



Ingeniería y Ciencia

ISSN: 1794-9165

Escuela de Ciencias y Humanidades y Escuela de
Ingeniería de la Universidad EAFIT

Aparicio-Ortube, J.; Suárez-Burgoa, Ludger O.
Estimación de la variabilidad mecánica de placas de
roca por ensayos no-destructivos: métodos de análisis
Ingeniería y Ciencia, vol. 14, núm. 27, Enero-Junio, 2018, pp. 101-116
Escuela de Ciencias y Humanidades y Escuela de Ingeniería de la Universidad EAFIT

DOI: 10.17230/ingciencia.14.27.5

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=83556831005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Estimación de la variabilidad mecánica de placas de roca por ensayos no-destructivos: métodos de análisis

A. J. Aparicio-Ortube¹ y Ludger O. Suárez-Burgoa²

Recepción: 10-10-2017 | Aceptación: 22-02-2018 | En línea: 15-06-2018

PACS: 91.60.-x, 83.80.Nb

doi:10.17230/ingciencia.14.27.5

Resumen

En este estudio se emplean mayores y complementarios métodos de análisis para estimar la variabilidad mecánica de placas de material rocoso por ensayos no-destructivos, inicialmente presentado en esta misma revista. Esto con el propósito de generalizar y mejorar la aplicabilidad de este método alternativo, basado en la geoestadística, para que pueda ser utilizado en procesos de control de calidad de placas de material rocoso destinadas al revestimiento de pisos. Se ha hecho énfasis en los métodos de análisis geoestadísticos, en lo que respecta al análisis exploratorio de los datos, análisis de anisotropía, verificación del modelo geoestadístico, verificación de la estructura espacial, verificación del tamaño de muestra y modelación de la distribución espacial de la resistencia mecánica.

Palabras clave: Geoestadística; modelo de señal; variabilidad mecánica; material rocoso; sodalita; martillo Schmidt-L.

¹ Universidad Nacional de Colombia, aaparicioo@unal.edu.co,
<https://orcid.org/0000-0003-0114-7779>, Medellín, Colombia.

² Universidad Nacional de Colombia, losuarezb@unal.edu.co,
<https://orcid.org/0002-9760-0277>, Medellín, Colombia.

Assesment of the Mechanical Variability of Rock Slabs by Means of Non-Destructive Tests: Analysis Methods

Abstract

In this study is used more and complementary methods of analysis to estimate the mechanical variability of rock slabs by means of non-destructive tests; originally presented in this same journal. The aim is to generalize and improve the applicability of this alternative method, based on geostatistics, for quality control processes of rock slabs destined for floor revetment. Different geostatistical topics have been emphasized such as data exploratory analysis, anisotropic analysis, verification of the geostatistical model, verification of the spatial structure, verification of the sample size and modeling of the spatial distribution of the mechanical strength.

Key words: Geostatistics; signal model; mechanical variability; rock material; sodalite; Schmidt-L hammer.

1 Introducción

Los ensayos no-destructivos representan una alternativa rápida, económica y suficiente para estimar la resistencia a compresión uniaxial (σ_{ci}) del material rocoso y así poder evaluar su calidad. Entre los ensayos no-destructivos más utilizados se encuentran el ensayo de ultrasonido (ASTM E114) y el ensayo con martillo Schmidt (ASTM D5873). Aunque entre los dos, el ensayo con martillo Schmidt es el más usado debido al bajo costo, tanto del ensayo como del equipo, su versatilidad y menor tiempo de ejecución. Con lo cual ha logrado obtener una gran aceptación y aplicación dentro de la comunidad ingenieril.

Muchos investigadores han desarrollado correlaciones entre el valor de rebote Schmidt (R) con la resistencia a la compresión uniaxial (σ_{ci}) del material rocoso, siendo algunos directamente aplicables a todo tipo de rocas, como [1],[2],[3],[4],[5],[6] y otros de manera específica, como [7],[8],[9],[10], [11],[12] para rocas sedimentarias; arenisca, limolita, caliza y anhidrita; mármol, limolita y dolomía; esquisto micáceo y verde; gabro y basalto; y rocas volcánicas respectivamente, entre otros. Del mismo modo, existen varios métodos para la ejecución del ensayo con martillo Schmidt, entre los cuales se puede nombrar a [13], [14],[15],[16],[17], entre otros.

Si bien en la actualidad existe una amplia gama de métodos, todos, a excepción del método propuesto por Suarez-Burgoa en [18], se limitan a medir ciertos puntos del espécimen de prueba de manera aleatoria y a través de criterios propios de cada método se obtiene la resistencia a compresión uniaxial (σ_{ci}) de todo el espécimen. Este hecho, en concordancia con Suarez-Burgoa [18], puede dar lugar a falsas estimaciones de la resistencia mecánica, puesto que puede darse el caso en el cual el relevamiento se realice en los puntos más fuertes o débiles.

Por otro lado, la geoestadística, definida así por Georges Matheron en 1962, se caracteriza por proveer descripciones cuantitativas de variables naturales distribuidas en el espacio o en el tiempo y espacio. Su aplicación en un inicio ha estado centrada principalmente en las ciencias de la tierra, pero con el paso del tiempo su aplicación ha alcanzado diferentes campos de la ciencia, como ser la topografía, oceanografía, geofísica, agricultura, ciencias del suelo y medio-ambientales, entre otras.

Por consiguiente, Suarez-Burgoa [18] para mitigar las desventajas observadas en los métodos clásicos para la ejecución del ensayo con martillo Schmidt, propuso un método alternativo más sistemático empleando la geoestadística, como un primer intento para fusionar estas áreas del conocimiento. Con dicho fin, realizó una campaña de ensayos no-destructivos con el martillo de rebote Schmidt para rocas (tipo L) para estimar la variabilidad mecánica de una placa de sodalita (mármol sodalítico tipo Blue Sapo), de 0.05 m de espesor en un área cuadrada de 2 m de lado. La placa de sodalita fue escogida al azar de un lote de producción, con dimensiones mayores al área de análisis de 2 m de lado, como se puede apreciar en la Figura 1, y en su interior se dibujó una malla rectangular de 9 puntos por lado en ambas direcciones y espaciados a 0.2 m, obteniéndose así 81 puntos de ensayo dentro del área de la placa de sodalita. Finalmente, determinó la resistencia a compresión uniaxial (σ_{ci}) mediante la correlación empírica de Sachpazis [9] (Ecuación 1), aunque aclara que dicha correlación es para mármoles se puede asemejar al tipo de roca en análisis.

$$\sigma_{ci} = 4.294R - 67.516 \quad (1)$$

Con este estudio, Suarez-Burgoa [18] pudo determinar la variabilidad mecánica al interior del área sugerida, con lo que pudo observar una variación elevada en la resistencia a compresión uniaxial (σ_{ci}), demostrando de

esta manera que la resistencia obtenida es variable y no constante, como lo establecen los métodos clásicos. En consecuencia, su estudio surge como un método alternativo para estimar la variabilidad mecánica de placas de material rocoso y que pueda ser utilizado en procesos de control de calidad para revestimiento de pisos.



Figura 1: Placa de sodalita (mármol sodalítico tipo Blue Sapo) [18]

Dadas las ventajas de realizar un análisis variacional sobre la resistencia mecánica de placas de material rocoso, surge la necesidad de aplicar métodos de análisis geoestadísticos más rigurosos para poder validar el método propuesto por Suarez-Burgoa [18] y mejorar su aplicabilidad a toda la gama de placas de material rocoso que se disponen en el mercado para el revestimiento de pisos, obteniéndose así un método alternativo más sólido. Es con este propósito, que el presente estudio expone un análisis complementario basado en la geoestadística. Por lo tanto, se hizo un análisis exploratorio más detallado, tomando en cuenta la resistencia a compresión uniaxial (σ_{ci}), para poder analizar la existencia o no de tendencia en los datos y su distribución a través de un histograma de frecuencia; análisis de anisotropía a 0° , 30° , 60° , 90° , 120° y 150° , tomando como referencia el eje positivo "Y" y positivo en sentido horario; verificación del modelo geoestadístico a través de la comparación de modelos alternativos obtenidos a partir del método de mínimos cuadrados ordinarios, mínimos cuadrados ponderados y máxima verosimilitud para determinar el modelo más óptimo a través de una validación cruzada; verificación de la estructura espacial a través de la envolvente de permutaciones y bajo un modelo específico para validar la dependencia espacial; verificación del tamaño de muestra propuesto

por Suárez-Burgoa [18] a través de la simulación del campo aleatorio para validar la malla de relevamiento de datos; modelación de la distribución espacial de la resistencia mecánica a través de un modelo de señal para la predicción de valores por el método de krigado simple.

En este estudio complementario se utilizó el software libre R®v3.4.1 y los paquetes *ggplot2*, *geoR* y *RandomFields* para el análisis, simulación y modelación de la distribución espacial de la resistencia mecánica de la placa de roca.

2 Análisis geoestadístico

El análisis de la distribución espacial de la resistencia mecánica de la placa de roca se basó en un *modelo geoestadístico de señal* [19] y [20], descrito por la Ecuación (2).

$$Z(s) = S(s) + e(s) \quad (2)$$

Donde $Z(s)$ representa la variable aleatoria en la ubicación s , $S(s)$ representa el proceso de señal y $e(s)$ representa la medición del error.

2.1 Análisis exploratorio

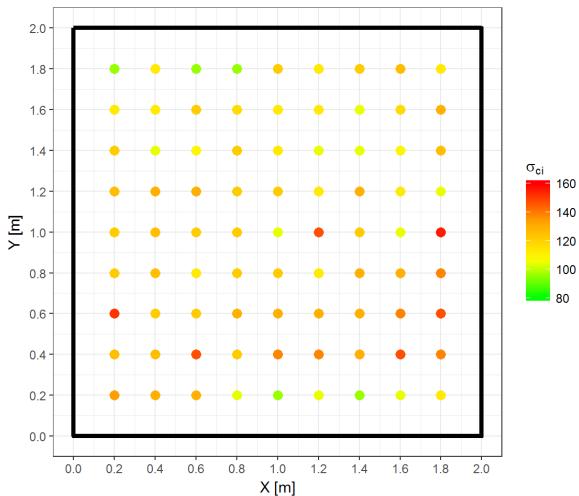
El análisis exploratorio se realizó con la finalidad de analizar la existencia o no de tendencia en los datos, tomando en cuenta la resistencia a compresión uniaxial (Ecuación 1), y también determinar algunos parámetros estadísticos, como la media (μ) y la varianza (σ^2).

En la Tabla 1 se resume el relevamiento de datos del ensayo con martillo Schmidt tipo L en la placa de sodalita. Los datos de muestreo tienen una media, $\mu = 120.94$, y una varianza, $\sigma^2 = 188.07$.

Del mismo modo, en la Figura 2 se emplaza la malla de relevamiento de datos y la respuesta medida en la placa de sodalita.

Tabla 1: Ensayo SHT-L

	X [m]	Y [m]	R_L	σ_{ci} [MPa]
Mínimo	0.20	0.20	38.00	95.66
1 ^{er} cuartil	0.60	0.60	42.00	112.83
Mediana	1.00	1.00	44.00	121.42
Media	1.00	1.00	43.89	120.94
3 ^{er} cuartil	1.40	1.40	46.00	130.01
Máximo	1.80	1.80	52.00	155.77

**Figura 2:** Ensayo SHT-L

Para determinar preliminarmente la existencia o no de tendencia en los datos de muestreo, se ha realizado un análisis en la dirección de los ejes “X” y “Y”, Figura 3(a) y Figura 3(b) respectivamente. Estas gráficas muestran la relación de la respuesta obtenida con los ejes analizados, con lo que se puede intuir alguna tendencia (línea azul) a lo largo de dichos ejes. Por lo tanto, se puede observar en la Figura 3(a) una mínima tendencia a lo largo del eje “X”, a diferencia de lo observado en la Figura 3(b) donde existe una tendencia poco más notoria, pero aún pequeña. Este hecho también puede ser observado a través del histograma de frecuencia, Figura 3(c), puesto que se aproxima a una distribución normal.

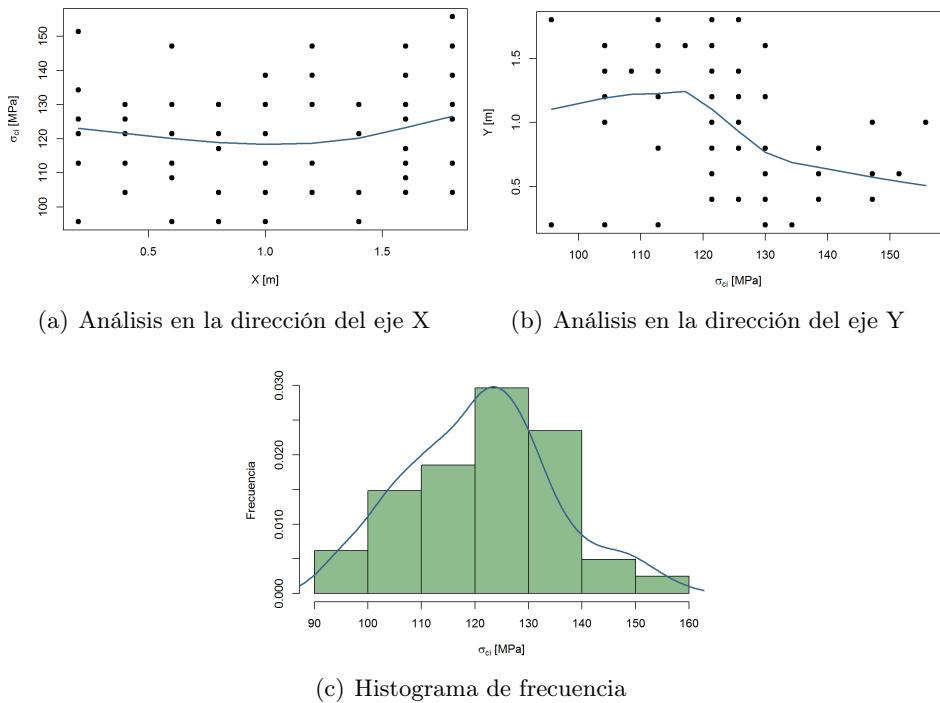


Figura 3: Análisis exploratorio

2.2 Análisis de anisotropía

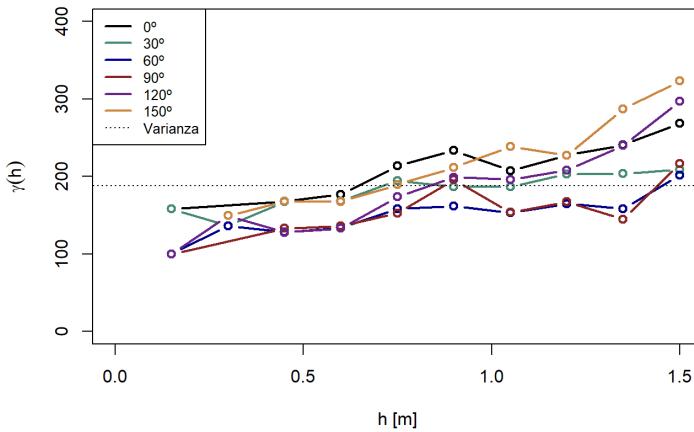
El análisis de anisotropía se realizó con la finalidad de determinar direcciones preferenciales de continuidad en el espacio de la variable regionalizada. Por tanto, su estimación depende principalmente de la dirección de los semivariogramas, ya que está en función de la correlación entre los datos.

Las direcciones de los semivariogramas fueron fijadas a 0° , 30° , 60° , 90° , 120° y 150° , tomando como referencia el eje positivo “Y” y positivo en sentido horario [21], [22] y [23]. Asimismo, se asumió un modelo Matérn para ajustar cada semivariograma direccional por el método de máxima verosimilitud (Figura 4).

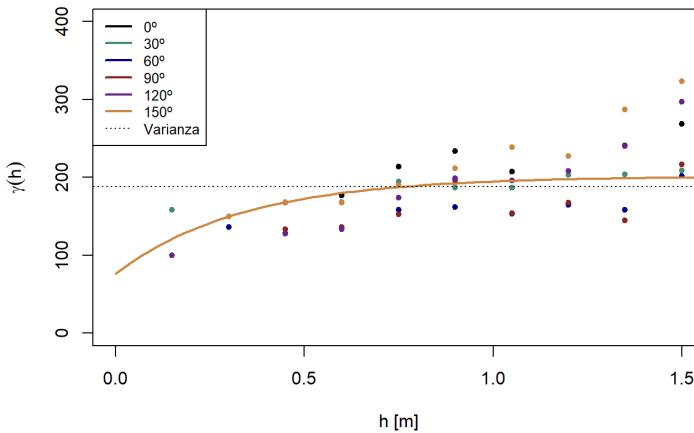
En la Figura 4(a) se puede observar que los semivariogramas direccionales se encuentran muy próximos entre sí, con lo que se puede intuir una

posible isotropía del modelo geoestadístico.

En la Figura 4(b) y Tabla 2 se puede observar que los semivariogramas direccionales ajustados se sobreponen, por lo tanto, el modelo geoestadístico puede considerarse isótropo. Cabe resaltar que este resultado es opuesto al obtenido por Suarez-Burgoa [18].



(a) Semivariogramas direccionales



(b) Semivariogramas direccionales ajustados

Figura 4: Análisis de anisotropía

Tabla 2: Parámetros de los semivariogramas direccionales ajustados

Método	Dirección	κ	ϕ	μ	σ^2	nugget	h
Máx. verosimilitud	0°	0.50	0.34	120.00	124.88	76.31	1.01
Máx. verosimilitud	30°	0.50	0.34	120.00	124.88	76.31	1.01
Máx. verosimilitud	60°	0.50	0.34	120.00	124.88	76.31	1.01
Máx. verosimilitud	90°	0.50	0.34	120.00	124.88	76.31	1.01
Máx. verosimilitud	120°	0.50	0.34	120.00	124.88	76.31	1.01
Máx. verosimilitud	150°	0.50	0.34	120.00	124.88	76.31	1.01

En la Tabla 2 se detallan los parámetros de los semivariogramas direccionales ajustados a modelos Matérn por máxima verosimilitud, siendo κ , ϕ y *nugget* coeficientes de forma, μ la media, σ^2 la meseta y h el rango práctico.

Para casos de estudio donde el modelo geoestadístico sea anisótropo se recomienda reportar los semivariogramas direccionales ajustados en un gráfico de rosa de los vientos. Esto con el objetivo de identificar de forma más clara las direcciones preferenciales.

2.3 Verificación del modelo asumido

Para verificar si el modelo Matérn por máxima verosimilitud asumido es el más óptimo, se hizo una comparación entre modelos a partir del método de mínimos cuadrados ordinarios, mínimos cuadrados ponderados y máxima verosimilitud por medio de una validación cruzada.

La Tabla 3 y Figura 5 exponen los modelos Matérn obtenidos por los métodos en análisis, tanto en forma paramétrica como visual.

Tabla 3: Comparación de modelos Matérn

Método	κ	ϕ	μ	σ^2	nugget	h
Mínimos cuadrados ordinarios	1.00	3.07	120.94	648.66	131.71	12.30
Mínimos cuadrados ponderados	1.00	1.56	120.94	259.40	129.80	6.23
Máxima verosimilitud	0.50	0.34	119.99	124.88	76.31	1.01

En la Tabla 3 los parámetros κ , ϕ y *nugget* son coeficientes de forma, μ la media, σ^2 la meseta y h el rango práctico.

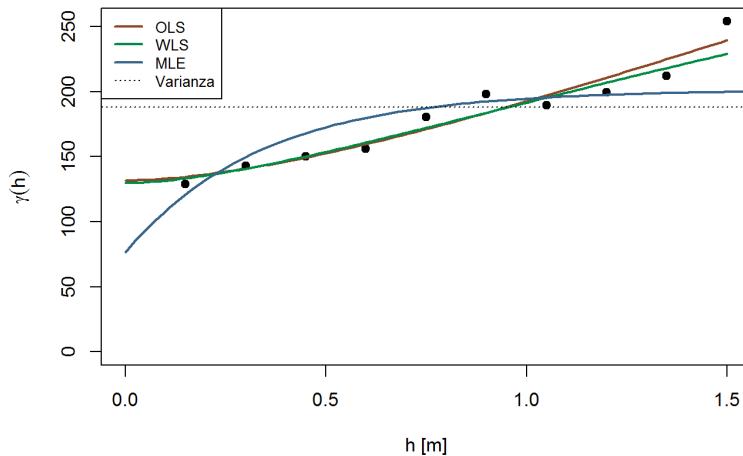


Figura 5: Comparación de modelos Matérn

En la Figura 6 y Tabla 4 se puede observar que el modelo Matérn más óptimo es aquel obtenido por el método de máxima verosimilitud ya que presenta la menor desviación estándar de errores ($\sigma_{std.error}$) entre los tres métodos considerados. Por lo tanto, el modelo asumido queda verificado.

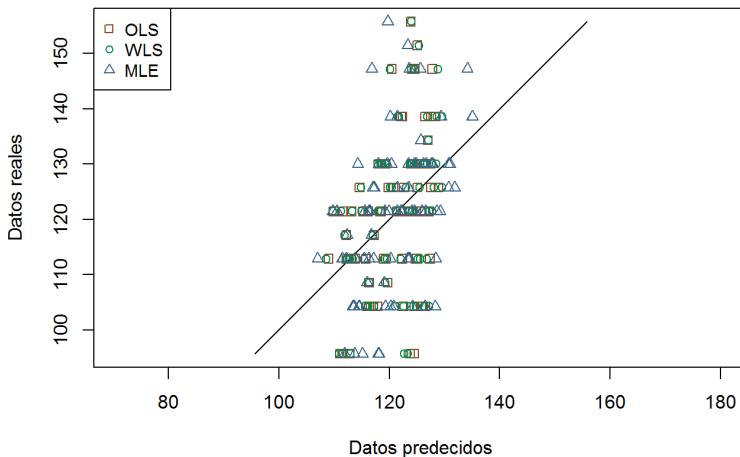


Figura 6: Validación cruzada

Tabla 4: Validación cruzada

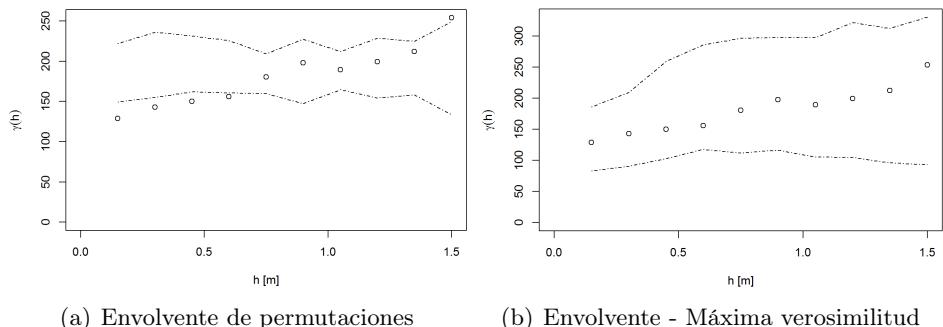
Método	μ_{error}	σ_{error}	$\mu_{std.error}$	$\sigma_{std.error}$
Mínimos cuadrados ordinarios	-0.0328	12.5952	-0.0013	1.0440
Mínimos cuadrados ponderados	-0.0366	12.4726	-0.0015	1.0327
Máxima verosimilitud	-0.0538	12.2578	-0.0022	1.0109

Cabe resaltar, que los tres métodos analizados son potencialmente elegibles dada la pequeña diferencia en la desviación estándar de errores ($\sigma_{std.error}$) entre ellos, sin embargo se decidió optar por el método de máxima verosimilitud porque la meseta (σ^2) se aproxima mejor a la varianza de los datos muestrados (línea punteada) y numéricamente tiene el mejor ajuste.

2.4 Verificación de la estructura espacial

Para verificar la existencia de estructura espacial, se ha realizado un análisis a través de la envolvente de permutaciones y la envolvente bajo el modelo por máxima verosimilitud [21].

En la Figura 7(a) se puede observar que la primera parte del semivariograma se encuentra fuera de la envolvente y en la Figura 7(b) todo el semivariograma se encuentra dentro de la envolvente. Con lo que se verifica que existe dependencia espacial.

**Figura 7:** Envoltorios

Cabe destacar, que la diferencia en los rangos de las envolventes de la Figura 7 se debe a que la envolvente de permutaciones está construida bajo la asunción de que no existe correlación espacial mientras que la envolvente por máxima verosimilitud está construida a partir de los parámetros del modelo teórico mostrando la variabilidad del semivariograma empírico. Por lo tanto, se recomienda la aplicación de estos dos criterios para la evaluación de la dependencia espacial.

2.5 Verificación del tamaño de muestra

Para verificar el tamaño de muestra propuesto por Suarez-Burgoa [18] para el relevamiento de datos, se realizó una simulación del campo aleatorio del modelo geoestadístico asumido entre 10 y 80 puntos de la malla propuesta, con el cual se obtuvo la curva de potencia y se determinó el tamaño de muestra mínimo (Figura 8).

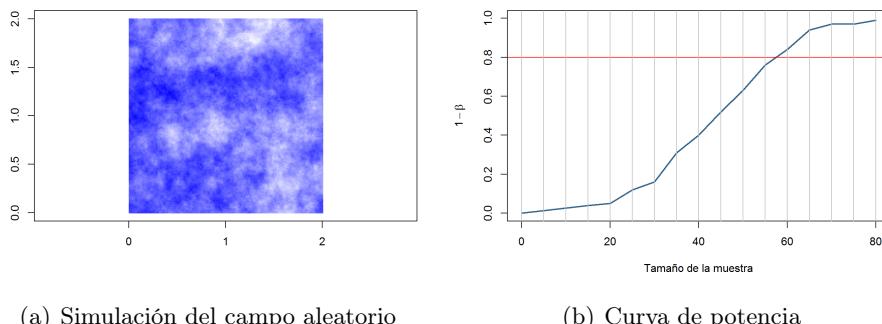


Figura 8: Tamaño de muestra

En la Figura 8(b) se puede observar que el tamaño de muestra mínimo es de 60 puntos aproximadamente. Por lo tanto, se valida la malla propuesta por Suarez-Burgoa [18] para el relevamiento de datos con el martillo Schmidt-L, puesto que se relevaron 81 puntos.

2.6 Mapa de la distribución espacial de la resistencia mecánica

Para la construcción del mapa de la distribución espacial de la resistencia mecánica de la placa de sodalita, se consideró el método de krigado simple tomando en cuenta el *modelo de señal* (Ecuación 2).

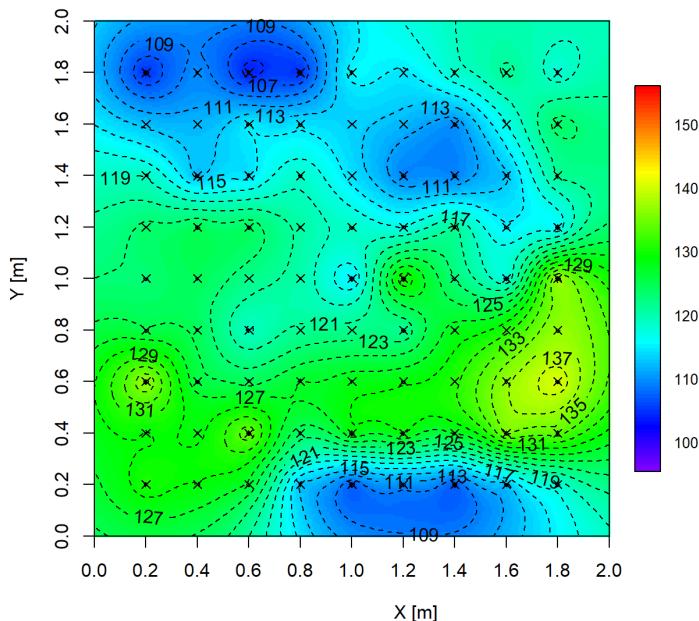


Figura 9: Distribución espacial de la resistencia mecánica

3 Conclusiones

Con este estudio se confirma que la variabilidad mecánica de la placa de sodalita es elevada, puesto que se encuentra en un rango entre 95.66 MPa y 155.77 MPa. Este hecho es un indicador contrastante respecto de los métodos clásicos, ya que indican que el muestreo debe realizarse alrededor de un punto aleatorio y en ciertos sectores de la placa de roca, asumiendo de esta manera una resistencia global y generando la incertidumbre de que la medición se haya realizado en zonas débiles o fuertes, con lo que se obtendrían falsas estimaciones de su resistencia.

También, se comprueba que la placa de sodalita cumple los requisitos de resistencia para disponerla como revestimiento de piso, puesto que la resistencia mínima obtenida fue de 95.66 MPa. Por lo tanto, se puede aprobar el lote de producción de la misma.

Con todos los pasos descritos en este estudio, basados principalmente en la geoestadística, se puede extraer este método alternativo, propuesto por Suarez-Burgoa [18], a toda la gama de placas de material rocoso disponibles en el mercado para el revestimiento de pisos.

Este método alternativo sólo puede ser aplicado a placas de material rocoso destinados al revestimiento de pisos, debido a que las solicitudes para otros usos, como mesones, requieren un estudio complementario para determinar su resistencia a corte y flexión.

Finalmente, se recomienda determinar si existe algún grado de fisuramiento y su efecto en la resistencia, que se haya podido suscitar en el relevamiento de datos por medio del martillo Schmidt-L.

Asimismo, realizar un estudio comparativo considerando correlaciones más actualizadas que se adecúen al tipo de roca en análisis para mejorar la estimación de la variabilidad de la resistencia mecánica de la placa de sodalita.

Agradecimientos

Los autores agradecen a la Universidad Nacional de Colombia por el uso de sus instalaciones, licencias y herramientas de análisis.

Referencias

- [1] E. R. Aufmuth, “A systematic determination of engineering criteria for rocks,” *Bulletin of the Association of Engineering Geologists*, no. 11, pp. 235–245, 1973. 102
- [2] P. R. Shorey, D. Barat, M. N. Das, K. P. Mukherjee, and B. Singh, “Schmidt hammer rebound data for estimation of large scale in-situ coal strength,” *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences*, no. 21, pp. 39–42, 1984. 102

- [3] K. Y. Haramy and M. J. DeMarco, “Use of Schmidt hammer for rock and coal testing,” in *Proceedings of the 26th U.S. Symposium on Rock Mechanics*, E. Ashworth, Ed., South Dakota School of Mines and Technology. Rapid City, SD: Balkema Rotterdam, 1985, pp. 549–555. 102
- [4] A. K. Ghose and S. Chakraborti, “Empirical strength indices of Indian coals: An investigation,” in *Proceedings of the 27th U.S. Symposium on Rock Mechanics: Key to energy production*, H. Hartman, Ed., University of Alabama. H.L. Hartman: Balkema Rotterdam, 1986, pp. 59–61. 102
- [5] O. Katz, Z. Reches, and J. C. Roegiers, “Evaluation of mechanical rock properties using a Schmidt hammer,” *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences*, no. 37, pp. 723–728, 2000. 102
- [6] I. S. Buyuksagis and R. M. Göktan, “The effect of Schmidt hammer type on uniaxial compressive strength prediction of rock,” *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences*, no. 44, pp. 299–307, 2007. 102
- [7] R. N. Singh, F. P. Hassani, and P. A. S. Elkington, “The application of strength and deformation index testing to the stability assessment of coal measures excavations,” in *Proceedings of the 24th U.S. Symposium on Rock Mechanics: Rock Mechanics Theory, Experiment, Practice*, C. Mathewson, Ed., Association of Environmental and Engineering Geologists. College Station, Texas: Texas A&M University Press, 1983, pp. 599–609. 102
- [8] J. E. O’Rourke, “Rock index properties for geo-engineering in underground development,” *Mining Engineering*, pp. 106–110, 1989. 102
- [9] C. I. Sachpazis, “Correlating Schmidt hardness with compressive strength and Young’s modulus of carbonate rocks,” *Bulletin of the International Association of Engineering Geology*, no. 42, pp. 75–83, 1990. 102, 103
- [10] S. Xu, P. Grasso, and M. A. Mahtab, “Use of Schmid hammer for estimating mechanical properties of weak rock,” in *Proceedings of the 6th International Association for Engineering Geology Congress*, D. Price, Ed., International Association for Engineering Geology. Amsterdam, Netherlands: Balkema Rotterdam, 1990, pp. 511–519. 102
- [11] G. Aggistalis, A. Alivizatos, D. Stamoulis, and G. Stournaras, “Correlating uniaxial compressive strength with Schmidt hammer rebound number, point load index, Young’s modulus, and mineralogy of gabbros and basalts (Northern Greece),” *Bulletin of the Association of Engineering Geologists*, no. 54, pp. 3–11, 1996. 102

- [12] I. Dincer, A. Acar, I. Cobanoglu, and Y. Uras, “Correlation between Schmidt hardness uniaxial compressive strength and Young’s modulus for andesites-basalts and tuffs,” *Bulletin of Engineering Geology and the Environment*, no. 63, pp. 141–148, 2004. 102
- [13] ISRM, “Suggested methods for the quantitative description of discontinuities in rock masses,” *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences*, vol. 6, no. 15, pp. 319–368, 1978. 102
- [14] U. S. Bureau of Reclamation, *Engineering Geology field manual: Field index tests*, 1st ed. U.S. Bureau of Reclamation & U.S. Department of Interior, 1998. 102
- [15] ASTM D5873-05, “Test method for determination of rock hardness by rebound hammer method,” ASTM International, Philadelphia, Technical report, 2005. 102
- [16] V. Hucka, “A rapid method for determining the strength of rocks in situ,” *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences*, no. 2, pp. 127–134, 1965. 102
- [17] R. M. Göktan and C. A. Ayday, “Suggested improvement to the Schmidt rebound hardness ISRM suggested method with particular reference to rock machineability,” *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences*, no. 30, pp. 321–322, 1993. 102
- [18] L. O. Suarez-Burgoa, “Estimación de la variabilidad mecánica de placas de roca por ensayos no-destructivos,” *Ingeniería y Ciencia*, vol. 7, no. 14, pp. 11–36, 2011. 103, 104, 105, 108, 112, 114
- [19] N. A. C. Cressie, *Statistics for spatial data*. John Wiley and Sons, 1993. 105
- [20] O. Schabenberger and F. J. Pierce, *Contemporary statistical models for the plant and soil sciences*. CRC Press, 2001. 105
- [21] P. Diggle and P. J. Ribeiro, *Model-based geostatistics*. Springer New York, 2007. 107, 111
- [22] J.-P. Chiles and P. Delfiner, *Geostatistics: Modeling spatial uncertainty*. John Wiley and Sons, 1999. 107
- [23] X. Emery, *Geoestadística*. Universidad de Chile, 2013. 107