



TRABAJO TEORICO EXPERIMENTAL

Análisis de resistencia de puesta a tierra en redes de distribución urbanas usando distribuciones de probabilidad

Analysis of grounding resistance in urban electrical distribution networks using probability distributions

Juan M. - Astorga Gómez
Yuri A. - Iriarte Salinas
Lisandro D.- Peralta Murúa

Recibido: febrero de 2014

Aprobado: septiembre de 2014

Resumen/ Abstract

En este artículo, se estudia la resistencia de puesta a tierra en redes urbanas de distribución eléctrica de la ciudad de Copiapó (Chile) por medio de distribuciones de probabilidad, con el objetivo de evaluar el desempeño del diseño de las mallas que actualmente se utiliza en esta ciudad. El estudio está basado en una muestra de cuarenta y tres mediciones de resistencia de puesta a tierra. Se muestran los principales indicadores de estadística descriptiva para las mediciones de campo, se ajustan tres distribuciones de probabilidad a los datos de la muestra y se usan el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información Bayesiano (BIC) para elegir la distribución que mejor representa el comportamiento de los datos. Finalmente, usando el modelo seleccionado, se calculan algunas probabilidades para la resistencia de puesta a tierra y se entregan las principales conclusiones del trabajo.

Palabras clave: distribución de probabilidad continua, mallas a tierra, redes de distribución eléctrica, resistencia de puesta a tierra.

In this article, the grounding resistance in urban electrical distribution networks of the Copiapó city is studied. The estimation of mean value is calculated using continuous probability distributions. The aim of this study is to performance assessment of grounding grid design currently used in these networks. Forty-three grounding grids are used as sample. The main indices of descriptive statistics of field measurements are shown. Three continuous probability distribution models are fitted to the sample. For selecting the best model, the Akaike information criterion (AIC) and the Bayesian information criterion (BIC) are used. Finally, using the best model, some probabilities for the grounding resistance are calculated and the main conclusions are presented.

Key words: continuous probability distribution, grounding grid, electrical distribution networks, grounding resistance.

INTRODUCCION

Los sistemas eléctricos de distribución de media tensión que alimentan redes de baja tensión urbanas por medio de subestaciones secundarias (conexión delta en el primario y estrella en el secundario), disponen de sistemas de puestas a tierra que tienen por objetivo garantizar la seguridad, la calidad y la continuidad del suministro de energía eléctrica a los usuarios, controlando las tensiones de toque y paso como se indica en la norma IEEE 80-2000 [1]. En

Chile, el sistema típico de puesta a tierra que se utiliza en las redes de distribución de baja tensión corresponde a un arreglo que consiste en la interconexión de distintas mallas a tierras dispuestas a lo largo de la red. El valor de la resistencia resultante del arreglo de las mallas a tierra no debe exceder de 5Ω . Esta exigencia es difícil de cumplir en el norte de Chile (desierto de Atacama), ya que en zonas áridas el suelo se compone principalmente de arcilla, rocas y arena, obteniéndose valores altos de resistividad aparente del suelo que generalmente provocan valores de resistencia de puesta a tierra altos [2].

En las zonas urbanas es más complejo medir la resistividad aparente del suelo, ya que la disponibilidad de espacio es reducido y aplicar los métodos tradicionales de sondeo eléctrico vertical de Schlumberger o Wenner resulta impracticable. Recientemente, se han desarrollado métodos alternativos para la obtención de la resistividad aparente del suelo, que aportan novedosas técnicas útiles para el diseño de los sistemas de puesta a tierra en zonas urbanas [3].

Para analizar el comportamiento de la resistencia de las mallas a tierra algunos autores usan series de tiempo [4], métodos matemáticos [5-6], programación lineal [7], entre otros. En este trabajo, se estudia la medida de tendencia central de la resistencia de puesta a tierra en mallas rectangulares de 3 metros de largo por 1 metro de ancho (que obedece al diseño estándar utilizado en las redes de distribución urbanas) instaladas en redes urbanas de distribución, para evaluar si el desempeño esperado de este diseño cumple con las exigencias de la normativa eléctrica nacional. La muestra estudiada corresponde a 43 mallas (como la que se muestra figura 1), instaladas durante agosto y octubre de 2012, por lo tanto, el factor tiempo no es significativo en la variabilidad de la medición de la resistencia.

El artículo se desarrolla de la siguiente manera. En la primera parte se describe la metodología utilizada para las mediciones de campo, se muestran algunos alcances de la norma IEEE 80-2000 respecto del cálculo de la resistencia de mallas a tierra, se describen las principales características paramétricas de los modelos correspondientes a las distribuciones de probabilidad con sesgo positivo que son probadas en este estudio y se definen los indicadores que son utilizados para seleccionar el modelo que mejor ajusta los datos de campo. Posteriormente, se muestran los resultados del análisis descriptivo de los datos de las mediciones de campo, se aplican los distintos modelos de distribuciones de probabilidad, se comparan los resultados de los ajustes de cada modelo y se selecciona el mejor modelo. Luego, se estima el valor de tendencia central, se calculan algunas probabilidades con el modelo seleccionado y se define si es conveniente modificar el actual diseño de malla a tierra. Finalmente, se entregan las principales conclusiones de la investigación.

METODOLOGIA

Mediciones de campo

Durante el año 2013 se realizaron mediciones de resistencia a 43 mallas a tierra de diseño único (ver figura 1) instaladas entre agosto y octubre de 2012 en 29 sectores de la red eléctrica de distribución urbana de la ciudad Copiapó, para estimar el valor medio de la resistencia de puesta a tierra, evaluar el desempeño del diseño descrito en la figura 1 y establecer acciones correctivas tendientes a mejorar el rendimiento de este diseño.

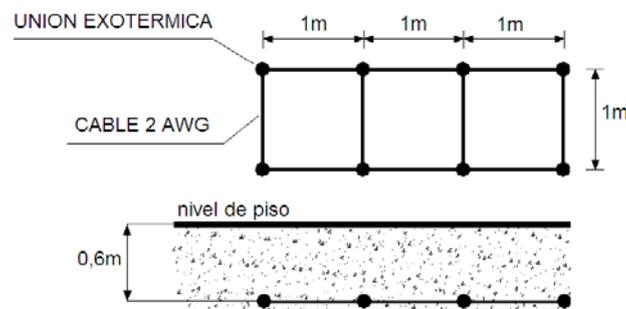


Fig.1. Malla a tierra de diseño único utilizada en el estudio.

El problema se aborda usando la teoría de distribuciones de probabilidad, usando distribuciones de sesgo positivo, ya que la resistencia de puesta a tierra (que es la variable aleatoria) es siempre un valor positivo. Para realizar las mediciones se usa un instrumento certificado marca Megger modelo DET 2/2. Cada medición se realiza a la misma hora, con temperatura ambiente similar y sin aplicar aditivos químicos para el mejoramiento del suelo, todo esto con el objetivo de no influir en la respuesta de la medida de la resistencia de cada malla a tierra.

En la figura 2, se muestran los 29 sectores de la ciudad de Copiapó encerrados en un círculo, desde donde se obtienen las 43 mediciones de resistencia de las mallas a tierra de las redes de distribución de baja tensión de la zona urbana de la ciudad.

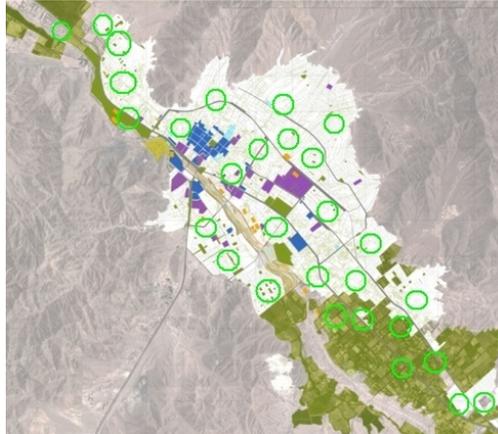


Fig. 2. Zonas de medición de resistencia de puesta a tierra en la ciudad de Copiapó.

Método de medición de resistencia

Para la medición de la resistencia de puesta a tierra se utiliza el “método del 61,8%”, descrito en el estándar “Proceedings of the Institution of Electrical Engineers, vol.111, nº12, 1964” [8], que en la práctica se aplica de la siguiente manera:

- Aislar la malla a tierra del resto del sistema.
- Calcular la diagonal de la malla.
- Fijar el electrodo de corriente C2 del instrumento, a una distancia igual a 6,5 veces el valor de la diagonal de la malla.
- Conectar los terminales P1 y C1 del instrumento directamente a la malla a tierra.
- Ubicar el electrodo P2 del instrumento, al 52% de la distancia correspondiente a 6,5 veces el valor de la diagonal de la malla; medir y registrar la medida.
- Ubicar el electrodo P2 del instrumento, al 61,8% de la distancia correspondiente a 6,5 veces el valor de la diagonal de la malla; medir y registrar la medida.
- Ubicar el electrodo P2 del instrumento, al 72% de la distancia correspondiente a 6,5 veces el valor de la diagonal de la malla; medir y registrar la medida.
- El valor de la resistencia de la malla, corresponde al valor registrado en el paso f.

Las diferencias de las mediciones que se obtienen en los pasos e y g, con respecto a la medida que se obtiene en el paso f, deben ser muy pequeñas. Las mediciones se anotan y registran dando origen a las 43 medidas que son estudiadas en este trabajo y que se muestran detalladamente en la sección de resultados de este artículo.

CÁLCULO DE LA RESISTENCIA DE PUESTA A TIERRA DE LA MALLA

El valor de la resistencia de puesta a tierra de una malla depende de su forma geométrica, del área que ésta cubre, de la resistividad del terreno, de la profundidad de enterramiento y del largo total del conductor de cobre que se utiliza en toda la grilla [1]. En la ecuación (1), R_g es la resistencia de la puesta a tierra (Ω), ρ_e es la resistividad equivalente del terreno (Ωm), L_T es el largo total de los conductores (m), h es la profundidad de enterramiento de la malla (m) y A es la sección que cubre de la malla (m^2).

$$R_g = \rho_e \left[\frac{1}{L_T} + \frac{1}{\sqrt{20A}} \left(1 + \frac{1}{1 + h\sqrt{\frac{20}{A}}} \right) \right] \quad (1)$$

Distribución Exponencial

Una de las distribuciones de probabilidad más utilizadas en las ciencias de la ingeniería es la distribución exponencial. Este modelo es muy utilizado en el análisis de confiabilidad [9]. Una variable aleatoria X sigue una distribución Exponencial con parámetro de escala β , si su función de densidad está dada por el modelo descrito en la ecuación (2). Se denota como $X \sim \text{Exp}(\beta)$.

$$f_X(x;\beta) = \beta \cdot e^{-\beta x}, \text{ donde } x > 0 \text{ y } \beta > 0 \quad (2)$$

El valor esperado y la mediana distribucional se muestran en las ecuaciones (3) y (4).

$$E(X) = \frac{1}{\beta} \quad (3) \quad \text{y} \quad M_d = \frac{\ln(2)}{\beta} \quad (4)$$

Distribución Weibull

Una distribución ampliamente utilizada en el análisis del tiempo de vida es la distribución Weibull, introducida en 1951 por el ingeniero y matemático sueco Waloddi Weibull [9]. Una variable aleatoria X sigue una distribución Weibull con parámetros de forma α y de escala β , si su función de densidad está dada por la ecuación (5). Se denota $X \sim W(\alpha, \beta)$.

$$f_X(x;\alpha,\beta) = \frac{\alpha}{\beta^\alpha} \cdot x^{\alpha-1} \cdot e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha}, \text{ donde } x > 0, \alpha > 0 \text{ y } \beta > 0 \quad (5)$$

El valor esperado y la mediana distribucional se muestran en las ecuaciones (6) y (7).

$$E(X) = \beta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \quad (6) \quad \text{y} \quad M_d = \beta (\ln 2)^{1/\alpha} \quad (7)$$

DISTRIBUCIÓN LOG NORMAL

La distribución Log Normal es otro de los modelos ampliamente usados en las ciencias de la ingeniería. En la ecuación (8), se describe su función de densidad de probabilidad [9].

$$f(x;\alpha,\beta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \beta x} \cdot \exp\left(-\frac{(\log x - \alpha)^2}{2\beta^2}\right), x > 0 \quad (8)$$

Donde α es la media del logaritmo de x, β es la desviación estándar del logaritmo de x.

El valor esperado y la mediana distribucional se muestran en las ecuaciones (9) y (10).

$$E(X) = \exp\left(\alpha + \frac{\beta^2}{2}\right) \quad (9) \quad \text{y} \quad M_d = \exp(\alpha) \quad (10)$$

CRITERIO DE INFORMACIÓN DE AKAIKE Y CRITERIO DE INFORMACIÓN BAYESIANO

Para seleccionar el modelo que mejor ajusta un mismo conjunto de datos, se usan los criterios de información de Akaike (AIC) [10], y de información bayesiano (BIC) [11]. El modelo que mejor ajusta un conjunto de datos es aquel que presenta un AIC o un BIC menor que otro modelo. Para calcular los indicadores AIC y BIC se utilizan las ecuaciones (11) y (12).

$$\text{AIC}(\Theta) = -2\log(\text{ML}) + 2k \quad (11)$$

$$\text{BIC}(\Theta) = -2\log(\text{ML}) + k \log(n) \quad (12)$$

Donde k es el número de parámetros del vector de parámetros Θ del modelo, ML es la función de máxima verosimilitud y n es el tamaño de la muestra.

RESULTADOS

Los 43 registros de las mediciones de resistencia de puesta a tierra se muestran a continuación: 5.46, 4.15, 5.12, 2.10, 18.7, 2.40, 3.08, 3.77, 8.25, 14.70, 21.50, 12.25, 9.46, 5.02, 5.33, 3.83, 2.21, 7.50, 14.53, 3.03, 9.89, 3.37, 4.21, 2.58, 7.11, 5.57, 1.37, 6.62, 2.17, 6.21, 18.06, 11.05, 2.47, 6.13, 5.47, 7.39, 8.33, 6.79, 8.87, 10.45, 12.4, 2.06, 1.07 (todos los valores en Ohm).

Los resultados del análisis de estadística descriptiva se muestran en la tabla 1, y en la figura 3. En la figura 3 (a), se puede apreciar el evidente sesgo positivo de la distribución de los datos y en la figura 3 (b), se puede observar la presencia de datos atípicos, cuyo origen es el azar.

Tabla 1. Análisis descriptivo de las 43 mediciones de resistencia de puesta a tierra.					
Media	Desviación Estándar	Mediana	Coficiente de Variación	Asimetría	Curtosis
7,024 Ω	4,914 Ω	5,57 Ω	69,96 %	1,229	1,155

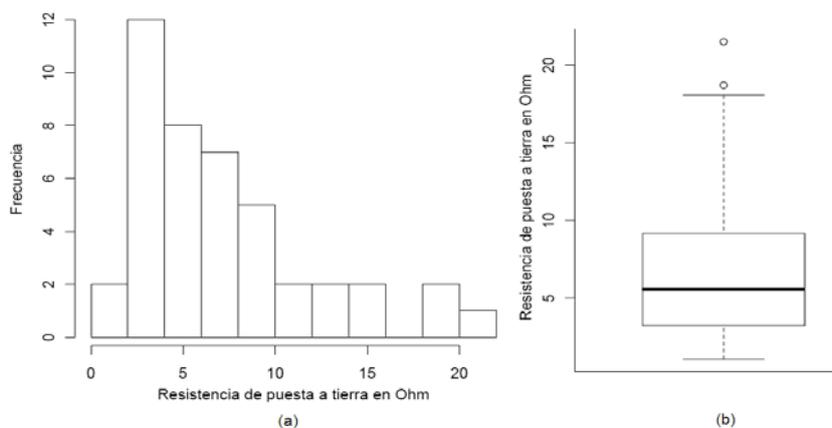


Fig. 3. Histograma (a) y diagrama de caja (b) para la resistencia de puesta a tierra.

La figura 4, muestra el perfil de la función de autocorrelación parcial de los datos. De la figura se puede observar que utilizar un modelo probabilístico para el análisis de la muestra resulta más apropiado que usar un modelo de series de tiempo. Esto se debe a:

- Cuando en el perfil de autocorrelación parcial se evidencia un patrón definido, es posible utilizar un determinado modelo de series de tiempo para estudiar los datos [12].
- Si en el perfil de autocorrelación parcial no se observa correlación significativa entre los datos, es posible utilizar un modelo probabilístico para estudiar la muestra [12].

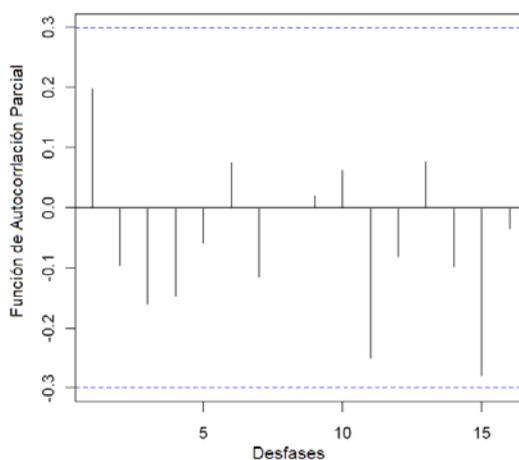


Fig.4.Gráfica de la función de autocorrelación parcial.

Para ajustar los datos de la muestra se prueban los modelos Exponencial, Weibull y Log Normal, ya que estos modelos se utilizan con frecuencia para ajustar datos con sesgo positivo. Para maximizar la función de log-verosimilitud y obtener las estimaciones de máxima verosimilitud de los modelos, se utiliza el algoritmo "optim" del software libre R.

La tabla 2, muestra los estimadores de máxima verosimilitud para los parámetros de las distribuciones probadas y la información referida a los criterios AIC y BIC. La figura 5, muestra los ajustes para cada modelo probado.

Modelo	α (SD)	β (SD)	AIC	BIC
Exponencial	-	0,1424 (0,022)	255,64	257,40
Weibull	1,542 (0,178)	7,854 (0,822)	246,34	249,86
Log Normal	1,711 (0,109)	0,714 (0,077)	244,14	247,67

Nota: SD, es la desviación estándar observada en la estimación de cada parámetro.

De la tabla 2, se puede observar que el mejor ajuste se obtiene con la distribución Log Normal, ya que este modelo es el que presenta menor AIC y BIC.

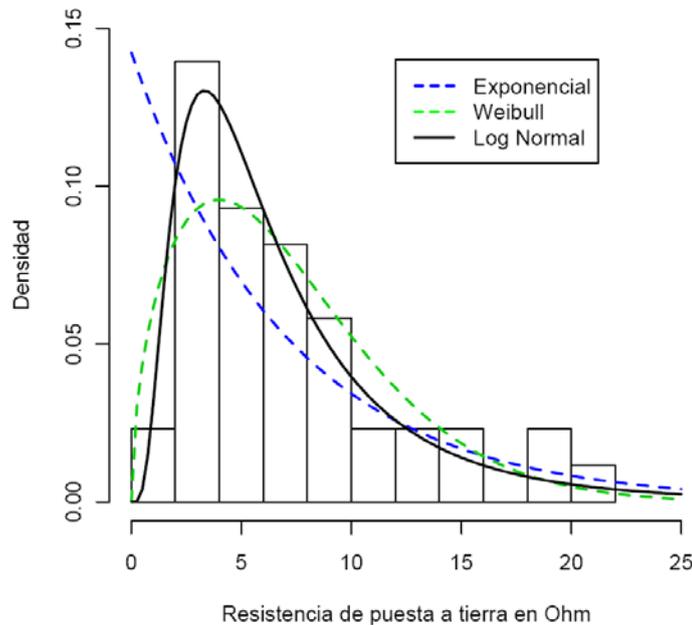


Fig. 5. Ajuste de los datos con los modelos Exponencial, Weibull y Log Normal.

Normalmente se tiende a utilizar la media como un indicador adecuado de tendencia central, sin embargo, para distribuciones con sesgo positivo la mediana resulta ser un indicador más representativo [13].

La tabla 3, muestra los valores esperados y medianas para la resistencia de puesta a tierra calculadas a partir de los modelos probabilísticos Exponencial, Weibull y Log Normal.

Modelo	Valor esperado	Mediana distribucional
Exponencial	7,022 Ω	4,8676 Ω
Weibull	7,067 Ω	6,1925 Ω
Log Normal	7,141 Ω	5,5345 Ω

Dado que la distribución que mejor ajusta los datos de la muestra es la distribución Log Normal, la mediana de este modelo (5,5345 Ω) es un mejor indicador de tendencia central que la media obtenida por la estadística descriptiva de la tabla 1 (7,024 Ω).

De la tabla 4, se puede concluir que existe un 44,34% de probabilidad de cumplir con la exigencia técnica indicada en la norma chilena de baja tensión (resistencia menor que 5 Ohm).

Modelo	$X \leq 1\Omega$	$X \leq 5\Omega$	$X \leq 15\Omega$	$X \leq 20\Omega$
Log Normal	0,00828	0,4434	0,9187	0,9640

Algoritmo para la implementación del modelo probabilístico

El siguiente algoritmo de la figura 6, describe los pasos necesarios para implementar el modelo probabilístico.

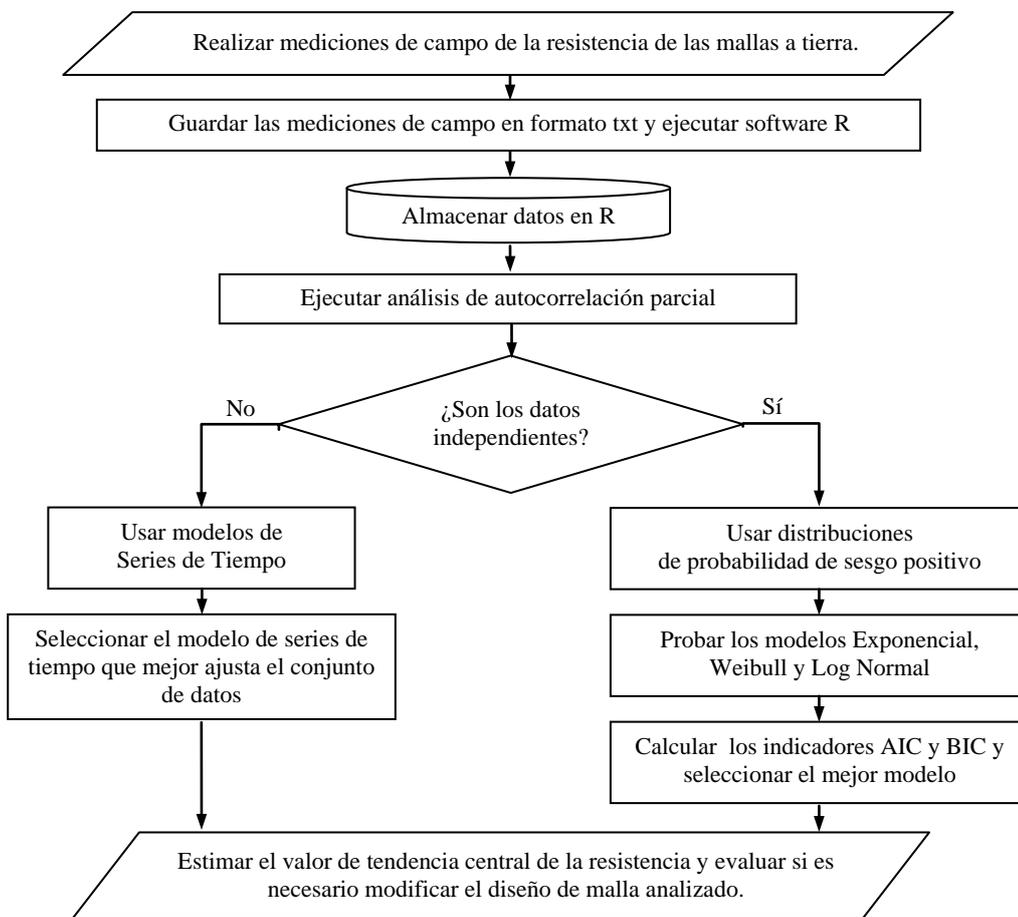


Fig. 6. Algoritmo para ajustar los datos usando distribuciones de probabilidad.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean agradecer a la editora de la revista y a los árbitros anónimos que participaron en la revisión del artículo, por sus valiosas observaciones y recomendaciones que contribuyeron a mejorar la versión inicial de este trabajo.

CONCLUSIONES

En este trabajo, se estudió la medida de tendencia central de la resistencia de mallas a tierra en redes de distribución de baja tensión de la ciudad de Copiapó (Chile) usando distribuciones de probabilidad continua de sesgo positivo, para evaluar si es necesario modificar el diseño original de las mallas a tierra estudiadas. Se probaron los modelos Exponencial, Weibull y Log Normal, siendo este último el que mejor ajustó los datos de campo, con menor criterio de información de Akaike (244,14) y menor criterio de información Bayesiano (247,67). Se determinó que la probabilidad de cumplir con el valor de resistencia de puesta a tierra exigido por la norma eléctrica chilena de baja tensión es de un 44,34%, por lo tanto, es necesario modificar el diseño original de las mallas analizadas en este trabajo para aumentar esta probabilidad. Finalmente, se concluye que estudiar la variabilidad de las resistencia de puesta a tierra por medio de distribuciones de probabilidad continuas, es una alternativa útil para determinar acciones correctivas de mejoramiento del diseño de las mallas a tierra.

REFERENCIAS

- [1]. IEEE, “*IEEE Guide for Safety in AC Substations Grounding*”, IEEE Standard 80-2000, New York, 2000, 192p., [Consultado: septiembre de 2013], ISBN 0-7381-1927-X.
- [2]. KHAN Y.; *et al.*, “*Novel approach of estimating grounding pit optimum dimensions in high resistivity soils*”. Electric Power Systems Research, 2012, vol.92, n.1, p. 145-154, [consultado: febrero de 2013], Disponible en: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378779612001770>, doi:10.1016/j.epsr.2012.06.003, ISSN 0378-7796.
- [3]. MARTINEZ M., “*Metodología basada en redes neurales para interpretación de la resistividad del suelo en zonas urbanas*”, Ingeniería Energética, 2014, vol.35, n.1, p. 59-69, [consultado: febrero de 2013], Disponible en: <http://scielo.sld.cu/pdf/rie/v35n1/rie07114.pdf>, ISSN 1815-5901.
- [4]. PAPPAS, S.Sp.; *et al.*, “*Modeling of the grounding resistance variation using ARMA models*”, Simulation Modelling Practice and Theory, 2008, vol.16, n.5, p. 560-570, [consultado: febrero de 2013], Disponible en: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1569190X08000348>, ISSN 1569190X.
- [5]. ABOU EL-ATA, M.A., “*Assessment of uncertainties in substation grounding system using interval mathematics*”. Ain Shams Engineering Journal, 2012, vol.3, n.1, p. 27-31, Disponible en: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2090447911000591>, ISSN 2090-4479.
- [6]. UNDE, M.G.; KUSHARE, B.E., “*Grounding grid performance of substation in two layer soil – a parametric analysis*”. International Journal of Engineering Sciences & Emerging Technologies, 2012, vol.1, n.2, p. 69-76, [consultado: febrero de 2013], Disponible en: <http://www.ijeset.com/media/8N2-GROUNDING-GRID-PERFORMANCE-OF-SUBSTATION.pdf>, ISSN 2231-6604.
- [7]. KHODR, H.M.; *et al.*, “*Design of grounding systems in substations using a mixed-integer programming formulation*”. Electric Power Systems Research, 2009, vol.79, n.1, p. 126-133, [consultado: febrero de 2013], Disponible en: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378779608001624>, doi:10.1016/j.epsr.2008.05.008, ISSN 0378-7796.
- [8]. TAGG G.F., “*Measurement of earth-electrode resistance with particular reference to earth-electrode systems covering a large area*”. Proceedings of the Institution of Electrical Engineers, 1964, vol.111, n.12, p. 2118-2130, [consultado: febrero de 2013], Disponible en: <http://ieeexplore.ieee.org/xpl/articleDetails.jsp?tp=&arnumber=5248390&queryText%3DMeasurement+of+earth-electrode+resistance+with+particular+reference+to+earth-electrode+systems+covering+a+large+area>, ISSN 0020-3270.
- [9]. DEVORE, J.L., “*Probabilidad y estadística para ingeniería y ciencias*”. 8ª. ed., México: Cengage Learning Editores, 2012, 768 p., ISBN: 607-481-619-0.
- [10] AKAIKE, H., “*A new look at the statistical model identification*”. IEEE Transactions on Automatic Control, 1974, vol.19, n.6, p. 716-723, [Consultado: noviembre de 2013], Disponible en: <http://ieeexplore.ieee.org/iel5/9/24140/01100705.pdf>, ISSN 0018-9286.

[11]. SCHWARZ, G., "Estimating the dimension of a model". The Annals of Statistics, 1978, vol.6, n.2, p. 461-464, [Consultado: noviembre de 2013], Disponible en: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/2958889?uid=381934671&uid=3737784&uid=2&uid=3&uid=67&uid=381934661&uid=62&sid=21104682239321>, ISSN 0090-5364.

[12]. PEÑA D., "Análisis de series temporales". Madrid: Editorial Alianza, 2010, 608 p., ISBN: 842-066-945-8.

[13]. ALWAN, L.C., "Statistical Process Analysis". 5ed. USA: M^cGraw Hill / Irwin, 1999, 768 p., ISBN 0-256-11939-2.

AUTORES

Juan Miguel Astorga Gómez

Ingeniero Eléctrico, Magister en Ciencias con mención en Estadística Industrial, Profesor Asistente, Instituto Tecnológico, Universidad de Atacama, Copiapó, Chile.

e-mail: juan.astorga@uda.cl

Yuri Antonio Iriarte Salinas

Profesor de Matemáticas y Física, Magister en Ciencias con mención en Estadística Industrial, Profesor Instructor, Instituto Tecnológico, Universidad de Atacama, Copiapó, Chile.

e-mail: yuri.iriarte@uda.cl

Lisandro Daniel Peralta Murúa

Profesor de Estado en Educación Tecnológica, Magister en Informática Educativa, Profesor Asistente, Instituto Tecnológico, Universidad de Atacama, Copiapó, Chile.

e-mail: lisandro.peralta@uda.cl