



UNIVERSIDAD TÉCNICA  
FEDERICO SANTA MARÍA

Departamento de Obras Civiles

**CORRELACIONES ESPACIALES DE MEDIDAS DE  
INTENSIDAD EN LA SERIE SÍSMICA DEL TERREMOTO DE  
RIDGECREST 2019**

Memoria de Título presentada por

**Alberto Ismael Abrigo Ponce**

como requisito parcial para optar al título de la carrera de

**Ingeniería Civil y Magister en Ciencias de la Ingeniería Civil**

Profesor Guía  
Cristian Cruz Doggenweiler

OCTUBRE, 2025



## CONSTANCIA DE VALIDACIÓN Y CONFIDENCIALIDAD DE MONOGRAFÍA A REPOSITORIO ACADÉMICO

### 1.- IDENTIFICACIÓN DEL TRABAJO ACADÉMICO

Tipo de monografía (marcar una opción):  Memoria o trabajo de título  Tesis de Postgrado

Título del trabajo: **CORRELACIONES ESPACIALES DE MEDIDAS DE INTENSIDAD EN LA SERIE SÍSMICA DEL TERREMOTO DE RIDGECREST 2019**

Nombre del candidato(a): Alberto Ismael Abrigo Ponce

Carrera / Grado: Ingeniería Civil / Con grado de Magister en ciencias de la ingeniería civil

Campus: San Joaquín Departamento: Obras Civiles

### 2.- VALIDACIÓN DEL PROFESOR GUÍA/DIRECTOR DE TESIS

Yo, Cristian Cruz Doggenweiler, en mi calidad de profesor(a) guía/director(a) del trabajo académico mencionado anteriormente **DEJO CONSTANCIA** que:

- He revisado esta versión del documento y corresponde a la versión final aprobada del trabajo.
- El trabajo cumple con los requisitos académicos y de formato establecidos por la institución.

### 3.- EVALUACIÓN DE CONFIDENCIALIDAD POR PROPIEDAD INDUSTRIAL (marcar una opción)

El trabajo **NO contiene** información que amerite confidencialidad y puede ser publicado de inmediato en repositorio con acceso abierto.

El trabajo **CONTIENE** información con potenciales implicancias de propiedad industrial o intelectual y requiere un periodo de confidencialidad (**embargo**) por (**marcar una opción**):

6 meses  12 meses  2 años  3 años  5 años  10 años

Fundamentación de la necesidad de confidencialidad (obligatorio si se solicita embargo):

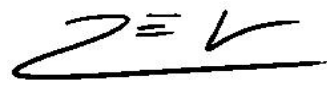
---

---

---

### 4.- FIRMAS

Profesor(a) guía o director(a) de memoria o tesis:

Fecha: 18/12/2025 Firma: 

Estudiante o Candidato(a):

Fecha: 18/12/2025 Firma:  Abrigo, Alberto

*Este formulario debe ser insertado como página 2 de la memoria o tesis, completado y firmado por estudiante y profesor(a) antes de la entrega en portal PRISMA de Biblioteca USM.*



UNIVERSIDAD TECNICA  
FEDERICO SANTA MARIA

TÍTULO DE LA TESIS:

**CORRELACIONES ESPACIALES DE MEDIDAS DE INTENSIDAD EN LA SERIE SÍSMICA DEL TERREMOTO DE RIDGE-CREST, CALIFORNIA, DE 2019**

AUTOR:

**Alberto Ismael Abrigo Ponce**

TRABAJO DE MEMORIA, presentado como requisito parcial para optar al título de la carrera de INGENIERÍA CIVIL con grado de MAGISTER EN CIENCIAS DE LA INGENIERIA CIVIL de la Universidad Técnica Federico Santa María.

Nombre

Firma

Profesor Guía                      Cristian Cruz Doggenweiler                      .....

Profesor Co-Guía                      Pablo Heresi Venegas                      .....

Miembro 2 Comisión                      .....                      .....

Santiago, Chile, Octubre 2025

# CORRELACIONES ESPACIALES DE MEDIDAS DE INTENSIDAD EN LA SERIE SÍSMICA DEL TERREMOTO DE RIDGECREST, CALIFORNIA, DE 2019

Alberto Abrigo Ponce<sup>1</sup>, Pablo Heresi Venegas<sup>2</sup>, Cristian Cruz Doggenweiler<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Departamento de Obras Civiles, Universidad Técnica Federico Santa María, Santiago, Chile.

<sup>2</sup> Departamen de Ingenieria Civil, Universidad de Chile, Santiago, Chile.

## Resumen

En las evaluaciones de riesgo sísmico, es fundamental emplear las correlaciones espaciales para analizar los parámetros del movimiento del suelo en múltiples puntos durante un terremoto. La serie sísmica de 131 eventos bien registrados del terremoto de Ridgecrest ofrece una oportunidad para llevar a cabo un estudio detallado de las correlaciones espaciales en las medidas de intensidad del suelo en la región afectada. En este artículo se proponen valores para los parámetros  $\alpha(T)$  y  $\beta(T)$  del modelo de correlación espacial no lineal desarrollado por Heresi y Miranda (2019), considerando periodos de vibración desde la aceleración máxima del suelo (PGA) hasta el espectro de aceleración  $S_a(T=10s)$ . Este modelo ha sido aplicado específicamente a terremotos de tipo “strike-slip” en la región de California. Los resultados obtenidos se comparan con estudios previos, particularmente con el trabajo de Heresi y Miranda (2019) mediante un test t de Welch para evaluar si existen diferencias significativas entre los valores propuestos y los valores de referencia. El análisis muestra que, para la mayoría de los períodos evaluados, el valor p fue inferior a 0.05, indicando diferencias estadísticamente significativas, con excepción de  $T = 2$  s y  $T = 3$  s, donde no se detectaron diferencias estadísticamente significativas. Finalmente, se explora la posible relación entre los parámetros del ajuste no lineal y la magnitud del terremoto, concluyendo que no se observa una correlación significativa entre ellos. *Palabras Claves:* Correlación Espacial, Medida de Intensidad del Suelo, Amenaza Sísmica, Terremoto de Ridgecrest 2019

## Abstract

In seismic risk assessments, it is essential to use spatial correlations to analyze ground motion parameters at multiple locations during an earthquake. The seismic sequence of 131 well-recorded events from the Ridgecrest earthquake offers an opportunity to conduct a detailed study of spatial correlations in ground motion intensity measures in the affected region. This thesis proposes values for the parameters  $\alpha(T)$  and  $\beta(T)$  of the nonlinear spatial correlation model developed by Heresi y Miranda (2019), considering vibration periods ranging from peak ground acceleration (PGA) to the acceleration response spectrum  $S_a(T=10s)$ . This model has been specifically applied to strike-slip earthquakes in the California region. The results obtained are compared with previous studies, particularly with the work of Heresi y Miranda (2019), using a Welch’s t-test to evaluate whether significant differences exist between the proposed values and the reference values. The analysis shows that, for the majority of the evaluated periods, the p-value was below 0.05, indicating statistically significant differences, except for  $T = 2$  s and  $T = 3$  s, where no statistically significant differences were detected. Finally, the potential relationship between the nonlinear model parameters and the

earthquake magnitude is explored, concluding that no significant correlation is observed between them.

*Keywords:* Spatial Correlation, Ground-motion intensity measure, Seismic hazard, Ridgecrest 2019 earthquake

## 1. Introducción

Los terremotos generan movimientos del suelo que pueden abarcar áreas de hasta cientos de kilómetros (Aldea et al., 2022), lo cual representa un riesgo para cientos o incluso miles de estructuras en la región afectada. La amplitud de este movimiento varía espacialmente debido a factores como el tipo de suelo y la distribución de la velocidad de ruptura en la fuente sísmica (Boore & Atkinson, 2008), lo que hace necesario estimar la intensidad en múltiples ubicaciones. En general, estas estimaciones se realizan mediante modelos de movimiento del suelo (GMMs), los cuales proporcionan la mediana y la dispersión de la intensidad. Sin embargo, estos modelos no consideran la correlación espacial de los residuales entre las medidas de intensidad (IM) del movimiento del suelo, ni la posible dependencia entre distintos terremotos.

Desde inicios de este siglo, se han realizado diferentes investigaciones sobre las correlaciones espaciales de las medidas de intensidad del suelo, las cuales se han implementado en las evaluaciones de riesgo sísmico. El primero en profundizar en las correlaciones espaciales fue Boore et al. (2003), quien plantea la variabilidad de las intensidades entre sitios para un mismo evento y calcula correlaciones espaciales para la aceleración máxima del suelo (PGA). Goda y Hong (2008) propone un nuevo modelo para el cálculo de correlaciones espaciales para los terremotos de Northridge y Chi-Chi. Luego, Jayaram y Baker (2009) se suman al estudio de correlaciones espaciales en el mismo lugar, introduciendo además el concepto de que existe una serie de factores que afectan la correlación espacial y el modelo a utilizar. Goda y Atkinson (2009) estima correlaciones espaciales para la zona de Japón y plantea una modificación al modelo de Goda y Hong (2008). En estas investigaciones, Goda y Atkinson (2010) propone valores para los parámetros del modelo que se ajustan a las estaciones de SK-net, K-NET y KIN-net; en este punto, ya se calculan correlaciones espaciales para distintos períodos de vibración. Sokolov y Wenzel (2013) realiza una exhaustiva revisión de la literatura, estudiando los avances y los diferentes modelos realizados hasta el momento, y concluye con los principales avances que se esperan en el futuro. Loth y Baker (2013) propusieron un modelo de correogionalización lineal para representar correlaciones espaciales cruzadas entre distintos períodos espectrales, aunque su implementación resulta computacionalmente exigente debido al ajuste de múltiples semivariogramas cruzados. Para abordar esta limitación, Markhvida et al. (2018) introdujeron una alternativa basada en análisis de componentes principales aplicado a los residuales espectrales, lo que permite representar la mayor parte de la variabilidad con un número reducido de componentes no correlacionados, reduciendo así significativamente el tiempo de simulación sin comprometer la fidelidad estadística del modelo. Heresi y Miranda (2019) no solo estiman la correlación espacial intraevento para un conjunto de 39 eventos, sino que además identifican una alta variabilidad en los parámetros del modelo entre distintos eventos. Con el objetivo de incorporar esta incertidumbre en futuras simulaciones sísmicas regionales, proponen un enfoque basado en simulaciones de Monte Carlo, en el cual los parámetros de la correlación espacial se modelan como variables aleatorias. Y. Chen et al. (2021) y Aldea et al. (2022) estudian las correlaciones espaciales no estacionarias para Nueva Zelanda y Chile, respectivamente. Los estudios más recientes son los realizados por Shao et al. (2023) y Wen et al. (2024); el primero estima las correlaciones espaciales para los dos registros

más importantes del terremoto de Kahramanmaraş, proponiendo un nuevo modelo para la región de Turquía, y el segundo recopila los cinco eventos más importantes en los últimos cuatro años en la región de California para proponer un modelo para estimar correlaciones espaciales. La mayoría de los estudios mencionados estima las correlaciones espaciales asumiendo estacionariedad, lo cual ha sido necesario debido a que solo unos pocos eventos han sido registrados por un número y densidad suficientes de instrumentos de movimiento del suelo.

La noche del 5 de julio de 2019, a las 20:19 (PST), un potente terremoto de magnitud 7.1 sacudió el este de California, al suroeste del Valle de Searles. Este sismo, resultado del deslizamiento lateral de la corteza superior de la placa de Norteamérica, se localizó aproximadamente a 150 kilómetros al noreste de la falla de San Andrés, principal límite tectónico de la región (Yue et al., 2021). Este evento se produjo tan solo 34 horas después de un terremoto previo de magnitud 6.4, registrado el 4 de julio a las 10:34 hora local (PST) . Ambos sismos se enmarcan dentro de una serie sísmica que tuvo lugar en la zona de cizalla del este de California (K. Chen et al., 2020), una región caracterizada por una alta densidad de fallas asociadas al movimiento relativo entre las placas del Pacífico y de Norteamérica. Históricamente, esta zona ha experimentado numerosos terremotos de moderada intensidad (Dokka & Travis, 1990). En los últimos 40 años, con anterioridad al sismo del 4 de julio, se registraron otros ocho terremotos de magnitud superior a 5 en un radio de 50 kilómetros del epicentro del evento principal. El mayor de estos sismos, de magnitud 5.8, ocurrió el 20 de septiembre de 1995. Los efectos del terremoto de magnitud 7.1 se sintieron intensamente en el área de China Lake y Ridgecrest, y se extendieron a una amplia región, desde Los Ángeles hasta Las Vegas. Este evento se posiciona como uno de los más fuertes registrados en California desde el terremoto de Hector Mine en 1999, también de magnitud 7.1 (Wang et al., 2020).

En este contexto, la presente tesis busca evaluar cuantitativamente las correlaciones espaciales para la serie sísmica del terremoto de Ridgecrest. En particular, se busca presentar un modelo de correlaciones espaciales para la aceleración máxima del suelo (PGA) y la aceleración espectral en diferentes períodos de vibración en la zona de California. Para esto, se estiman las correlaciones espaciales empíricas entre estaciones agrupadas de acuerdo con su distancia de separación y, luego, se ajusta mediante un modelo de correlación espacial exponencial para su uso general. Con el modelo planteado, se procede a realizar comparaciones con estudios anteriores, centrándose especialmente en el modelo planteado por Heresi y Miranda (2019), incluyendo una prueba estadística (Welch t-test) con el fin de identificar diferencias estadísticas entre los modelos. Finalmente, se estudia la influencia de la magnitud del evento en la correlación espacial.

## **2. Marco Teorico**

### **2.1. Terremoto de Ridgecrest y Base de Datos**

La región de California es conocida por su alta actividad sísmica debido a la constante interacción entre la placa tectónica del Pacífico y la placa tectónica de América del Norte (Filippitzi et al., 2021). Este movimiento relativo origina un complejo sistema de fallas, siendo la más destacada la falla de San Andrés, que se extiende a lo largo de todo el estado. Comprender los procesos sísmicos en esta área es fundamental, dada su relevancia para la costa oeste de Estados Unidos y el potencial impacto en las zonas urbanas densamente pobladas.

Dentro de esta región tectónicamente activa, la ciudad de Ridgecrest, ubicada en el este de California, se encuentra cerca de la Zona de Cizalla del Este de California (ECSZ). La ECSZ es una franja de aproximadamente 100 km de ancho que acomoda una acumulación de tensiones relativamente alta en comparación con las tensiones corticales de fondo. Esta zona se caracteriza por una alta densidad de eventos sísmicos, producto del deslizamiento entre las placas tectónicas mencionadas (Savage et al., 2001). En los últimos 40 años, esta área ha sido testigo de al menos ocho terremotos con magnitudes mayores a Mw 5, lo que subraya su importancia para estudios sísmicos y la necesidad de un monitoreo constante.

El 4 de julio de 2019, a las 10:34 (PST), ocurrió un sismo precursor (foreshock) en el sureste de California, con una magnitud de Mw 6.4 y un epicentro situado a 18.2 km al noreste de Ridgecrest. Estudios posteriores identificaron que este sismo fue provocado por una falla de tipo deslizamiento lateral izquierdo (left-lateral slip) (Thompson Jobe et al., 2020). Aproximadamente 34 horas después, el 5 de julio a las 20:19 (PST), se registró el evento más significativo de esta serie sísmica, con una magnitud de Mw 7.1 y un epicentro a 17.6 km al noreste de Ridgecrest. Este evento fue uno de los más fuertes registrados en California desde el terremoto de Hector Mine en 1999, también de magnitud Mw 7.1. A diferencia del primer evento, el segundo sismo fue atribuido a una falla de tipo deslizamiento lateral derecho (right-lateral slip).

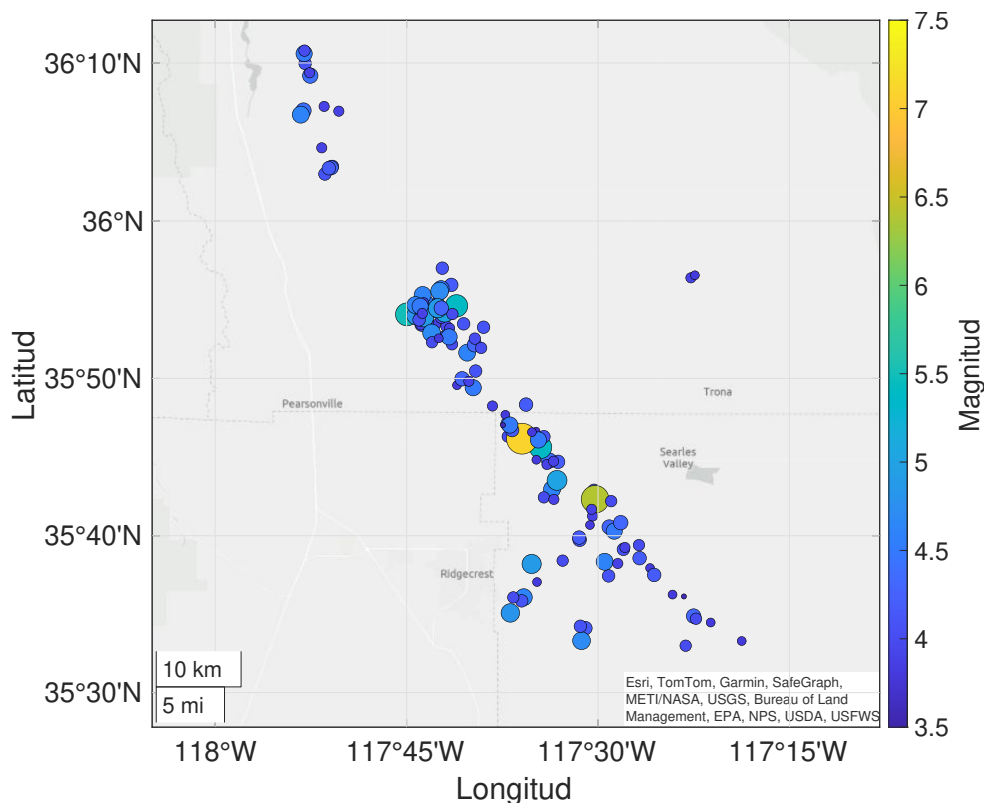


Figura 1: Ubicación geográfica de los 131 eventos recopilados por el CESMD para la secuencia sísmica de Ridgecrest (2019). El color y el tamaño de los círculos indican la magnitud de cada evento, según la escala de colores mostrada a la derecha.

La secuencia sísmica de Ridgecrest de 2019 no solo es significativa por su magnitud, sino también por la cantidad de datos que ha proporcionado para el análisis sísmico. En este estudio se utilizó la base de datos de movimientos del suelo del terremoto de Ridgecrest, compilada por el Center for Engineering Strong Motion Data (CESMD), que incluye 131 (Rekoske et al., 2020) eventos producidos por fallas de tipo deslizamiento lateral (strike-slip) medidos en una sola dirección independiente RotD50. Estos eventos ocurrieron entre el 4 de julio y el 18 de octubre de 2019, con magnitudes de momento ( $M_w$ ) entre 3.6 y 7.1, incluyendo el sismo principal y su precursor (Rekoske et al., 2020). Esta caracterización ha sido adoptada en diversos estudios recientes que analizan patrones espaciales en la secuencia, como el de Liu, Macedo y Kuehn (2023), lo que refuerza su validez para el presente análisis. La distribución geográfica, junto con la magnitud de estos eventos, se muestra en la Figura 1, mientras que la Figura 2 ilustra, mediante un histograma, el número de eventos registrados para cada magnitud  $M_w$ .

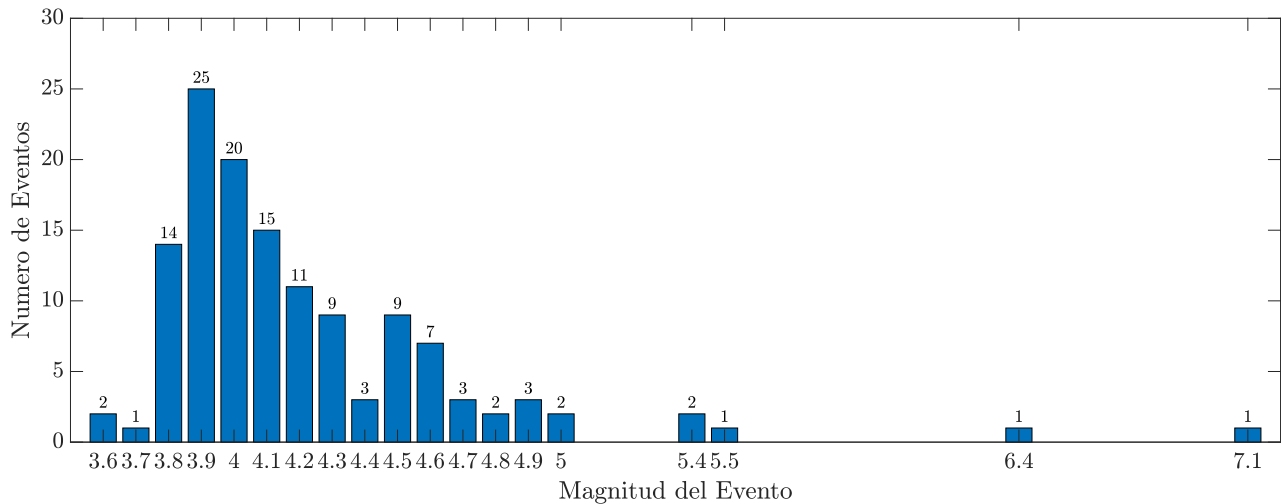


Figura 2: Histograma con el número de eventos por magnitud para los datos recopilados por el CESMD.

En este contexto, el estado de California cuenta con una amplia red de estaciones de movimiento del suelo, lo que permite un monitoreo sísmico detallado y preciso. Estas estaciones están operadas por diversas organizaciones, incluyendo el U.S. Geological Survey National Strong Motion Project (USGS - NSMP), California Geological Survey Strong Motion Instrumentation Program (CGS - CS-MIP), Northern California Seismic Network (NCSN), Southern California Seismic Network (SCSN) y Berkeley Digital Seismic Network (BDSN). Durante el terremoto de magnitud  $M_w$  7.1, un total de 767 estaciones registraron el sismo (Figura 3a). En el caso del terremoto de magnitud  $M_w$  6.4, hubo un total de 684 estaciones que lo registraron (Figura 3b). La densa distribución y alta calidad de los datos proporcionados por estas estaciones son fundamentales para el análisis de las correlaciones espaciales del movimiento del suelo, dado que la confiabilidad de estas depende del número de estaciones que registran cada terremoto. Esto ha hecho que investigaciones recientes como la de Liu, Macedo y Kottke (2023) hayan utilizado esta base de datos.

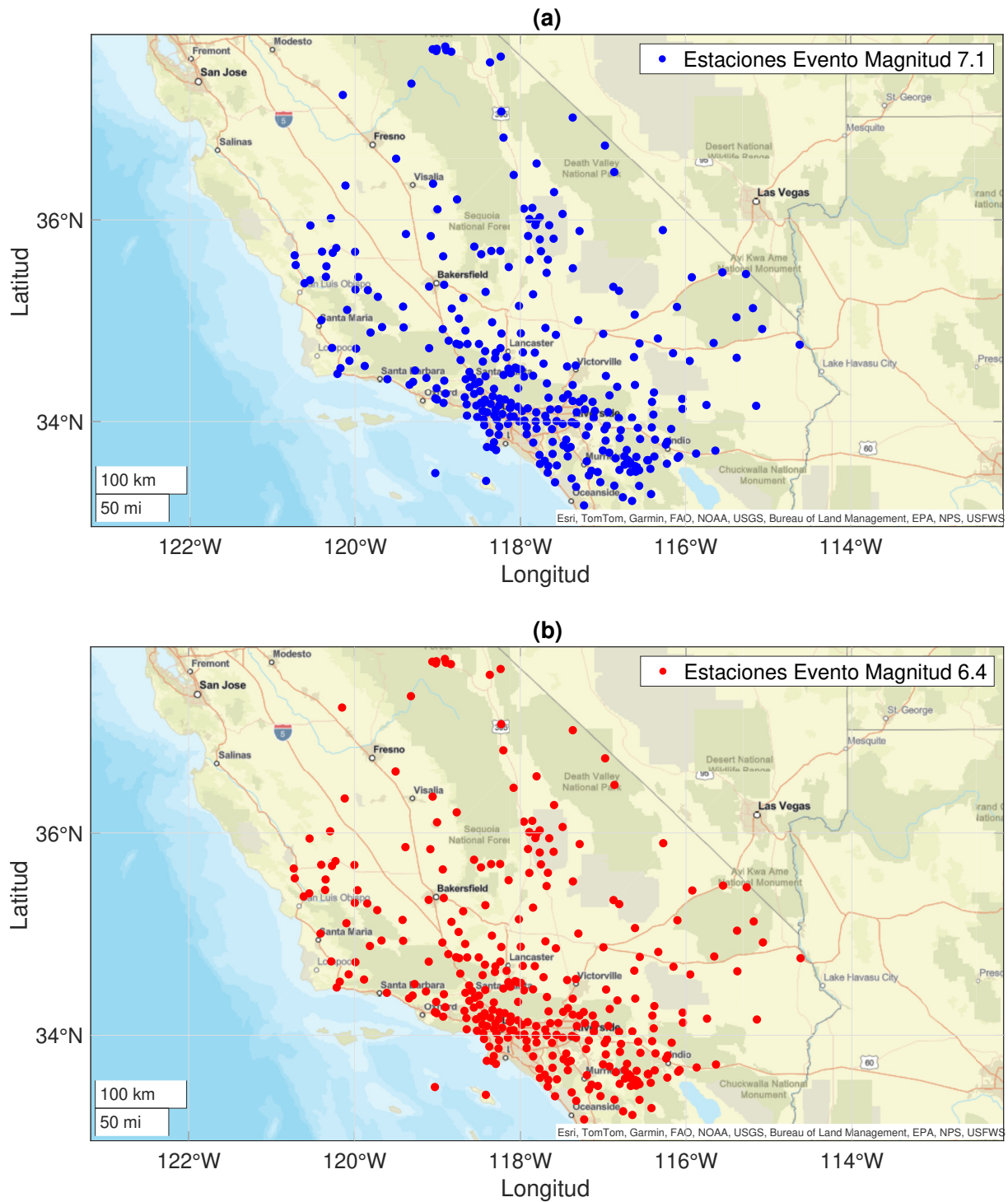


Figura 3: (a) Ubicación geográfica de las estaciones que registraron el evento Mw 7.1. (b) Ubicación geográfica de las estaciones que registraron el evento Mw 6.4.

Goda (2011) afirma que un evento debe ser registrado por al menos 100 estaciones para poder formar pares adecuados que permitan calcular correlaciones espaciales. Al realizar este procesamiento

de datos, resulta un total de 72 eventos a estudiar. En las Tablas 2 y 3 del anexo se presentan los 72 eventos seleccionados para el estudio, con sus características más relevantes, entre ellas la fecha, magnitud, mecanismo de falla, ubicación, profundidad y el número de estaciones. En la Figura 4 se aprecian los eventos que tienen más de 100 estaciones; este hecho no es garantía de que la correlación espacial sea representativa del sitio en estudio, ya que puede aún contar con un número muy bajo de pares por agrupación.

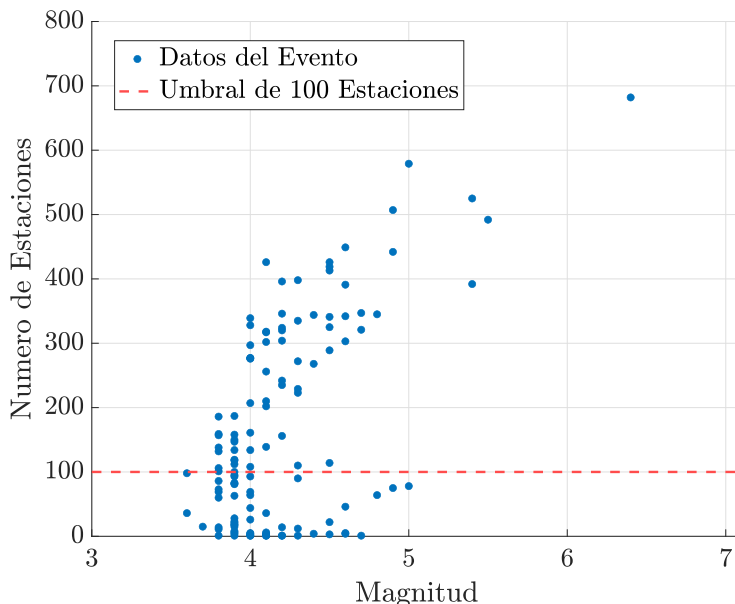


Figura 4: Numero de estaciones que registrarón cada uno de los 131 eventos. La linea punteada roja indica el limite minimo establecido por Goda (2011).

## 2.2. Modelo de Correlación Espacial del Movimiento del Suelo.

La ordenada espectral de la respuesta del movimiento del suelo ha sido estudiada por diversos autores (e.g., Atkinson y Boore, 2003, Boore et al., 2014, Chiou y Youngs, 2008). Estos estudios han demostrado que puede considerarse como una variable aleatoria que se distribuye lognormalmente (Boore & Atkinson, 2008). La implementación de los GMM (Modelos de Movimiento del Suelo, por sus siglas en inglés) es la forma mediante la cual se puede estimar la media y la dispersión, utilizando la magnitud del evento  $M_j$ , la distancia a la fuente  $R_{ij}$ , el período espectral  $T$  y otros parámetros causales  $\lambda_{ij}$  (el  $V_{S30}$  del suelo, que corresponde a la velocidad promedio de propagación de ondas de corte en los primeros 30 metros del suelo, el mecanismo focal y la profundidad del sismo). En este estudio se utilizó el GMM de Boore et al. (2014), el cual es aplicable para la región de California. La Ecuación 1 representa la formulación para estimar la ordenada espectral en un sitio dado:

$$\ln Sa_{ij}(T) = f(M_j, R_{ij}, T, \lambda_{ij}) + \delta W_{ij}(T) + \delta B_j(T) \quad (1)$$

donde  $Sa_{ij}(T)$  corresponde a la ordenada de aceleración espectral con un 5% de amortiguamiento para un período de vibración  $T$  en el sitio  $i$  para el evento  $j$ . La función  $f(M_j, R_{ij}, T, \lambda_{ij})$  representa la media logarítmica calculada a partir del GMM (Boore et al., 2014). La aleatoriedad de la medida de intensidad se caracteriza mediante los términos  $\delta B_j(T)$  y  $\delta W_{ij}(T)$ . El primero de estos corresponde al

residual interevento (también llamado *between-event*), el cual representa la variabilidad entre eventos sísmicos, independiente del sitio. El segundo término corresponde al residual intraevento (también llamado *within-event*); este representa la variabilidad de sitio a sitio dentro del mismo evento sísmico. Ambos términos se asumen independientes y, además, se distribuyen de forma normal, con media cero y desviación estándar de  $\tau$  y  $\phi$ , respectivamente. Es importante destacar que en algunos modelos esta desviación puede ser función de la magnitud del evento y otras variables. Al asumir esto, la desviación estándar total de  $\ln Sa_{ij}(T)$  es  $\sigma(T)$ , representada por:

$$\sigma(T) = \sqrt{\tau^2(T) + \phi^2(T)}. \quad (2)$$

Una vez definida la expresión de la desviación estándar total, el siguiente paso consiste en estimar el residual intraevento,  $\delta W_{ij}(T)$ , que representa la variabilidad espacial del movimiento del suelo dentro de un mismo evento sísmico. Para ello, se calcula la diferencia entre el valor observado de la ordenada espectral y el valor estimado por el modelo GMM para cada sitio. Esta diferencia incorpora tanto la variabilidad entre eventos ( $\delta B_j(T)$ ) como la variabilidad entre estaciones dentro del mismo evento ( $\delta W_{ij}(T)$ ). Por lo tanto, el residual total en un sitio específico se expresa como la suma de ambos componentes, tal como se muestra en la Ecuación (3):

$$\ln Sa_{ij}(T) - f(M_j, R_{ij}, T, \lambda_{ij}) = \delta W_{ij}(T) + \delta B_j(T) \quad (3)$$

Dado que  $\delta B_j(T)$  es constante para todos los sitios dentro de un mismo evento, este se anula al calcular la diferencia entre los residuales de dos estaciones distintas. Por lo tanto, la variabilidad espacial entre sitios se atribuye exclusivamente a  $\delta W_{ij}(T)$ . Esta diferencia, denotada como  $\varepsilon_d(\Delta, T)$ , se calcula como:

$$\varepsilon_d(\Delta, T) = \delta W_{ij}(T) - \delta W_{kj}(T) \quad (4)$$

donde  $i$  y  $k$  representan dos estaciones distintas separadas por una distancia  $\Delta$ . La desviación estándar de  $\varepsilon_d(\Delta, T)$  no se estima para distancias puntuales, ya que es complejo encontrar suficientes pares de estaciones exactamente separadas por un mismo valor de  $\Delta$ . Por lo tanto, se agrupan los pares de estaciones en intervalos definidos de distancia. En este estudio, se adopta una discretización del dominio de distancia en tramos de 3 km. La Figura 5 muestra la distribución de pares de estaciones agrupados por intervalos de distancia para los eventos Mw 7.1 y Mw 6.4, indicando la cantidad de pares disponibles en cada tramo. Aunque previamente se aplicó un filtro basado en el número total de estaciones por evento (ver sección *Terremoto de Ridgecrest y Base de Datos*), se incorpora un segundo criterio: considerar únicamente aquellos intervalos que contienen al menos 10 pares de estaciones.

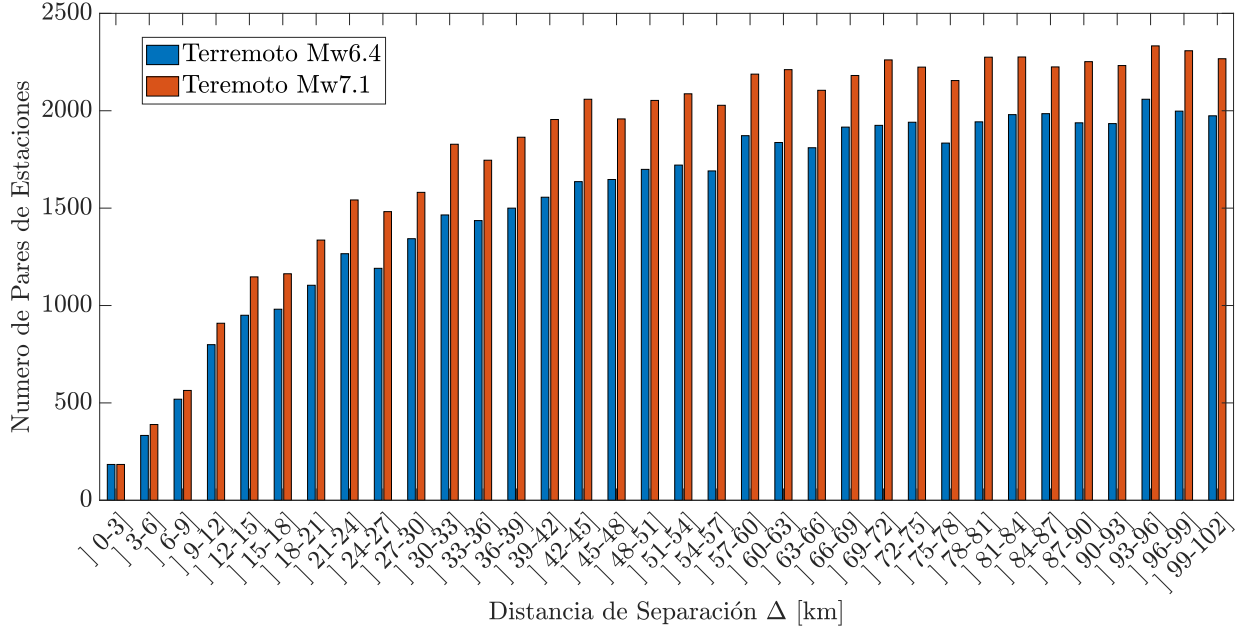


Figura 5: Histograma con el número de pares de estaciones para cada uno de los intervalos de  $\Delta$  utilizados en esta investigación. En color azul se muestran los pares de estaciones para el evento Mw 6.4 y en color rojo se muestran para el evento Mw 7.1.

La correlación espacial de los residuales intraevento describe el grado de similitud en la variabilidad del movimiento del suelo entre dos ubicaciones separadas por una distancia  $\Delta$ . Diversos estudios han propuesto modelos empíricos para caracterizarla, como los de Goda y Hong (2008) y Jayaram y Baker (2009), quienes plantean enfoques basados en el análisis estadístico de residuales derivados de modelos de predicción de movimiento del suelo (GMM). En este trabajo, se calcula la desviación estándar de las diferencias de residuales intraevento entre pares de estaciones agrupados según su distancia de separación. A partir de estas diferencias, representadas como  $\varepsilon_d(\Delta, T)$ , se obtiene  $\sigma_d(\Delta, T)$  como la desviación estándar de  $\varepsilon_d(\Delta, T)$ . Este parámetro se utiliza para calcular la correlación espacial de los residuales intraevento mediante la siguiente expresión (El procedimiento detallado para la obtención de  $\rho_W(\Delta, T)$  se presenta en el Anexo B.):

$$\rho_W(\Delta, T) = 1 - \frac{1}{2} \left[ \frac{\sigma_d(\Delta, T)}{\hat{\phi}(T)} \right]^2 \quad (5)$$

donde  $\hat{\phi}(T)$  corresponde a la desviación estándar de los residuales intraevento del evento  $j$ . Cabe señalar que la desviación estándar global provista por el GMM,  $\phi(T)$ , no puede utilizarse directamente en la Ecuación 5, ya que corresponde a un valor constante calibrado a partir de múltiples eventos. No obstante, la variabilidad intraevento puede variar significativamente entre eventos individuales (Heresi & Miranda, 2019), por lo que el uso de un valor fijo como  $\phi(T)$  podría introducir sesgos en la estimación de la correlación espacial  $\rho_W(\Delta, T)$ .

Para estimar  $\hat{\phi}(T)$ , distintos estudios han sugerido asumir que la correlación espacial se desvanece a grandes distancias (Jayaram & Baker, 2009). Bajo esta hipótesis, la varianza de las diferencias de residuales entre sitios muy distantes tiende a  $2\hat{\phi}^2(T)$ , lo que permite estimar  $\hat{\phi}^2(T)$  como  $0.5 \cdot \sigma_d^2(\Delta, T)$

para distancias suficientemente grandes. En este estudio, se utiliza el intervalo de 90 a 150 km para dicha estimación. Heresi y Miranda (2019) demostraron que emplear distintos rangos de separación conduce a resultados prácticamente equivalentes.

Mediante la Ecuación 5, se obtienen los valores empíricos de la correlación espacial  $\rho_W(\Delta, T)$ , a los cuales se les ajusta la siguiente forma funcional:

$$\hat{\rho}_W(\Delta, T) = \exp \left[ - \left( \frac{\Delta}{\beta(T)} \right)^{\alpha(T)} \right] \quad (6)$$

donde  $\Delta$  es la distancia de separación entre los sitios. Los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  del modelo se obtienen mediante una regresión no lineal, y ambos dependen del período espectral. El parámetro  $\beta$  representa la distancia a la cual la correlación espacial decae hasta un valor de  $\exp(-1) \approx 0.368$ , mientras que  $\alpha$  controla la tasa de decaimiento de la correlación con respecto al aumento de la distancia. Para determinar estos parámetros, se utilizó una regresión por mínimos cuadrados ponderados. Dado que los coeficientes de correlación empíricos pueden presentar errores estándar no constantes se aplicó la transformación  $z$  de Fisher (1915) para estabilizar la varianza antes del ajuste. Esta transformación se define como:

$$z = \frac{1}{2} \log \left( \frac{1 + \rho}{1 - \rho} \right) \quad (7)$$

donde  $\rho$  corresponde al valor empírico calculado mediante la Ecuación 5, y  $z$  a su valor transformado. El peso asignado a cada punto en el ajuste por mínimos cuadrados ponderados es  $N - 3$ , donde  $N$  representa el número de pares de estaciones en cada intervalo de distancia. Este factor de ponderación corresponde al recíproco de la varianza del valor transformado  $z$ .

### 3. Objetivo

#### 3.1. Objetivo General

El objetivo general de esta investigación es estudiar las correlaciones espaciales empíricas del movimiento del suelo en la serie sísmica del terremoto de Ridgecrest, California, 2019.

#### 3.2. Objetivos Específicos

- Estimar las correlaciones espaciales empíricas para la aceleración máxima del suelo (PGA) y para distintos periodos vibratorios, para la serie sísmica del terremoto de Ridgecrest (2019).
- Ajustar al modelo de correlación espacial exponencial propuesto por Heresi y Miranda (2019) con los datos medidos.
- Comparar los resultados obtenidos con estudios anteriores.
- Analizar la relación entre la magnitud del evento sísmico y los parámetros del modelo de correlación espacial.

## 4. Resultados y Análisis

### 4.1. Variabilidad de la Correlación Espacial Intraevento

El procedimiento descrito en la sección anterior se aplica a todos los eventos indicados en las Tablas A1 y A2, tanto para PGA como para las ordenadas espectrales de aceleración con períodos de vibración entre 0.1 y 10.0 segundos. La Figura 6 presenta los resultados para el evento de magnitud Mw 7.1 del terremoto de Ridgecrest en los 14 períodos de vibración analizados. Por otra parte, en dicha figura se aprecia cómo la correlación espacial aumenta a medida que se incrementa el período de vibración para distancias menores a 40 [km]. En el caso de los valores empíricos, se observa que en cada uno de los casos las curvas obtenidas mediante la Ecuación 6 se ajustan adecuadamente a los datos observados.

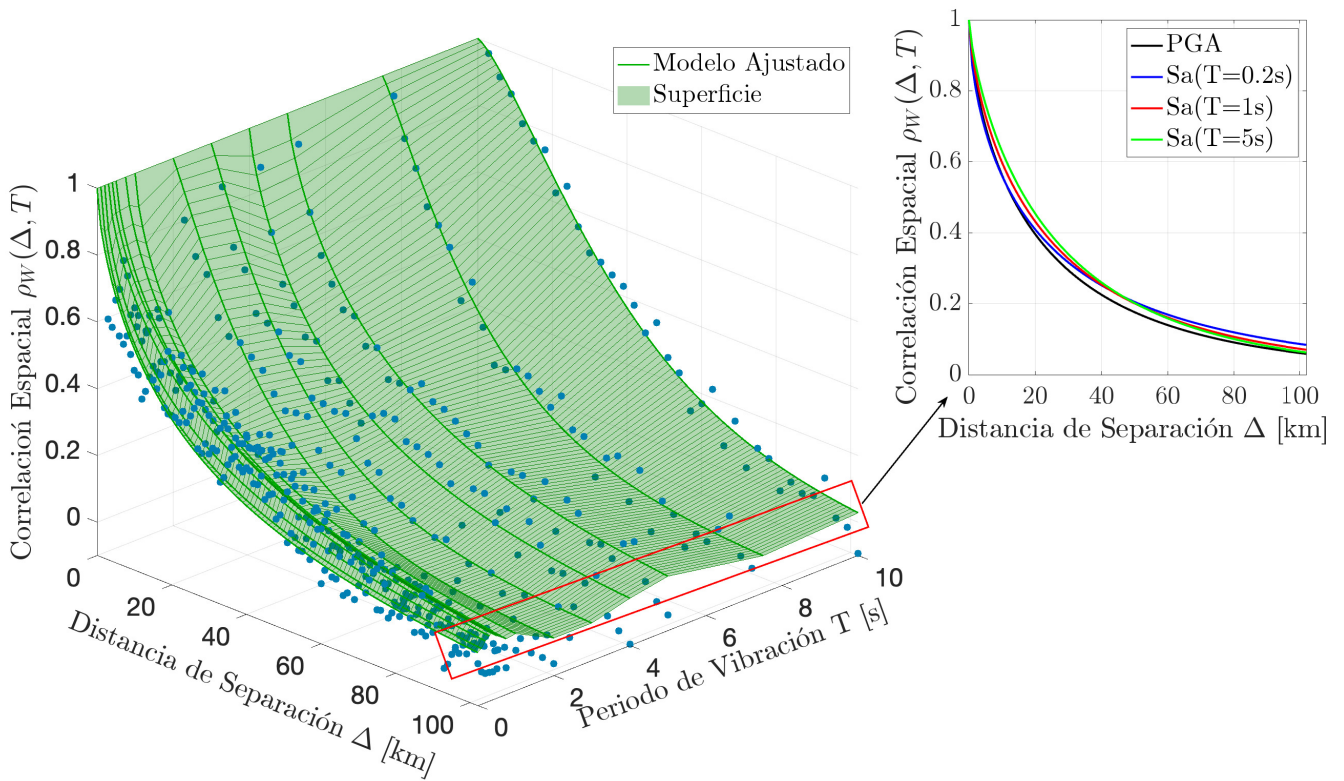


Figura 6: Correlaciones espaciales para el evento Mw7.1 con su respectivo ajuste no lineal para los 14 períodos espectrales. Además se presenta el comportamiento de la correlación espacial a medida que aumenta el período de vibración.

En la Figura 7 se presentan los valores obtenidos para los parámetros  $\alpha(T)$  y  $\beta(T)$ , a partir del ajuste no lineal de la Ecuación 6, considerando los 57 eventos analizados y los 14 períodos de vibración definidos. En ambos casos, se utilizan diagramas de caja (boxplots) para representar la distribución de los valores estimados en cada período, incluyendo la mediana, el rango intercuartílico y los valores atípicos. La Figura 7.a) muestra que los valores del parámetro  $\alpha$  tienden a incrementarse con el período de vibración, especialmente a partir de  $T = 1.0$  s. Como referencia, se incorporan los valores constantes propuestos por Heresi y Miranda (2019) y Aldea et al. (2022). En general, los

valores de  $\alpha$  obtenidos en este estudio son mayores que los reportados por ambos trabajos. Por su parte, la Figura 7.b), muestra una mayor dispersión en los valores del parámetro  $\beta(T)$ , evidenciada por la presencia de valores atípicos en distintos períodos y entre varios eventos. Se observa una tendencia a valores menores en los períodos intermedios ( $T \approx 0.4$  a  $1.0$  s), y mayores en los extremos del rango analizado. Dado que los modelos de Heresi y Miranda (2019) y Aldea et al. (2022) fijan  $\alpha$  como constante para ajustar  $\beta$ , no es apropiado realizar una comparación directa de este parámetro.

Finalmente, en la Tabla 1 se presentan los valores medios y las desviaciones estándar de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  para cada uno de los 14 períodos de vibración considerados.

Tabla 1: Valores medios y dispersión obtenidos para los parametros  $\alpha$  y  $\beta$  del ajuste no lineal.

Intensity measure	$\alpha$	$\sigma_\alpha$	$\beta$ [km]	$\sigma_\beta$
PGA	0.6165	0.207	26.954	1.654
Sa(T=0.1s)	0.6483	0.224	28.217	1.484
Sa(T=0.2s)	0.6240	0.179	26.415	1.543
Sa(T=0.3s)	0.6609	0.147	25.404	1.452
Sa(T=0.4s)	0.6209	0.185	21.952	1.523
Sa(T=0.5s)	0.6244	0.225	21.992	1.562
Sa(T=0.75s)	0.5670	0.243	18.668	1.674
Sa(T=1s)	0.5674	0.255	20.995	1.614
Sa(T=2s)	0.7315	0.203	25.132	1.462
Sa(T=3s)	0.7523	0.182	23.087	1.465
Sa(T=4s)	0.6918	0.185	23.197	1.494
Sa(T=5s)	0.7006	0.192	24.719	1.460
Sa(T=7.5s)	0.7062	0.214	26.796	1.506
Sa(T=10s)	0.6846	0.247	25.524	1.564

Las Figuras 8.a) y 8.b) muestran los resultados de los ajustes realizados mediante la Ecuación 6 a los 57 eventos sísmicos resultantes luego del segundo proceso de filtrado explicado en la sección anterior. Los resultados corresponden a  $Sa(T = 0.3\text{ s})$  y  $Sa(T = 2\text{ s})$ , respectivamente, e incluyen la media del coeficiente de correlación y sus respectivos percentiles 16 y 84, todos en función de la distancia de separación entre los pares de estaciones.

La Figura 9 muestra la comparación entre el modelo de correlación espacial obtenido en este estudio y los modelos realizados por Shao et al. (2023), Aldea et al. (2022), Heresi y Miranda (2019), Goda y Atkinson (2010), Goda y Atkinson (2009), Jayaram y Baker (2009) y Goda y Hong (2008). La comparación se realiza para PGA,  $Sa(T = 0.5\text{ s})$ ,  $Sa(T = 1\text{ s})$  y  $Sa(T = 3\text{ s})$ . En el caso de PGA, se aprecia que el modelo obtenido en esta investigación presenta una media similar a la del modelo propuesto por Goda y Atkinson (2009) hasta  $\Delta = 60\text{ km}$ ; luego de esto, el decaimiento a cero es más rápido por parte de este último. En el caso de  $Sa(T = 0.5\text{ s})$ , se aprecian diferencias entre el modelo propuesto y el de Goda y Atkinson (2009), pero en el rango entre 40 y 60 km se observan similitudes en las medias de ambos modelos, las cuales se mantienen para períodos más altos ( $Sa(T = 1\text{ s})$  y  $Sa(T = 3\text{ s})$ ).

En comparación con la investigación de Heresi y Miranda (2019), se aprecia que a medida que se aumenta el período espectral, las distancias entre las medias de los estudios disminuyen. Con respecto a la investigación realizada por Shao et al. (2023), se observa que, a medida que aumenta

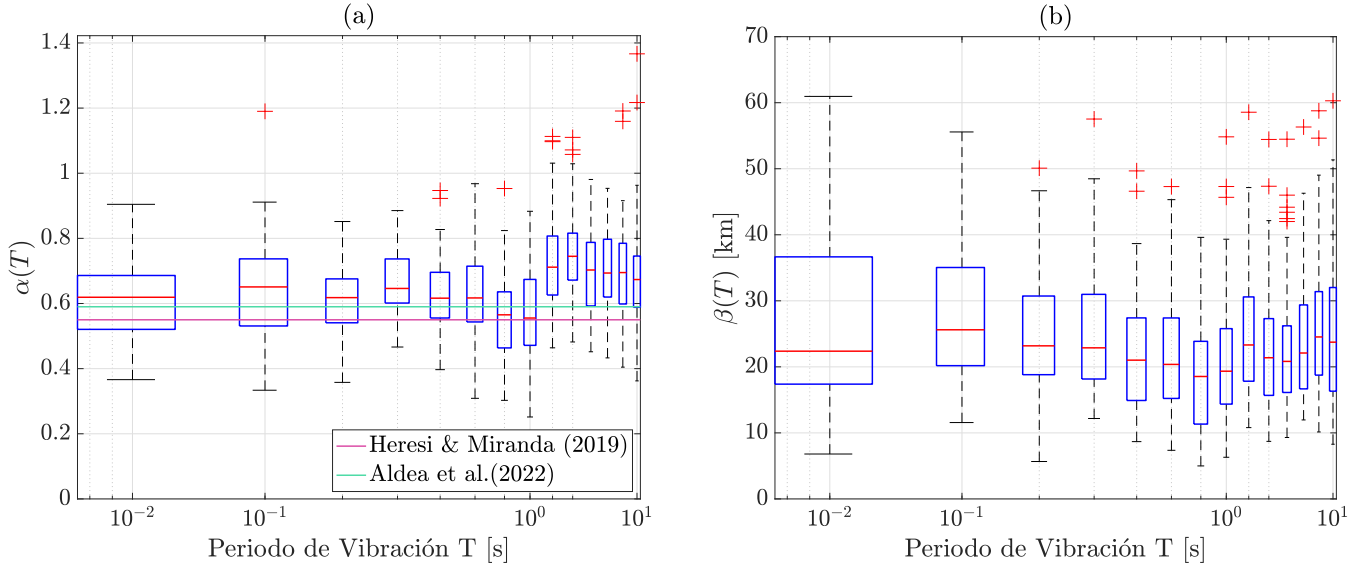


Figura 7: (a) Comparación  $\alpha$  en función del periodo de vibración  $T$  para los valores medios obtenidos en este estudio y los valores fijados en en los estudios de Aldea et al. (2022) y Heresi y Miranda (2019). (b) Valores medios para el parametros  $\beta$  obtenidos en este estudio.

el período espectral ( $T$ ), la media de Shao et al. (2023) tiende a ubicarse por encima de la media del modelo obtenido en esta investigación, evidenciando una mayor correlación espacial. Además, esta diferencia se acentúa no solo con el aumento del período, sino también con la distancia de separación ( $\Delta$ ), ampliándose el rango de distancias en las que la correlación espacial del modelo de Shao et al. (2023) supera a la del modelo propuesto a medida que se incrementa el período de vibración ( $T$ ). En períodos de medianos a altos y distancias  $\Delta$  bajo los 40 km, se aprecia que el modelo obtenido tiene una media similar a la del modelo de Goda y Atkinson (2010). En general, este estudio tiene medias más cercanas a los modelos Goda y Atkinson (2009) y Goda y Atkinson (2010).

En cuanto a la comparación con el estudio de Wen et al. (2024), se observa que la mediana del modelo obtenido en esta investigación presenta valores consistentemente superiores a lo largo de todo el rango de distancias y para todos los períodos de vibración considerados, lo que evidencia una mayor correlación espacial. Cabe señalar que el modelo de Wen et al. (2024) incorpora dentro de su base de datos los dos eventos principales analizados en este estudio (Mw6.4 y Mw7.1), lo cual permite una comparación directa. En particular, estos eventos muestran un comportamiento similar al modelo de Wen et al. (2024) para distancias superiores a 50 km. Por otro lado, para varios períodos, los valores de correlación de los eventos individuales se sitúan por debajo de la mediana obtenida. Esta diferencia podría atribuirse al mayor número de eventos utilizados para construir la mediana en este estudio, los cuales presentan valores de correlación superiores a los dos eventos de mayor magnitud. Así, aunque Wen et al. (2024) incluye cinco eventos de los cuales dos corresponden a los utilizados en este análisis, es razonable que su mediana esté más influenciada por dichos eventos, resultando en menores niveles de correlación espacial.

La Figura 10.a) presenta y compara con estudios anteriores el rango, el cual corresponde a la distancia a la cual la correlación espacial decae al valor de  $\rho = \exp(-3)$ , en función del período

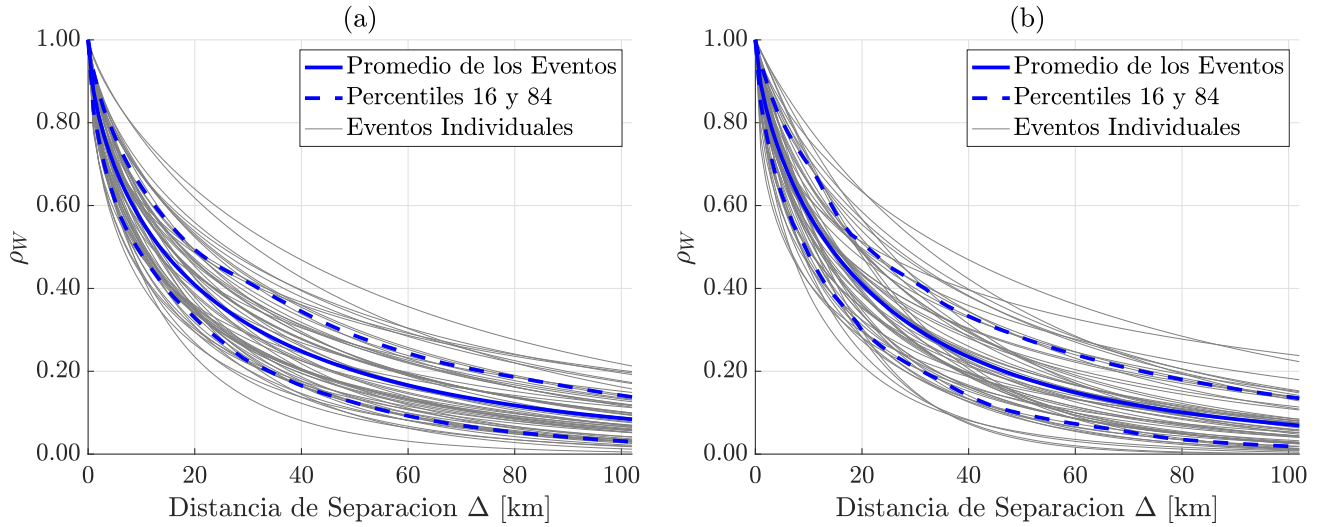


Figura 8: Correlación espacial para los 57 eventos con su respectiva media y percentil 16 y 84 para (a)  $Sa(T=0.3s)$ ; y (b)  $Sa(T=2s)$ .

espectral. En este estudio, el rango tiene un valor de 153 km para  $T = 0.1 s$ ; luego disminuye hasta  $T = 0.5 s$ , para volver a incrementarse hasta  $T = 1 s$ ; pasado esto, vuelve a decaer. En general, se aprecia que el rango en este estudio para períodos menores a  $T = 1 s$  es considerablemente mayor al resto de los estudios. Para períodos mayores, las distancias se acortan considerablemente. Por otra parte, al realizar la comparación con los estudios de Goda y Hong (2008) y Jayaram y Baker (2009), se observa que estos fueron calibrados para distancias  $\Delta$  no mayores a 50-80 km. Esto se ve reflejado igualmente en la Figura 9, donde estos modelos en particular tienen un descenso abrupto en función de la distancia  $\Delta$ , llegando a la meseta del cero en distancias menores a 50 km. Finalmente, al incluirse el modelo propuesto por Wen et al. (2024), se observa que este mantiene un rango prácticamente constante en todos los períodos, con valores cercanos a 90–95 km, siendo claramente superado por el modelo propuesto en este estudio para la mayoría de los períodos, especialmente en el tramo  $T < 1 s$ .

En la Figura 10.b) se presenta la comparación del rango entre el modelo propuesto en esta investigación y el propuesto por Heresi y Miranda (2019), incluyendo el intervalo entre los percentiles 2.5 y 97.5 de ambos estudios. Se aprecia que, hasta períodos de  $Sa(T = 1 s)$ , el percentil 97.5 de este estudio se encuentra por encima del estudio de Heresi y Miranda (2019); luego de esto, el percentil 97.5 de este estudio se encuentra contenido dentro del percentil 97.5 del estudio de Heresi y Miranda (2019). En términos del modelo en sí, este es mayor para todos los períodos de vibración, pero en  $Sa(T = 3 s)$  es donde se producen las diferencias menores. En general, los modelos tienen comportamientos similares, descendiendo en períodos bajos para luego volver a aumentar en períodos de vibración entre 1 s y 2 s, para luego de esto terminar descendiendo.

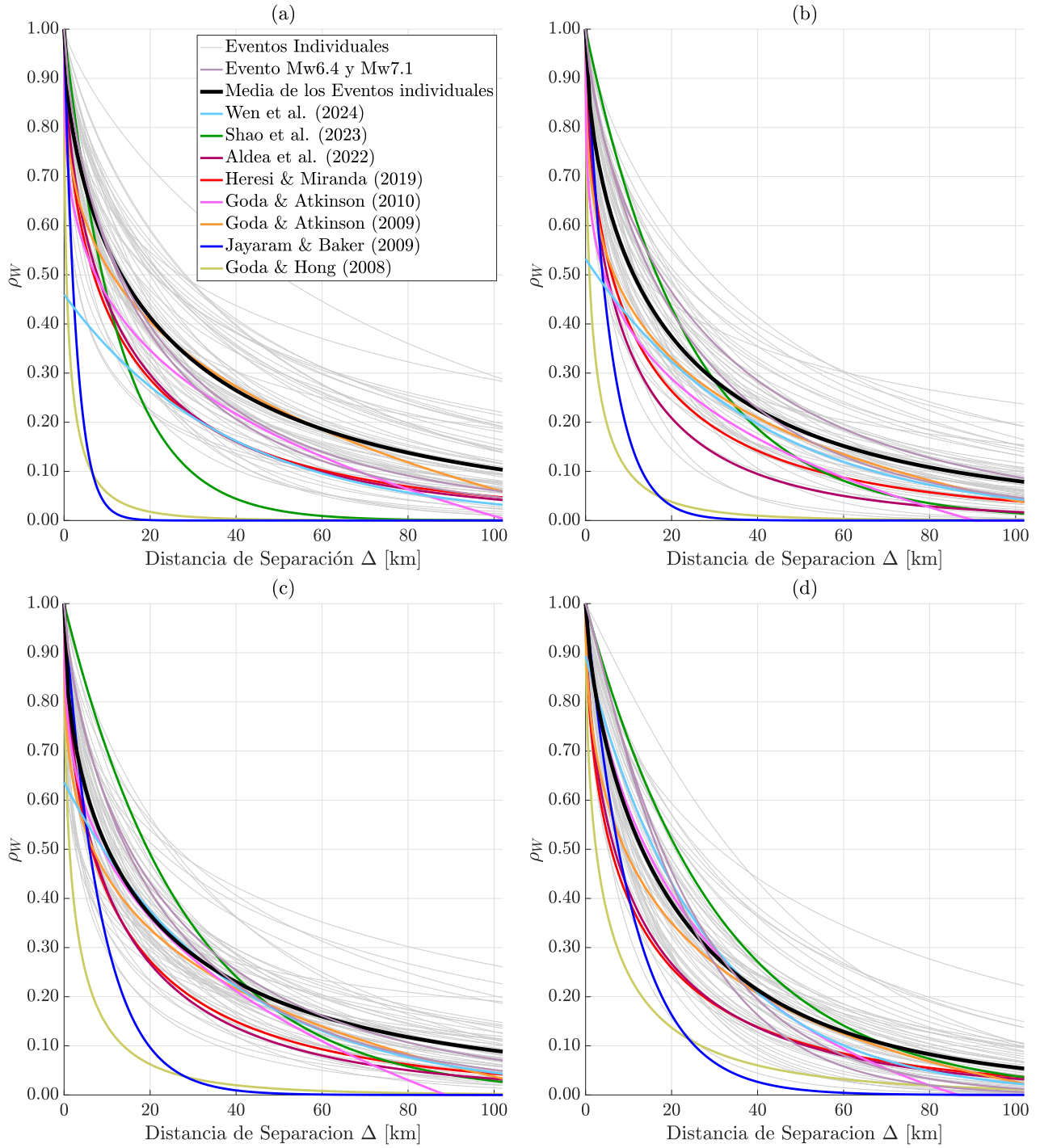


Figura 9: Comparación entre el modelo obtenido en este estudio y los estudios realizados por Wen et al. (2024), Shao et al. (2023), Aldea et al. (2022), Heresi y Miranda (2019), Goda y Atkinson (2010), Goda y Atkinson (2009), Jayaram y Baker (2009) y Goda y Hong (2008). (a) PGA; (b)  $Sa(T = 0.5s)$ ; (c)  $Sa(T = 1s)$ ; (d)  $Sa(T = 3s)$

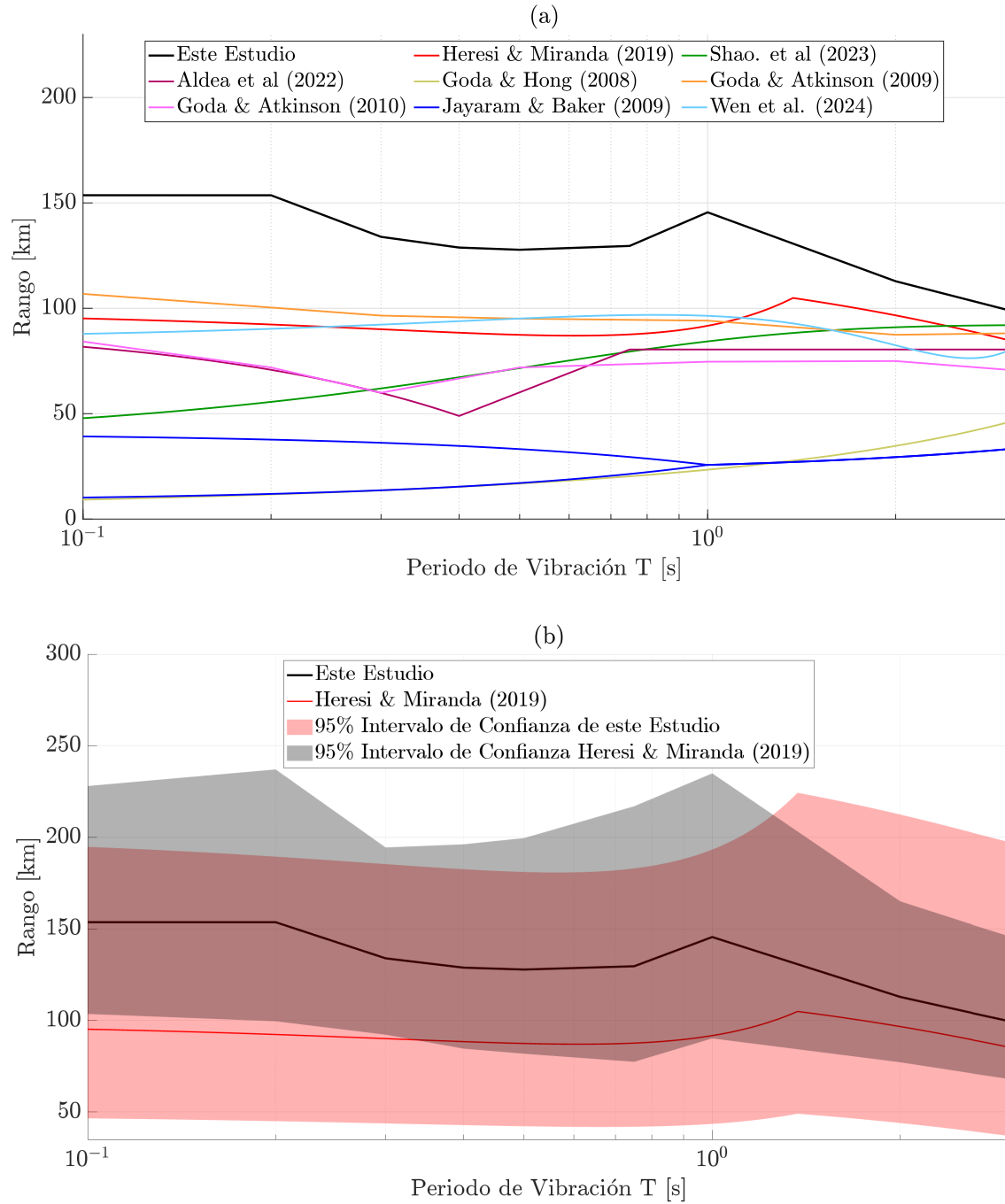


Figura 10: (a) Comparación del rango en que la correlación toma el valor de  $\rho_W = \exp(-3)$  en los diferentes periodos de vibración. (b) Comparación del rango en que la correlación toma el valor de  $\rho_W = \exp(-3)$  entre el estudio de Heresi y Miranda (2019) con el presente estudio. Además se incluye el intervalo entre los percentiles 2.5 y 97.5 de ambos estudios.

Al utilizar en la Ecuación 6 el modelo de ajuste no lineal propuesto por Heresi y Miranda (2019), se evalúa si existen diferencias estadísticamente significativas entre ambos modelos, ya que el presente estudio presenta una media mayor a la de este último para cada uno de los períodos espectrales.

En las Figuras 11.a) y 11.b) se muestra la comparativa entre el modelo obtenido en este estudio y el de Heresi y Miranda (2019), incluyendo el intervalo entre los percentiles 2.5 y 97.5 de ambos estudios. Esta comparativa se realiza para PGA y  $Sa(T = 1 \text{ s})$ .

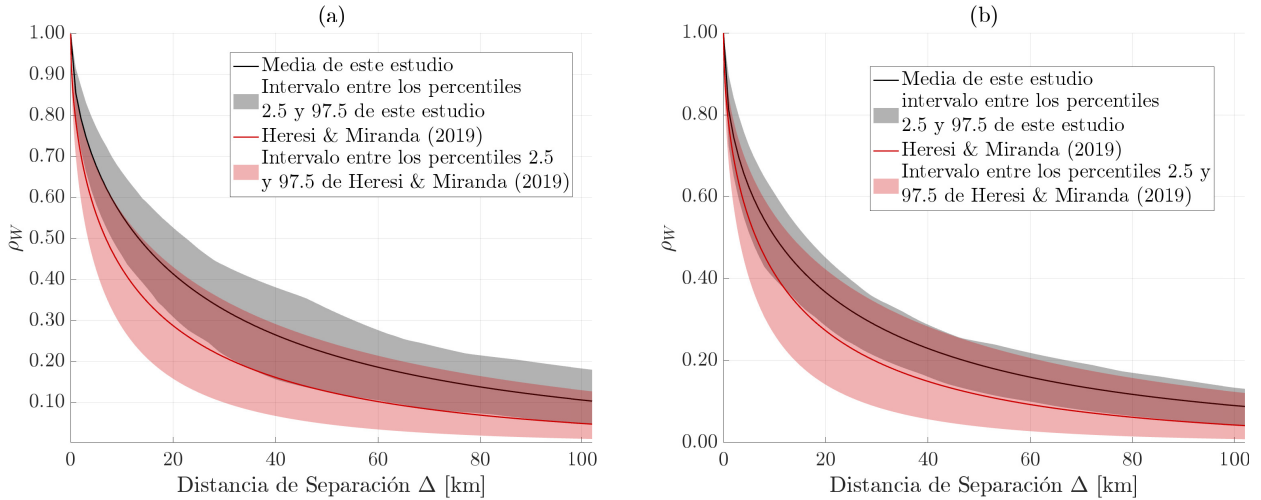


Figura 11: Comparación entre los estudios de Heresi y Miranda (2019) y el presente estudio para (a) PGA; y (b)  $Sa(T=1s)$

El test t de Student con varianzas desiguales (Welch's t-test) fue la técnica estadística empleada para evaluar si las medias logarítmicas del rango difieren entre los valores obtenidos en este estudio y los reportados por el modelo de Heresi y Miranda (2019). En este caso, las muestras corresponden a los rangos calculados para los 57 eventos analizados en el presente estudio y para los 39 eventos del estudio de Heresi y Miranda (2019), considerando PGA y once períodos de vibración. Esta prueba se seleccionó debido a que ambos grupos presentan diferente tamaño muestral y no se asume igualdad de varianzas. Dado que el test t requiere que las variables analizadas sigan una distribución aproximadamente normal (Kalpić et al., 2011), se aplicó el logaritmo natural al rango calculado para cada evento.

Para esta investigación, la hipótesis nula corresponde a que las medias logarítmicas del rango obtenidas para cada período de vibración en este estudio y en el de Heresi y Miranda (2019) son estadísticamente iguales. Cualquier diferencia observada entre ambas muestras puede explicarse por la variabilidad aleatoria. Por otra parte, la hipótesis alternativa establece que dichas medias difieren estadísticamente para al menos un período de vibración. Además, las diferencias observadas no pueden atribuirse únicamente a la variabilidad aleatoria y, por lo tanto, existiría evidencia de que los rangos difieren entre ambos estudios.

Para evaluar si se cumple o no la hipótesis planteada, se definió un umbral de aceptación en función del p-value obtenido del t-test de Welch. Si el p-value es menor a 0.05, esto indica que hay menos del 5% de probabilidad de que las diferencias observadas entre las medias del  $\log(\text{range})$  se deban al azar. En este caso, se rechaza la hipótesis nula y se concluye que existen diferencias estadísticamente significativas entre ambos estudios para ese período de vibración. Por el contrario, si el p-value es mayor o igual a 0.05, no se rechaza la hipótesis nula, lo que implica que no se dispone de evidencia suficiente para afirmar que las medias difieren de forma estadísticamente significativa.

En la Figura 12 se presentan los resultados del análisis comparativo de la media logarítmica del rango entre este estudio y el modelo de Heresi y Miranda (2019). La subfigura 12(a) muestra la variación de la media logarítmica del rango en función del período de vibración, incluyendo los intervalos de confianza al 95 % para ambos estudios, mientras que la subfigura 12(b) presenta los valores del p-value obtenidos mediante el test t de Welch para PGA y los once períodos de vibración analizados. Se observa que, para todos los períodos evaluados, con excepción de  $T = 2$  s y  $T = 3$  s, el p-value se encuentra por debajo del umbral de 0.05, lo que indica diferencias estadísticamente significativas entre los estudios. Cabe destacar que precisamente en los períodos  $T = 2$  s y  $T = 3$  s se produce el cruce entre los intervalos de confianza mostrados en la Figura 12(a), lo que explica que en estos casos no exista la evidencia suficiente para afirmar que las medias son estadísticamente diferentes.

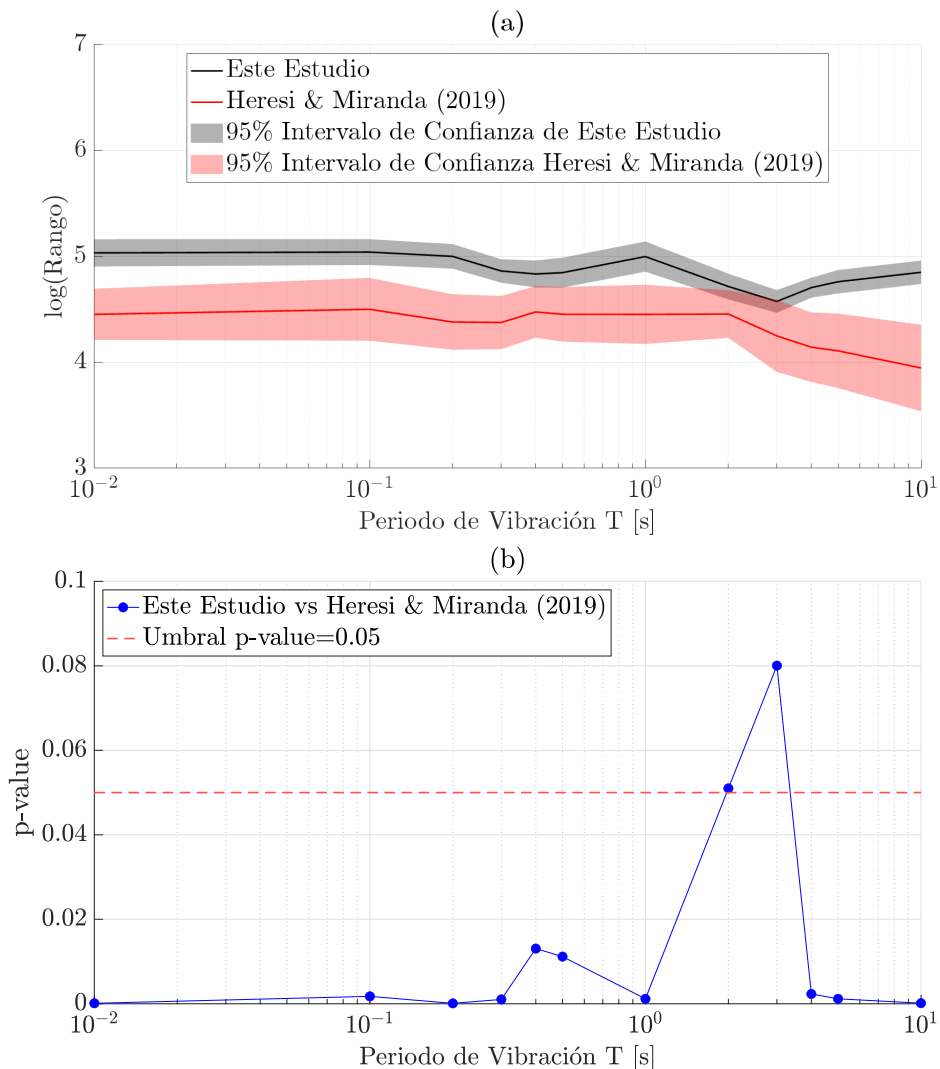


Figura 12: (a) Comparación del  $\log(\text{Range})$  en función del periodo de vibración entre el estudio de Heresi y Miranda, 2019 con el presente estudio. Además se incluye el intervalo de confianza al 95 % de ambos estudios. (b) P-value del test t de Welch en función del periodo de vibración.

## 4.2. Efectos de la Magnitud $M_W$ en la Correlación Espacial

En esta sección se estudiará si la magnitud del evento tiene efectos sobre la correlación espacial de intensidades sísmicas. En particular, se analizará si la magnitud de momento influye en los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  del ajuste no lineal de la ecuación 6. Para esto, se realiza un ajuste lineal entre los valores obtenidos de  $\alpha$  y  $\beta$  y la magnitud para cada período de vibración. En las Figuras 13.a) y 13.b), se aprecian los ajustes lineales para PGA y en las Figuras 13.c) y 13.d) para  $Sa(T = 0.5s)$ , incluyendo sus intervalos de confianza para cada uno de los casos.

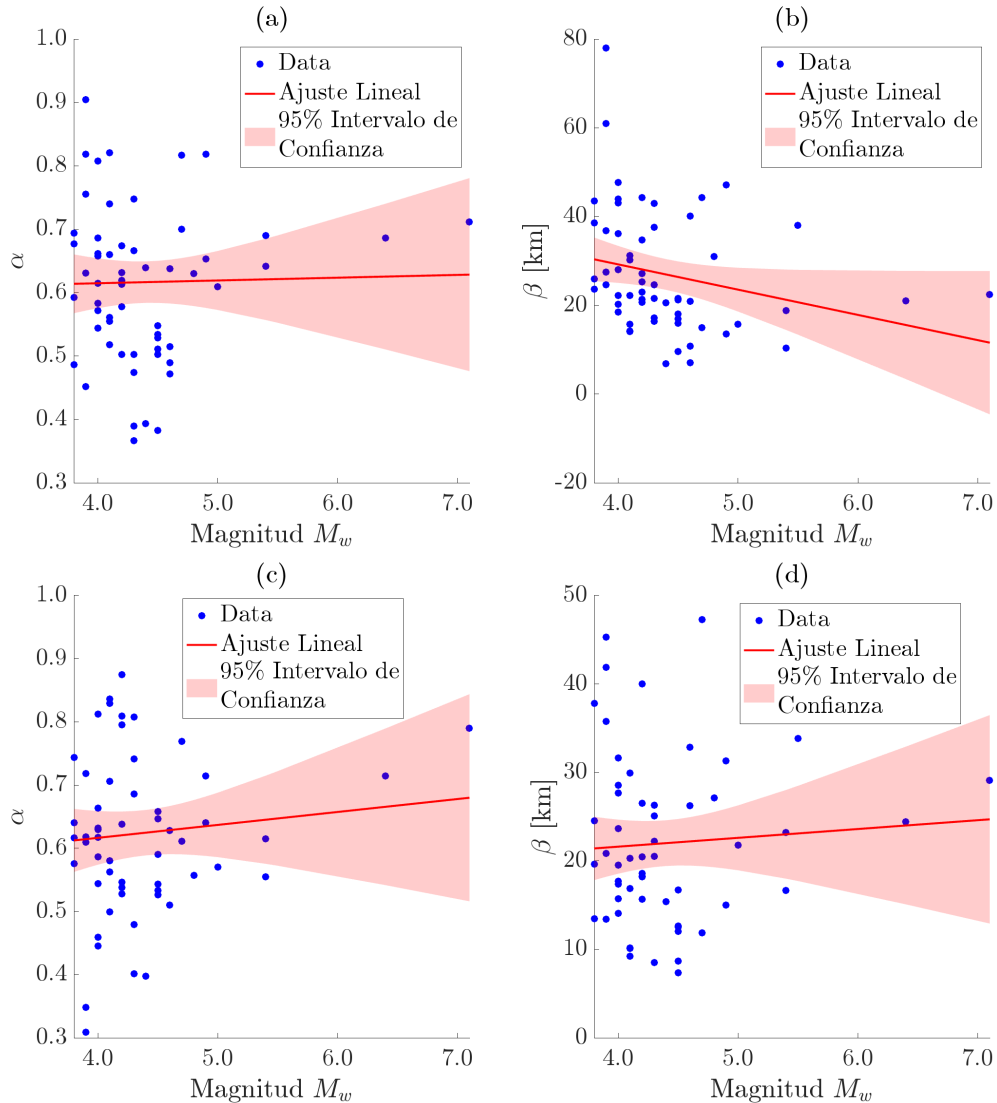


Figura 13: Ajuste lineal de  $\alpha$  en función de la magnitud de momento,  $M_w$ , para (a) PGA; y (c)  $Sa(T=0.5s)$ . Ajuste lineal de  $\beta$  en función de la magnitud de momento,  $M_w$ , para (b) PGA; y (d)  $Sa(T=0.5s)$ . Además, se incluye el intervalo de confianza para un nivel de 95 %.

Se observa que en ambos casos los datos presentan una alta dispersión, con numerosos puntos situados fuera de los intervalos de confianza del ajuste lineal. Si bien las pendientes estimadas para  $Sa(T = 0.5\text{ s})$  muestran una leve inclinación positiva, su magnitud es reducida y no indica una relación lineal robusta entre las variables. Esta débil tendencia, junto con la amplitud de los intervalos de confianza, refleja una alta incertidumbre en los ajustes realizados, especialmente en los extremos de magnitud, donde el número de observaciones disponibles disminuye. Para el ajuste entre  $\alpha$  y  $M_w$  en el caso de PGA, la pendiente estimada fue cercana a cero, lo que es consistente con la ausencia de una relación lineal. En el caso del parámetro  $\beta$ , se observó una pendiente negativa, aunque también de baja magnitud y afectada por la presencia de valores atípicos. Dado que las tendencias visuales pueden inducir a interpretaciones erróneas, se recurre al análisis del p-value del coeficiente de la pendiente para evaluar formalmente la significancia estadística de la relación entre variables.

En esta investigación se adoptó un nivel de significancia de 0.05. Bajo este umbral, se contrasta la hipótesis nula que establece que la pendiente del ajuste lineal es igual a cero. Un p-value menor a 0.05 permite rechazar la hipótesis nula y, por tanto, proporciona evidencia estadística de una correlación lineal significativa. Por el contrario, un p-value igual o superior a 0.05 indica que no se dispone de evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que implica que no existe una relación lineal significativa entre las variables analizadas. La Figura 14 presenta los valores del p-value asociados a los ajustes lineales entre  $\alpha$  y  $M_w$ , y  $\beta$  y  $M_w$ , para los distintos periodos de vibración.

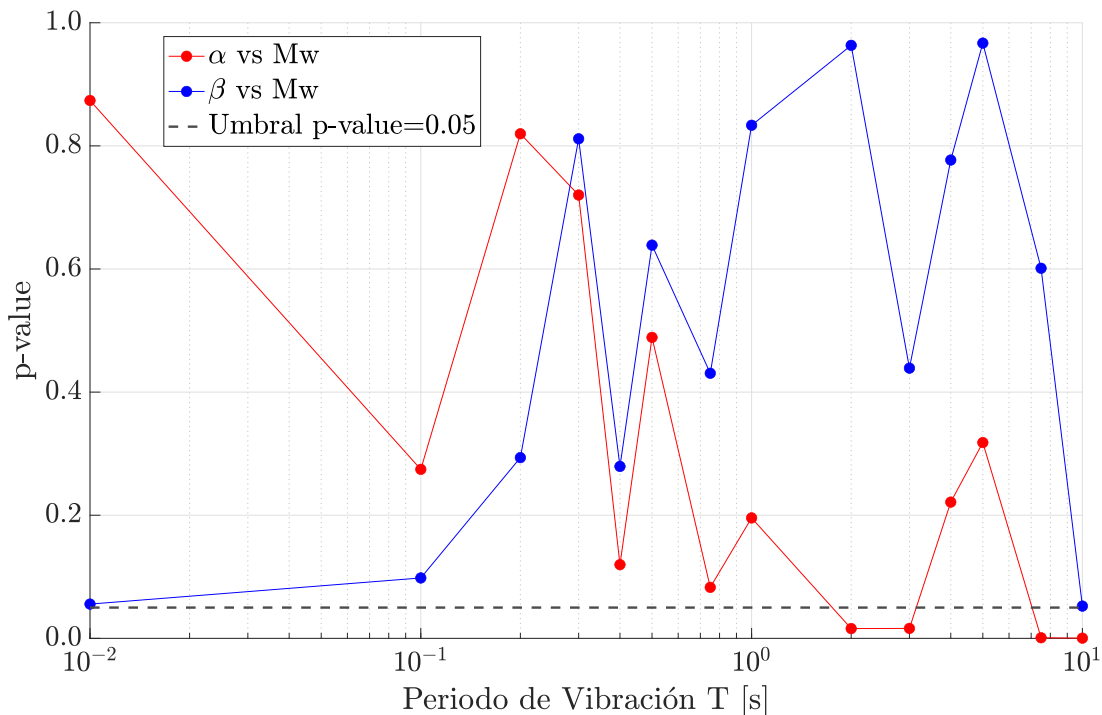


Figura 14: p-value de cada uno de los ajustes lineales de  $\alpha$  y  $\beta$  en función de la magnitud de momento,  $M_w$ , para cada uno de los periodos de vibración utilizados en esta investigación.

Los valores del p-value para el ajuste lineal entre  $\beta$  y  $M_w$  muestran que todos los valores están por encima de 0.05, con excepción de los casos correspondientes a PGA y Sa(T = 10 s), los cuales se ubican justo en el valor umbral. Este resultado indica que, en general, no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de no correlación entre estas variables. Para la relación entre  $\alpha$  y  $M_w$ , se observan p-values por debajo del umbral en Sa(T = 2 s), Sa(T = 3 s), Sa(T = 7.5 s) y Sa(T = 10 s). No obstante, estos resultados se deben interpretar con cautela, ya que en esos periodos se presentan valores atípicos del coeficiente  $\alpha$ , principalmente asociados a eventos de alta magnitud. Dado que el número de eventos de magnitudes mayores es significativamente menor que el de eventos de baja magnitud, estos puntos constituyen casos aislados dentro del conjunto de datos. Esto es coherente con la naturaleza de las series sísmicas (Van der Elst, 2021), en las que los eventos más frecuentes son aquellos de magnitud moderada a baja. En consecuencia, dichos valores atípicos podrían inducir una correlación espuria entre  $\alpha$  y  $M_w$ . Para periodos de vibración inferiores a 1 s, se observa que los p-values se mantienen consistentemente por sobre el umbral, lo cual respalda la hipótesis de que no existe una relación estadísticamente significativa entre la magnitud de momento y los parámetros de correlación espacial en estos casos.

Los resultados obtenidos concuerdan con investigaciones anteriores, como la de Aldea et al. (2022), en la que también se estudió la relación entre la correlación espacial y la magnitud del evento. En dicho estudio, se atribuyó la variabilidad a las asperidades del lugar, en lugar de a la magnitud del evento. Por su parte, la investigación de Heresi y Miranda (2019) analizó la correlación entre el parámetro  $\beta$  y la magnitud del evento, así como otras variables asociadas al sitio y al evento, como el valor de  $V_{S30}$ , la región tectónica y el mecanismo de falla. En su análisis, concluyeron que no se observa una tendencia clara al relacionar ninguno de estos factores con el parámetro  $\beta$ , y que la magnitud del evento presentó un nivel de significancia del 5% únicamente para algunos periodos de vibración.

Por ende, el hecho de que los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  en este estudio no estén correlacionados con la magnitud del evento sugiere que otros factores podrían influir de manera más significativa en la correlación espacial. Este resultado abre la posibilidad de que futuras investigaciones analicen el efecto de variables como las condiciones del sitio o las características de la fuente sobre dicha correlación.

## 5. Conclusiones

En este estudio se evaluó la correlación espacial de los residuales intraevento para la aceleración máxima del suelo (PGA) y 13 ordenadas espectrales de aceleración en la región de California. Esta región ha experimentado constantes eventos sísmicos a lo largo del tiempo, los cuales han sido ampliamente estudiados. Para este trabajo, se consideraron los eventos de la serie de terremotos de Ridgecrest de 2019, los cuales ascienden a un total de 131 eventos. Estos pasaron por dos procesos de filtrado: el primero exigió que cada evento tuviera al menos 100 estaciones de registro, mientras que el segundo requería un mínimo de 10 pares de estaciones para cada intervalo de distancia de separación entre estaciones. Tras este proceso, se seleccionaron 57 eventos.

Se ajustó un modelo exponencial, el cual decae con el aumento de la distancia de separación, utilizando dos parámetros ( $\alpha$  y  $\beta$ ) para cada uno de los eventos de manera independiente. Los resultados de este modelo muestran que las correlaciones espaciales para los distintos períodos de vibración estudiados presentan medias más cercanas al modelo propuesto por Goda y Atkinson (2009). Además, a medida que se incrementa el período de vibración, las diferencias entre las medias del modelo obtenido en este estudio y el modelo de Heresi y Miranda (2019) disminuyen considerablemente. No se evidencian diferencias estadísticamente significativas para ninguna distancia ni período de vibración. En comparación con el estudio de Shao et al. (2023), se observa que, a medida que aumenta el período de vibración, la media de su modelo se encuentra por encima de la media del presente estudio en distancias de separación similares. Esta diferencia se hace más evidente a mayor período, como se aprecia en la Figura 9, donde la curva media del estudio de Shao et al. (2023) se posiciona progresivamente por sobre la obtenida en este estudio.

Dado que este estudio presenta, en general, valores de la media logarítmica del rango mayores en comparación con el modelo de Heresi y Miranda (2019), se aplicó un test t de Welch para evaluar la existencia de diferencias estadísticamente significativas entre ambos conjuntos de datos. El análisis, realizado para PGA y once períodos de vibración, indicó que en todos los casos, excepto para  $T = 2$  s y  $T = 3$  s, el valor p fue inferior al umbral de 0,05, lo que evidencia diferencias significativas entre los estudios. En estos dos períodos, donde no se detectaron diferencias estadísticamente significativas, se observa el cruce de los intervalos de confianza presentados en la Figura 12(a).

Por otra parte, se estudió el efecto de la magnitud del evento sobre los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  del ajuste no lineal de la correlación espacial. Para ello, se realizaron regresiones lineales para la aceleración máxima del suelo (PGA) y los 13 períodos de vibración estudiados. El estadístico p-value fue utilizado para determinar si existía una correlación entre estos parámetros y la magnitud del evento. En el caso de  $\beta$ , no se observó correlación en ningún caso, mientras que para  $\alpha$  se identificaron algunos períodos específicos con correlación. Sin embargo, esto se debe a valores atípicos asociados a eventos de magnitudes grandes, los cuales no son representativos del comportamiento general. Estos resultados son consistentes con estudios previos, como los de Aldea et al. (2022) y Heresi y Miranda (2019).

Finalmente, este estudio actualiza el modelo de ajuste no lineal propuesto por investigaciones anteriores para el sur de California, proporcionando valores más recientes y específicos. Este modelo puede ser utilizado para simular intensidades de movimiento del suelo en diferentes ubicaciones de la región, lo cual es fundamental para realizar evaluaciones de amenaza y riesgo sísmico en California.

## 6. Agradecimientos

En primer lugar, deseo expresar mi más profundo agradecimiento a la Universidad Técnica Federico Santa María por el apoyo otorgado a través de la Beca Magíster Científico/Tecnológico USM, la cual hizo posible mi participación en el programa de Magíster.

A mis padres, les debo un agradecimiento muy especial. Su constante apoyo, tanto económico como emocional, ha sido fundamental a lo largo de toda mi formación. Gracias por acompañarme en cada etapa, por su paciencia infinita y por soportar mis cambios de ánimo durante los años de estudio en la universidad.

También quiero agradecer a mi grupo de amig@s, quienes fueron mi compañía inseparable tanto en los momentos de estudio como en los espacios de recreación fuera de la universidad. Su amistad, comprensión y apoyo hicieron este proceso mucho más llevadero y significativo.

Mi gratitud más sincera es para mi profesor guía, Pablo, por su dedicación, paciencia y constante acompañamiento durante el desarrollo de esta investigación. Le agradezco profundamente por su comprensión, incluso en los momentos en que me fue difícil avanzar y dejé la tesis en pausa.

Asimismo, quiero reconocer a los profesores Cristian, Claudio y Pablo, quienes me brindaron la oportunidad de colaborar como ayudante en sus asignaturas. Gracias a ello, pude conocer personas maravillosas y experimentar la gratificante sensación de recibir el cariño y reconocimiento de los estudiantes.

Finalmente, extendiendo mi agradecimiento a todas las personas que, de una u otra forma, contribuyeron a que pudiera finalizar este camino. A cada uno de ustedes, muchas gracias por haber sido parte de esta etapa tan importante en mi vida.

## Referencias

- Aldea, S., Heresi, P., & Pastén, C. (2022). Within-event spatial correlation of peak ground acceleration and spectral pseudo-acceleration ordinates in the Chilean subduction zone. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 51(11), 2575-2590.
- Atkinson, G. M., & Boore, D. M. (2003). Empirical ground-motion relations for subduction-zone earthquakes and their application to Cascadia and other regions. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 93(4), 1703-1729.
- Boore, D. M., & Atkinson, G. M. (2008). Ground-motion prediction equations for the average horizontal component of PGA, PGV, and 5%-damped PSA at spectral periods between 0.01 s and 10.0 s. *Earthquake spectra*, 24(1), 99-138.
- Boore, D. M., Gibbs, J. F., Joyner, W. B., Tinsley, J. C., & Ponti, D. J. (2003). Estimated ground motion from the 1994 Northridge, California, earthquake at the site of the Interstate 10 and La Cienega Boulevard bridge collapse, West Los Angeles, California. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 93(6), 2737-2751.
- Boore, D. M., Stewart, J. P., Seyhan, E., & Atkinson, G. M. (2014). NGA-West2 equations for predicting PGA, PGV, and 5% damped PSA for shallow crustal earthquakes. *Earthquake Spectra*, 30(3), 1057-1085.
- Chen, K., Avouac, J.-P., Aati, S., Milliner, C., Zheng, F., & Shi, C. (2020). Cascading and pulse-like ruptures during the 2019 Ridgecrest earthquakes in the Eastern California Shear Zone. *Nature communications*, 11(1), 22.
- Chen, Y., Bradley, B. A., & Baker, J. W. (2021). Nonstationary spatial correlation in New Zealand strong ground-motion data. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 50(13), 3421-3440.
- Chiou, B.-J., & Youngs, R. R. (2008). An NGA model for the average horizontal component of peak ground motion and response spectra. *Earthquake spectra*, 24(1), 173-215.
- Dokka, R. K., & Travis, C. J. (1990). Role of the eastern California shear zone in accommodating Pacific-North American plate motion. *Geophysical Research Letters*, 17(9), 1323-1326.
- Filippitzi, F., Kohler, M. D., Heaton, T. H., Graves, R. W., Clayton, R. W., Guy, R. G., Bunn, J. J., & Chandy, K. M. (2021). Ground motions in urban Los Angeles from the 2019 Ridgecrest earthquake sequence. *Earthquake Spectra*, 37(4), 2493-2522.
- Fisher, R. A. (1915). Frequency distribution of the values of the correlation coefficient in samples from an indefinitely large population. *Biometrika*, 10(4), 507-521.
- Goda, K. (2011). Interevent variability of spatial correlation of peak ground motions and response spectra. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 101(5), 2522-2531.
- Goda, K., & Atkinson, G. M. (2009). Probabilistic characterization of spatially correlated response spectra for earthquakes in Japan. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 99(5), 3003-3020.
- Goda, K., & Atkinson, G. M. (2010). Intraevent spatial correlation of ground-motion parameters using SK-net data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 100(6), 3055-3067.
- Goda, K., & Hong, H.-P. (2008). Spatial correlation of peak ground motions and response spectra. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 98(1), 354-365.
- Heresi, P., & Miranda, E. (2019). Uncertainty in intraevent spatial correlation of elastic pseudo-acceleration spectral ordinates. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 17, 1099-1115.
- Jayaram, N., & Baker, J. W. (2009). Correlation model for spatially distributed ground-motion intensities. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 38(15), 1687-1708.

- Kalpić, D., Hlupić, N., & Lovrić, M. (2011). "Student's t-Tests". En M. Lovric (Ed.), *International Encyclopedia of Statistical Science* (pp. 1559-1563). Springer Berlin Heidelberg. [https://doi.org/10.1007/978-3-642-04898-2\\_641](https://doi.org/10.1007/978-3-642-04898-2_641)
- Liu, C., Macedo, J., & Kottke, A. R. (2023). Evaluating the performance of nonergodic ground motion models in the Ridgecrest area. *Bulletin of Earthquake Engineering*, *21*(11), 5347-5373.
- Liu, C., Macedo, J., & Kuehn, N. (2023). Spatial correlation of systematic effects of non-ergodic ground motion models in the Ridgecrest area. *Bulletin of Earthquake Engineering*, *21*(11), 5319-5345.
- Loth, C., & Baker, J. W. (2013). A spatial cross-correlation model of spectral accelerations at multiple periods. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, *42*(3), 397-417.
- Markhvida, M., Ceferino, L., & Baker, J. W. (2018). Modeling spatially correlated spectral accelerations at multiple periods using principal component analysis and geostatistics. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, *47*(5), 1107-1123.
- Rekoske, J. M., Thompson, E. M., Moschetti, M. P., Hearne, M. G., Aagaard, B. T., & Parker, G. A. (2020). The 2019 Ridgecrest, California, earthquake sequence ground motions: Processed records and derived intensity metrics. *Seismological Research Letters*, *91*(4), 2010-2023.
- Savage, J., Gan, W., & Svarc, J. (2001). Strain accumulation and rotation in the Eastern California Shear Zone. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, *106*(B10), 21995-22007.
- Shao, G., Wen, R., Wang, H., Ren, Y., & Zhou, B. (2023). Spatial correlations in ground motion intensity measuring from 2023 Turkey earthquake. *Earthquake Research Advances*, 100231.
- Sokolov, V., & Wenzel, F. (2013). Spatial correlation of ground motions in estimating seismic hazards to civil infrastructure. En *Handbook of seismic risk analysis and management of civil infrastructure systems* (pp. 57-78). Elsevier.
- Thompson Jobe, J. A., Philibosian, B., Chupik, C., Dawson, T., K. Bennett, S. E., Gold, R., DuRoss, C., Ladinsky, T., Kendrick, K., & Haddon, E. (2020). Evidence of previous faulting along the 2019 Ridgecrest, California, earthquake ruptures. *Bulletin of the Seismological Society of America*, *110*(4), 1427-1456.
- Van der Elst, N. J. (2021). B-positive: A robust estimator of aftershock magnitude distribution in transiently incomplete catalogs. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, *126*(2), e2020JB021027.
- Wang, K., Dreger, D. S., Tinti, E., Bürgmann, R., & Taira, T. (2020). Rupture process of the 2019 Ridgecrest, California M w 6.4 foreshock and M w 7.1 earthquake constrained by seismic and geodetic data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, *110*(4), 1603-1626.
- Wen, P., Zhou, B., & Shao, G. (2024). A New Spatial Variation Model for Ground-Motion Intensities Combined with Correlation and Coherency. *Seismological Research Letters*, *95*(4), 2239-2250.
- Yue, H., Sun, J., Wang, M., Shen, Z., Li, M., Xue, L., Lu, W., Zhou, Y., Ren, C., & Lay, T. (2021). The 2019 Ridgecrest, California earthquake sequence: Evolution of seismic and aseismic slip on an orthogonal fault system. *Earth and Planetary Science Letters*, *570*, 117066.

## A. Apéndice 1, Tabla con los Registros Utilizados.

Tabla 2: Datos del Evento del 1 al 36

Event ID	Event Time	Latitude	Longitude	Magnitude	Depth [km]	Number of records
'ci37421229'	2019/07/06	35.86900	-117.66133	4.3	7.21	110
'ci38443095'	2019/07/04	35.70817	-117.50367	4.0	10.60	328
'ci38443183'	2019/07/04	35.70533	-117.50383	6.4	10.50	682
'ci38443535'	2019/07/04	35.74500	-117.55217	4.2	6.64	156
'ci38443607'	2019/07/04	35.60133	-117.59700	4.6	2.81	391
'ci38443703'	2019/07/04	35.59750	-117.59967	4.1	5.33	426
'ci38443871'	2019/07/04	35.67150	-117.47883	4.5	5.16	413
'ci38444103'	2019/07/04	35.66233	-117.52400	4.2	1.49	304
'ci38445087'	2019/07/04	35.74633	-117.56367	4.4	5.76	344
'ci38445703'	2019/07/04	35.60117	-117.61067	4.0	4.75	297
'ci38445975'	2019/07/05	35.77183	-117.61783	4.0	2.59	277
'ci38446071'	2019/07/05	35.70333	-117.48283	4.0	1.00	277
'ci38446159'	2019/07/05	35.69467	-117.50833	3.9	6.22	150
'ci38446647'	2019/07/05	35.64017	-117.54617	4.0	11.30	134
'ci38450263'	2019/07/05	35.76033	-117.57500	5.4	6.95	525
'ci38451079'	2019/07/05	35.77167	-117.57067	4.1	6.82	317
'ci38452095'	2019/07/05	35.74217	-117.56667	3.9	2.89	112
'ci38453279'	2019/07/05	35.61750	-117.57967	3.8	10.83	157
'ci38457487'	2019/07/06	35.72533	-117.55350	5.0	0.88	579
'ci38457511'	2019/07/06	35.76950	-117.59933	7.1	8.00	767
'ci38457679'	2019/07/06	35.68050	-117.47033	4.3	6.85	272
'ci38457687'	2019/07/06	35.90117	-117.74950	5.5	5.04	492
'ci38457775'	2019/07/06	35.55517	-117.52150	4.7	5.50	321
'ci38457815'	2019/07/06	35.58467	-117.61450	4.8	9.73	345
'ci38457847'	2019/07/06	35.91017	-117.68483	5.4	7.41	392
'ci38457983'	2019/07/06	35.64283	-117.44567	4.2	2.88	235
'ci38458079'	2019/07/06	35.87733	-117.69450	4.5	3.32	341
'ci38458375'	2019/07/06	35.83300	-117.67750	4.3	3.43	223
'ci38458655'	2019/07/06	35.93233	-117.69167	4.2	1.86	396
'ci38458679'	2019/07/06	35.91100	-117.73850	4.6	4.99	303
'ci38458759'	2019/07/06	35.58133	-117.37517	4.3	5.45	398
'ci38458999'	2019/07/06	35.89267	-117.72483	4.0	8.17	276
'ci38459047'	2019/07/06	35.80417	-117.63783	3.9	7.51	134
'ci38459887'	2019/07/06	35.70517	-117.55767	3.9	8.49	158
'ci38460311'	2019/07/06	35.63900	-117.49133	4.6	3.14	449
'ci38460639'	2019/07/06	35.54983	-117.38550	4.0	3.71	161

Tabla 3: Datos del Evento del 37 al 72

Event ID	Event Time	Latitude	Longitude	Magnitude	Depth [km]	Number of records
'ci38461735'	2019/07/06	35.57450	-117.35283	3.8	2.85	106
'ci38461879'	2019/07/06	35.57850	-117.37200	4.0	5.60	339
'ci38462679'	2019/07/06	35.89533	-117.73367	4.1	2.10	302
'ci38463551'	2019/07/06	35.92833	-117.70500	4.5	2.37	325
'ci38465703'	2019/07/06	35.57050	-117.52300	4.1	10.05	318
'ci38466343'	2019/07/06	35.87167	-117.71683	4.0	7.74	108
'ci38466847'	2019/07/06	35.65417	-117.46483	3.9	1.90	119
'ci38469375'	2019/07/06	35.82350	-117.66300	4.5	6.51	426
'ci38472279'	2019/07/07	35.76817	-117.57783	4.5	10.57	419
'ci38475431'	2019/07/07	35.80567	-117.59400	4.2	10.06	324
'ci38480919'	2019/07/07	35.83033	-117.66867	3.9	5.01	118
'ci38488719'	2019/07/08	35.67800	-117.51050	3.8	3.96	132
'ci38489751'	2019/07/08	35.55483	-117.31233	3.8	7.71	159
'ci38509663'	2019/07/10	36.05750	-117.84683	4.1	1.75	139
'ci38517119'	2019/07/10	35.87583	-117.70800	3.8	5.02	101
'ci38517471'	2019/07/10	36.04950	-117.85667	4.1	1.90	202
'ci38521799'	2019/07/10	36.16617	-117.88250	4.1	1.13	210
'ci38522647'	2019/07/10	35.66467	-117.52467	4.2	9.14	320
'ci38525207'	2019/07/11	36.17650	-117.88383	4.5	0.93	114
'ci38527863'	2019/07/11	36.05617	-117.84867	4.3	2.09	229
'ci38529591'	2019/07/11	36.17967	-117.88333	4.0	1.51	207
'ci38538991'	2019/07/11	35.95000	-117.70333	4.1	4.23	256
'ci38541359'	2019/07/12	35.93983	-117.37867	3.9	1.96	100
'ci38548295'	2019/07/12	35.63667	-117.58667	4.9	9.48	507
'ci38572055'	2019/07/15	36.05567	-117.85150	4.2	2.20	242
'ci38577831'	2019/07/16	35.63233	-117.43200	3.8	5.01	138
'ci38583335'	2019/07/16	35.78400	-117.61517	4.5	3.62	289
'ci38585023'	2019/07/17	36.11650	-117.88467	4.4	4.82	268
'ci38593535'	2019/07/18	36.11217	-117.88817	4.6	2.69	342
'ci38627095'	2019/07/23	35.74567	-117.55800	3.9	5.46	147
'ci38628799'	2019/07/23	35.62500	-117.42667	4.2	5.51	346
'ci38644943'	2019/07/26	35.92583	-117.70683	4.7	3.79	347
'ci38653975'	2019/07/27	35.63717	-117.47417	3.9	1.65	187
'ci38905359'	2019/10/18	35.77650	-117.58633	3.8	10.60	186
'ci38996632'	2019/08/22	35.90767	-117.70917	4.9	4.87	442
'ci38999296'	2019/08/23	35.90783	-117.70467	4.3	7.16	335

## B. Apéndice 2, Explicación de la ecuación para el calculo de la correlación espacial.

Para obtener la ecuación mediante la cual se calcula la correlación espacial, se tiene que:

$$\epsilon_d = \delta W_{ij} - \delta W_{kj}$$

Sabiendo que la desviación estandar al cuadrado para una diferencia es:

$$\sigma_d^2(\Delta, T) = \sigma_j^2(\Delta, T) + \sigma_k^2(\Delta, T) - 2 \cdot \sigma_j(\Delta, T) \cdot \sigma_k(\Delta, T) \cdot \rho_W(\Delta, T)$$

Dado que ya tenemos el termino de la correlación espacial en el calculo se realizan los siguiente supuestos:

$$\sigma_j(\Delta, T) = \sigma_k(\Delta, T) = \hat{\phi}(T)$$

Por lo tanto nos queda:

$$\sigma_d^2(\Delta, T) = 2 \cdot \hat{\phi}(T) - 2 \cdot \hat{\phi}^2(T) \cdot \rho_W(\Delta, T) \rightarrow \sigma_d^2(\Delta, T) = 2 \cdot \hat{\phi}^2(T) \cdot (1 + \rho_W(\Delta, T))$$

Con esto para calcular la correlación espacial nos queda la siguiente expresión:

$$\frac{\sigma_d^2(\Delta, T)}{2 \cdot \hat{\phi}^2(T)} = 1 - \rho_W(\Delta, T) \rightarrow \rho_W(\Delta, T) = 1 - \frac{1}{2} \cdot \left[ \frac{\sigma_d(\Delta, T)}{\hat{\phi}(T)} \right]^2$$