contaminación DRASTIC, utilizando dos tipos de contaminantes distintos: Nitrógeno total (N_T) y Coliformes totales (C_T); basados en un estudio previo [1]. Los valores que reportan los mapas de riesgos de contaminación por N_T (Figura 1.a) y C_T (Figura 1.b) son los Índices de Riesgos ($I\text{-}N_T$ e $I\text{-}C_T$) que fueron utilizados para realizar la comparación de los mapas, mediante la metodología aplicada.

En las Figuras 1.a y 1.b se visualizan que, en general, el 42% del acuífero tiene un mediano a alto riesgo de contaminación (un índice de 60 para arriba). Las zonas con mayor riesgo de contaminación son aquellas aledañas a las vías principales y en las ciudades cercanas a Asunción. Las áreas con menores Índices de Riesgo (0-50) se encuentran hacia el sur del acuífero y concentradas en el centro mismo del eje del acuífero. Teniendo en cuenta la similitud mencionada, aplicando la siguiente metodología, se pretende contestar si es posible que un mapa de riesgo de

[1] Riesgo reemplaza a vulnerabilidad ya que en el modelo modificado se usan parámetros antropogénicos.

contaminación, de un contaminante específico, pueda predecir el riesgo de contaminación de otro contaminante.



(a) Mapa de riesgo de contaminación calibrado con N_T **(b) Mapa de riesgo de contaminación calibrado con C_T**

Figura 1. Mapas de riesgo de contaminación calibrado para el área del acuífero Patiño. Un valor de '100' indica el riesgo relativo más alto. Los puntos indican las localidades de las muestras tomadas. Para la calibración fueron utilizados 71 valores de N_T (mg/L) del año 2006, con una media de 2,8, desviación estándar de 3,8 y coeficiente de variación 1,4; y 37 valores de C_T (UFC/100ml) del año 2006, con una media de 1317,3 y desviación estándar de 2137,4 y coeficiente de variación 1,6.

Para el análisis estadístico se utilizó el conjunto de datos de los mapas de riesgos de contaminación por N_T (Figura 1.a) y C_T (Figura 1.b); que contienen 152.626 valores de Índices de riesgo (I-N_T y I-C_T) normalizados de 0 a 100. Primeramente el análisis exploratorio consistió en la comparación de: histogramas, gráficos de probabilidad normal, resumen estadístico para identificar el promedio, la desviación estándar, el coeficiente de variación, la mediana, los valores mínimos, máximos y los cuartiles de las dos distribuciones, y diagramas de dispersión; cada uno de estos correspondiente a la distribución de datos del mapa de riesgo calibrado con las concentraciones de N_T y C_T.

Para resumir la relación global entre las dos variables se utilizó el coeficiente de correlación de Spearman (ρ, pronunciado *rho*) que oscila entre -1 y +1. El coeficiente de Spearman responde si una variable puede ser representada por una función monótona de la otra. Cuando ρ=0 (cero) significa que no hay correlación alguna y cuando el valor de correlación se aproxima más a 1 (ρ=1), significa perfecta correlación entre las variables – en el contexto de una función monótona. El coeficiente de Spearman es utilizado cuando los datos están agrupados en rangos y la distribución no tiende a la normalidad.

El valor estadístico ρ viene dado por la expresión:

$$\rho = 1 - \frac{6\sum_i^N D_i^2}{N\,(N^2-1)} \qquad (1)$$

donde *D* es la diferencia entre los correspondientes estadísticos de orden de *I-NT*$_i$ y I-CT$_i$ *y*; y *N* es el número de parejas de datos que tienen el mismo orden de prioridad. La correlación de Spearman se verifico a través del diagrama de dispersión donde se mostraron todos los pares de I-N$_T$ y I-C$_T$. Los pares corresponden a valores que se encuentran en la misma ubicación geográfica en los mapas presentados en la Figura1a y 1b [3].

Luego del análisis de dispersión, se crearon variogramas para estudiar la variabilidad de un parámetro (I-N$_T$ o I-C$_T$) con distancia y dirección. El variograma estudia la variabilidad con la distancia y en cierta dirección. El variograma se representa por la siguiente ecuación:

$$\hat{\gamma}(\boldsymbol{h}) = \frac{1}{/2N(\boldsymbol{h})/}\sum_{N(\boldsymbol{h})}\left(S_i - S_j\right)^2 \qquad (2)$$

donde la suma se realiza sobre todos los pares a una distancia $\boldsymbol{h}$, y *N* es el número de pares de valores a una distancia $\boldsymbol{h}$. Los valores $\boldsymbol{S_i}$ y $\boldsymbol{S_j}$ referencian a los parámetros siendo comparados – en este caso solo se compararon los valores de I-N$_T$ y I-C$_T$ consigo mismos. El variograma se estudió en el sentido omnidireccional, donde el ángulo de búsqueda es de 360 grados a una distancia entre 0 a 15 Km – esta distancia representa el área aproximada de la zonas urbana más grande del acuífero (el Gran Asunción).

El último análisis que se realizó en este estudio corresponde al cálculo del ratio que describe cuan parecidas son las celdas entre los dos mapas en cuestión. Para calcular el ratio, se realizó una diferencia absoluta entre cada mapa de riesgos (N$_T$ y C$_T$). Para cada celda se calculó la diferencia entre I-N$_T$ y I-C$_T$, con diferentes radios de búsqueda (a 87, 1700 y 4300 m de distancia). Las celdas con diferencias que estaban por debajo de un valor de '5' fueron contadas y divididas por el total de celdas comparadas. Este cálculo sirvió para dar el ratio de celdas "similares" dentro de un radio de búsqueda particular. La siguiente ecuación explica el cálculo binario,

$$R = \frac{1}{n}\sum_{j=0}^{n} r_j \quad (3)$$

donde,

$$r_j = \begin{cases} 1\ si\ \left(\left|NT_i - CT_j\right|\right) \leq 5 \\ 0\ si\ \left(\left|NT_i - CT_j\right|\right) > 5 \end{cases} \quad para\ j = 1,2,\ldots n \qquad (4)$$

donde N$_{T\text{-}i}$ y C$_{T\text{-}j}$, son los valores de riesgo de contaminación de los mapas en el punto 'i' y los puntos 'j'. El valor de r$_j$ es constante y solo cambia el valor de j, que representa al búsqueda dentro de un radio y 'n' son los números de valores comparados. Los radios de búsqueda fueron de 0, 87, 1700 y 4300 metros.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Primeramente, se verificó el resumen estadístico (Tabla 1) donde se muestran los valores típicos de un análisis estadístico, la media, mediana, desviación estándar, el rango, coeficiente de variación, los valores mínimos, máximos y los cuartiles de las dos distribuciones. Se ve que el centro de la distribución de acuerdo a la mediana y media de los datos, para el I-N$_T$ se encuentra en 45 y 46 respectivamente; mientras que para el I-C$_T$ se encuentra en 56 para ambos casos. En las distribuciones simétricas, la media y la mediana coinciden como es el caso de I-C$_T$; en las asimétricas positivas la mediana es inferior a la media como es el caso de I-N$_T$.

La dispersión de los datos a ambos lados de la media se evaluó mediante la desviación estándar. Como las medias de I-N$_T$ e I-C$_T$ son distintas, es preferible observar la dispersión de acuerdo al coeficiente de variación. Así se observa que la dispersión de I-N$_T$ es relativamente mayor (CV=0,52), siendo su desviación estándar equivalente al 52% de la media; mientras que para I-C$_T$, su desviación estándar es el 33% de su media.

Las curtosis medidas fueron -0,949 y -0,854 correspondientes a las distribuciones de datos de I-N_T e I-C_T respectivamente; ésta indica la cantidad de datos que hay cercanos a la media, por tanto mide cuán achatada está una curva o distribución (en el gráfico de histograma). Si el coeficiente de curtosis es 0, indica que la distribución es normal (similar a la distribución normal de Gauss); en ambos casos (I-N_T e I-C_T) el valor del coeficiente de curtosis es menor a 0, esto indica que los datos se encuentran bastantes dispersos en relación a la media (ver histogramas de la Figura 4).

Tabla 1. Resumen estadístico de los valores de I-N_T e I-C_T.

Clases	**I-N_T**	**I-C_T**
Cantidad de datos *(n)*	152.626	152.626
Media *(m)*	46	56
Desviación estándar (σ)	24	19
Coeficiente de Variación *(CV)*	0,52	0,33
Mínimo *(Min)*	0	0
Primer Cuartil *(Q1)*	21	40
Mediana *(M)*	45	56
Tercer Cuartil *(Q3)*	65	70
Curtosis	-0,949	-0,854

En la frecuencia acumulada de I-N_T e I-C_T se compararon que los índices medianos a altos (> 60) son 28% de todos los datos de I-N_T y para I-C_T son el 42%. Esta diferencia se verificó mediante la "Prueba de hipótesis para proporciones", ésta se basa en la premisa de que una proporción muestral (es decir, x ocurrencias en n observaciones, o x/n) es igual a la proporción verdadera de la población si se toman márgenes o tolerancias para la variabilidad muestral; donde se rechazó la hipótesis nula de que ambas distribuciones sean iguales y mediante la cual se validó que el porcentaje de los índices que están por encima de 60 no es el mismo en las dos distribuciones.

La comparación y además verificación de la relación existente entre dos variables se presenta en la Figura 2 con el diagrama de dispersión. Los 152.626 pares de valores de I-N_T e I-C_T presentan una correlación positiva, aunque existe cierta dispersión en la nube de puntos, los mayores valores de I-N_T tienden a estar asociados con los mayores valores de I-C_T y los valores más pequeños de I-N_T tienden a estar asociados con los valores más pequeños de I-C_T. Aun así, existe una clara diferencia entre ambas distribuciones, en donde algunos puntos altos de I-C_T están asociados con valores bajos de I-N_T.

El coeficiente de determinación (R^2) representa el grado de ganancia que se puede obtener al predecir una variable basado en el conocimiento que se tiene de otras variables, toma valores entre 0 y 1 (0 cuando las variables son independientes y 1 cuando entre ellas existe relación perfecta). El R^2 del diagrama de la Figura 2 vale 0,665, lo que indica que el 66,5% de la variabilidad de I-C_T se explica por el valor I-N_T.

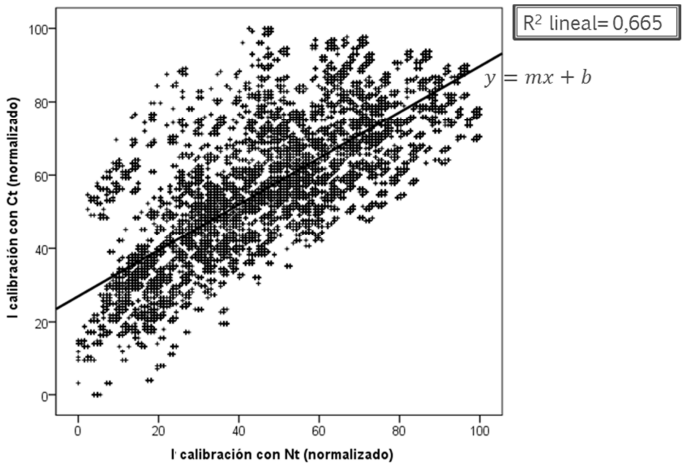


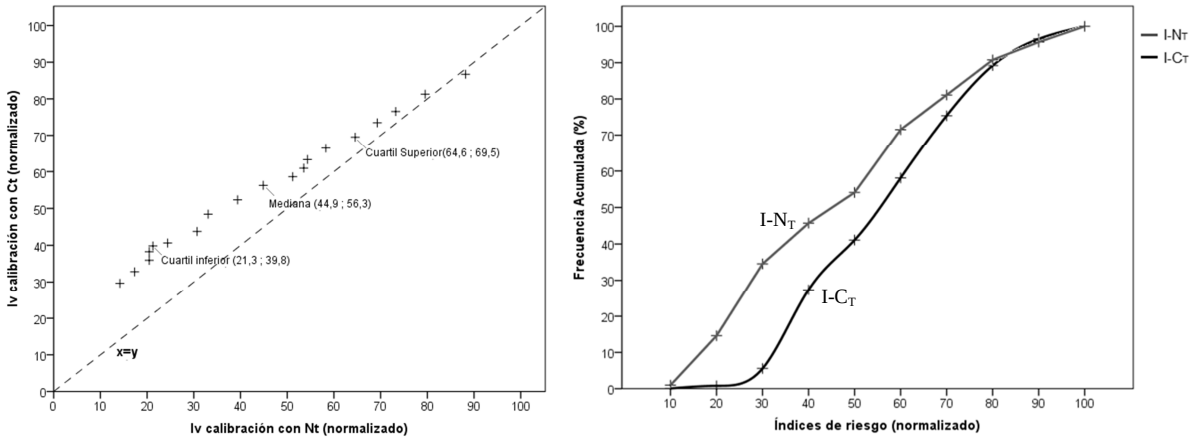
Figura 2. Diagrama de dispersión de I-N_T contra I-C_T. 152.626 pares. El valor de rho es de 0.834.

Para resumir la relación existente entre las dos variables se utilizó el coeficiente de correlación de Spearman que indicó una correlación positiva y alta de ρ=0,834. Teniendo en cuenta esta alta correlación y el alto coeficiente de determinación (R^2), se pueden sacar conclusiones rápidas de que los valores de I-N_T e I-C_T son semejantes pero, hay que tener en cuenta que esta relación es de manera global teniendo en cuenta los 152.626 valores de Índices de riesgo (I-N_T y I-C_T) analizados de una sola vez. También se debe comprender que el rango de los valores normalizados, entre 0 y 100, implica que al azar puede ser que los valores nunca estén muy alejados.

A continuación, se mencionan otras diferencias significativas constatadas en el análisis exploratorio de datos:

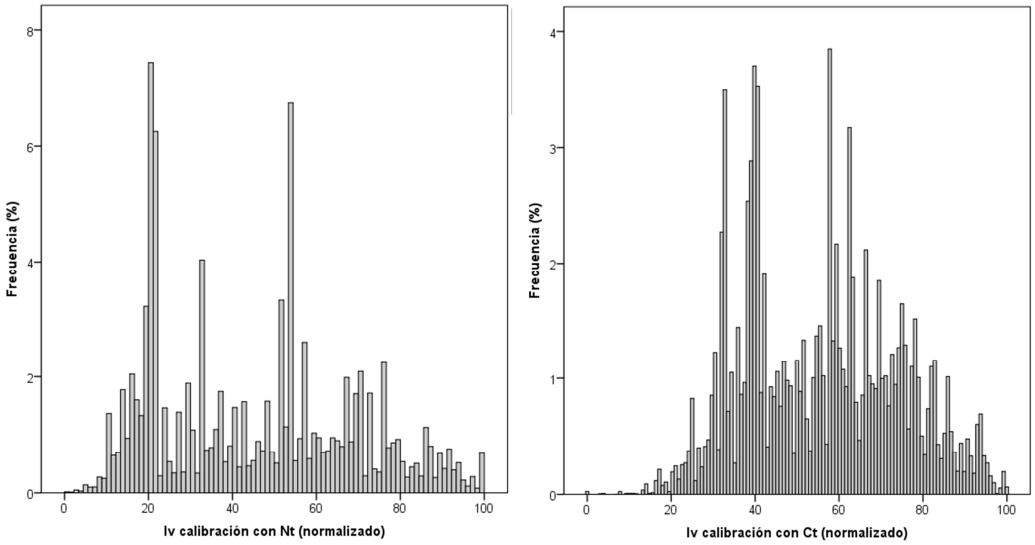
- La distribución de los datos de I-C_T tiende más hacia una distribución normal en comparación a I-N_T, esto se constató en los histogramas, gráfico Q-Q y gráfico de curvas de distribución de la Figura 3.
- Las distribuciones de los valores I-N_T e I-C_T no son iguales en el gráfico Q-Q (Figura 3a).
- En el gráfico de probabilidad normal (Figura 3b), en la curva de I-N_T la trama de frecuencias acumuladas sube rápidamente, por lo que se presenta como una línea un poco recta y presenta poco porcentaje de valores con índices de riesgo bajo y muchos valores con índices de riesgo alto. Para I-C_T la trama de frecuencias acumuladas tiende a adquirir la forma de curva S alargada, lo que indica que hay una semejante proporción de índices de riesgos bajos y altos, dando lugar a una distribución simétrica normal o de Gauss.

Se verificó la normalidad de la distribución de los valores de I-N_T e I-C_T, mediante el test de Kolmogórov-Smirnov. En ambas distribuciones se obtuvo una $p \leq 0{,}05$; que significa aceptar la hipótesis alterna (H_1) que indica que los datos son distintos a una distribución normal.



(a) **(b)**

Figura 3. Gráficos de distribución de los 152.626 datos de I-N_T e I-C_T para verificar la normalidad de datos. (a) Gráfico Q-Q de los valores de I-C_T frente a I-N_T. (b) Gráfico de probabilidad normal de I-N_T e I-C_T.



(a) **(b)**

Figura 4. Histogramas de los 152.626 valores (a) I-N_T (b) I-C_T.

El análisis de los variogramas experimentales se presenta en la Figura 5, la misma muestra los variogramas omnidireccionales (búsqueda en los 360º). A primera vista se puede apreciar que la variabilidad en I-C_T es menor que la variabilidad de I-N_T. También se puede ver que, a la escala de 15 km, la variabilidad de I-C_T llega a un límite mientras que la variabilidad de I-N_T incrementa con la distancia – esto indica un modelo de variograma potencial. La baja variabilidad de I-C_T es explicada por los valores presentados en la Tabla 1 y en la Figura 4 indican una población con valores de índice de riesgo menos dispersos.

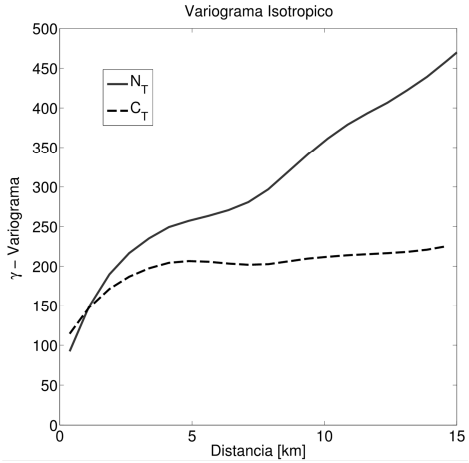
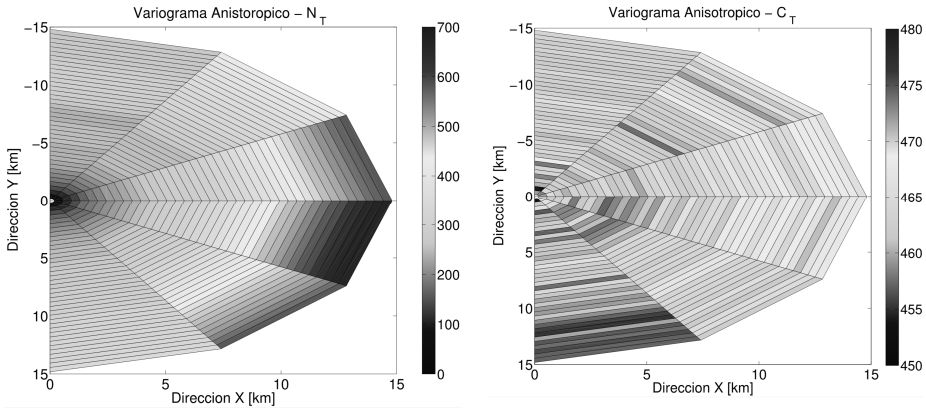


Figura 5. Variograma Isotrópico (omnidireccional) de los índices de N_T y C_T hasta una distancia de 15 km.

También se calcularon los variogramas anisotrópicos (búsqueda con ángulos de 30º de tolerancia) para cada índice de contaminación, éstos son representados en la Figura 6. En la Figura 6a se observa el alto grado de anisotropía en el índice de I-N_T, abarcando valores desde 0 a 700, mientras que en la Figura 6b se observa que la variabilidad de índice I-C_T es más homogénea y limitada. La dirección horizontal (-30º a 30º) del mapa de I-N_T muestra ser la dirección de mayor variabilidad, mientras que en el variograma de I-C_T pareciera que no hay una preferencia, por lo menos en la distancia calculada de 15 km. La anisotropía más clara es hacia la dirección horizontal para la escala elegida (15 km). Esta anisotropía horizontal es debido a que los centros urbanos tienen una extensión aproximada de 15 km, mientras que, por lo general, en el eje vertical hay más áreas homogéneas con poca incidencia de carreteras o centros urbanos.



(a) **(b)**

Figura 6. Variogramas Anisotrópicos en 2D de los índices (a) N_T, y (b) C_T

Por último, se hizo el cálculo de diferencia absoluta entre los dos mapas de riesgo, usando la ecuación (3), para determinar el porcentaje de celdas parecidas dentro de un mismo radio de búsqueda. La Figura 7 muestra el promedio de áreas que tienen un mismo valor de índice de riesgo (con una tolerancia de ± 5) dentro de un determinado radio de búsqueda. Por ejemplo, dentro de un radio de búsqueda de 0 m (comparación directa entre los dos mapas), de toda el área del acuífero

Patiño (1166 km^2), solo 229 km^2 tienen el mismo valor (20%). Esto implica que menos del 20% del área coincide con el mismo valor de riesgo entre los mapas. Si el radio de búsqueda se extiende a 87 m (Figura 7b), el análisis muestra que en promedio uno encuentra solo el 17% del área con valores similares. Este cálculo se repitió con valores de búsqueda de 1700, 4300, 5220 y 6525 m. A partir de estos mapas, se calculó el promedio de áreas con valores similares. Este último valor fue divido por el área total de influencia (ver Tabla 2) para determinar el porcentaje de áreas similares en cualquier punto. Como se puede visualizar en la Tabla 2, en radio de búsqueda de 0 m, en promedio, el 20 % de valores de índices entre los dos mapas son similares. En un radio de búsqueda de 87 m, el 18 % de valores de índices son similares. A partir de un radio de búsqueda de 4300 m hasta 6525 m, se eleva el promedio de a 24 % de valores de índices similares y el mismo se mantiene. La distancia de 4300 m equivale a la distancia, en la Figura 5, en la que uno de los mapas llega a su máxima variabilidad, razón por la cual podría entenderse que a partir de este punto incrementa la probabilidad de encontrar celdas similares, debido a que la variabilidad de uno de los mapas (I-C_T) no incrementa.

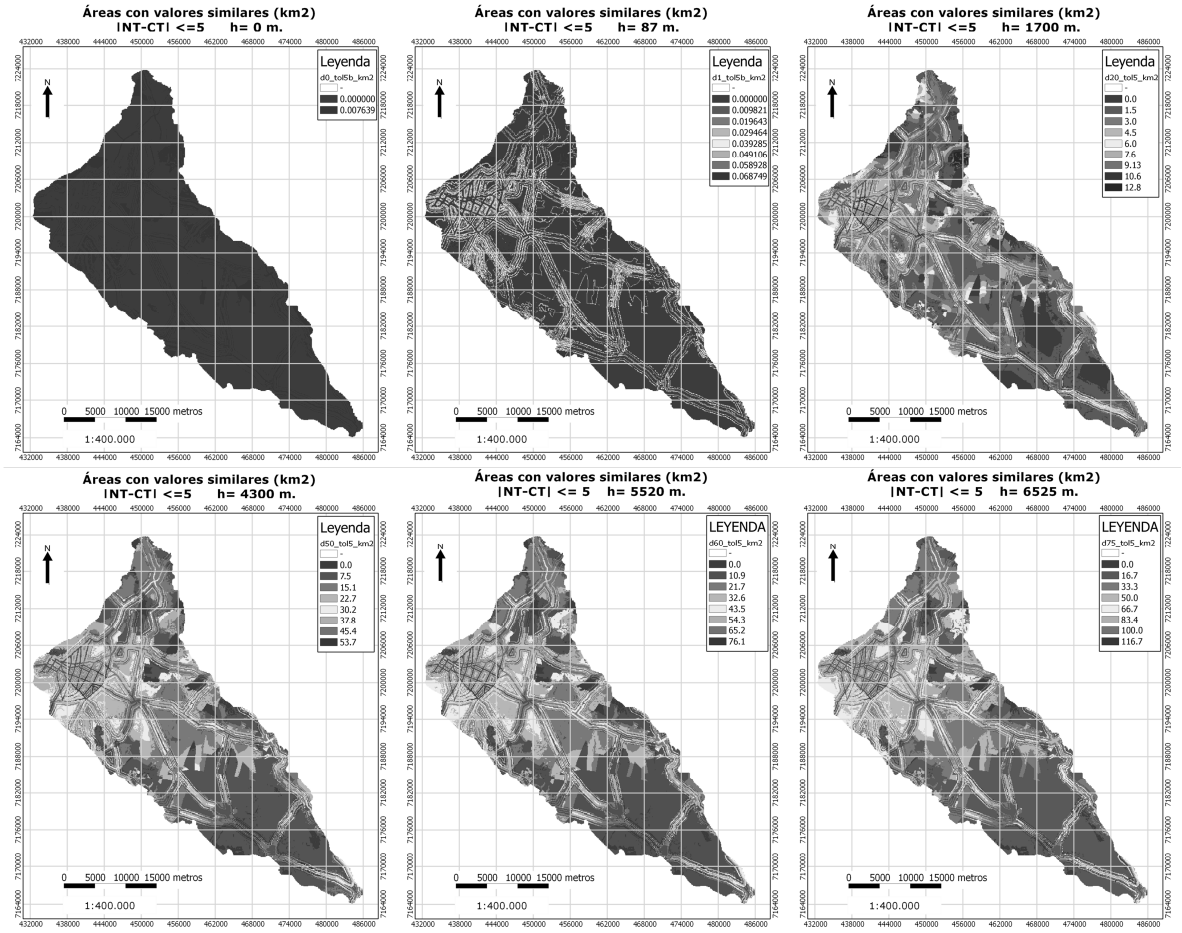


Figura 7. Áreas (km^2) que tienen el mismo valor, dentro de un radio de búsqueda determinado.

Tabla 2. Cálculo del porcentaje que ocupan las áreas similares de la Figura 7, en diferentes radios de búsqueda.

Radio de búsqueda (m)	Promedio (km^2)	Área máx. (km^2)	Porcentual (%)
0	0,0015	0,0076	20
87	0,012	0,068	18
1700	2,172	12,8	17
4300	13,011	53,7	24
5220	18,498	76,1	24
6525	28,426	116,7	24

CONCLUSIONES

En el presente estudio se muestran los resultados de los análisis realizados para comparar los índices de riesgo ($I\text{-}N_T$ e $I\text{-}C_T$) de dos mapas para poder discernir si existe una diferencia significante entre un mapa y otro; o bien para entender si un mapa de riesgo calibrado para un contaminante, puede ser usado para tratar de entender el riesgo de contaminación de otro contaminante. Primeramente, se analizó las diferencias entre los promedios, desviación estándar, el coeficiente de variación, la mediana, los valores mínimos, máximos y los cuartiles de las dos distribuciones, además en el gráfico Q-Q la distribución de los datos de $I\text{-}C_T$ tendieron más a la normalidad en comparación a la de $I\text{-}N_T$. Las diferencias más importantes se observan en aquellos valores del coeficiente de variación donde $I\text{-}C_T$ tiene menor variación y, en promedio, donde $I\text{-}C_T$ está 10 puntos por encima del mapa de $I\text{-}N_T$.

Con el análisis de variogramas se constató que los modelos teóricos que representan el índice de riesgo a nivel espacial son diferentes. Mientras que $I\text{-}C_T$ llega a un límite de variabilidad, y puede ser representado por un modelo esférico, el mapa de $I\text{-}N_T$ aumenta linealmente y debería ser representado con un modelo potencial. Esto indica que la representación espacial es desigual. Esta conclusión es reafirmada con el cálculo de diferencias expresada en la Figura 7 y Tabla 2, donde se muestra la probabilidad de encontrar valores similares entre los dos mapas dentro de un mismo radio de búsqueda. En general, solo existe un 24% de probabilidad de que un índice de riesgo de un contaminante sea similar al otro en un radio de búsqueda entre 0 a 6 Km. Esta probabilidad incrementa a medida que aumenta el radio de búsqueda y llega a un máximo de 24%, debido a que la variabilidad espacial de uno de los mapas ($I\text{-}C_T$) se mantiene, entre una escala de 5 a 15 km.

Los resultados indican que, cualitativa y cuantitativamente, los mapas son suficientemente diferentes y que un mapa de riesgo no puede reemplazar a otro. Las implicancias prácticas son que un sistema global de monitoreo sin focalizar en un contaminante en específico quizás no sea la forma adecuada de afrontar el problema de monitoreo ya que en tratar de encontrar los dos contaminantes se podría dar el caso de no encontrar ninguno.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Báez, L., C. Villalba, and J.P. Nogues. *Mapeo de la Vulnerabilidad y Riesgo de Contaminación del Agua Subterránea del Gran Asunción*. 2014; 55]. Available from: http://www.estudiopatino.pol.una.py/descargas/Informe%20Final%20Politecnica%20INV20.pdf.
2. Panagopoulos, G.P., A.K. Antonakos, and N.J. Lambrakis, *Optimization of the DRASTIC method for groundwater vulnerability assessment via the use of simple statistical methods and GIS*. Hydrogeology Journal, 2006. **14**: p. 894 – 911.
3. Isaaks, E.H. and R.M. Srivastava, *An Introduction to Applied Geostatistics*. 1989, New York: Oxford University Press. 561 p.