



UNIVERSIDAD TÉCNICA
FEDERICO SANTA MARÍA

Departamento de Obras Civiles

EVALUACIÓN DE LA AMENAZA SÍSMICA DE LA FALLA SAN RAMÓN USANDO MODELOS DEPENDIENTES DEL TIEMPO

Tesis de Grado y Memoria de Título presentada por

Matías Alejandro Fernández Muñoz

como requisito parcial para optar al título de la carrera de

Ingeniería Civil

y el grado de

Magíster en Ciencias de la Ingeniería Civil

Profesor Guía
Pablo Camilo Heresi Venegas

Septiembre de 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: Evaluación de la amenaza sísmica de la Falla San Ramón usando modelos dependientes del tiempo.

Nombre del candidato(a): Matías Alejandro Fernández Muñoz

Carrera / Grado: Ingeniería Civil / Magíster en Ciencias de la Ingeniería Civil

Campus: San Joaquín Departamento: Obras Civiles

2.- VALIDACIÓN DEL PROFESOR GUÍA/DIRECTOR DE TESIS

Yo, Cristian Emanuel 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: 29/12/2025

Firma:

Estudiante o Candidato(a):

Fecha: 29/12/2025

Firma:

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.

Resumen

Los estudios de amenaza sísmica son una parte fundamental en el diseño de estructuras sismorresistentes, pues nos permiten conocer qué tanto podrían estar solicitadas las estructuras bajo un contexto sísmico. Un supuesto común usado en los cálculos es que la recurrencia de eventos en las fallas es independiente del tiempo transcurrido desde la última ruptura, aproximándose a través de un proceso de Poisson. La implicación de esta elección es no considerar la acumulación de energía en las fallas de análisis, pudiendo de esta forma subestimar las intensidades esperadas.

Múltiples investigaciones han hecho uso de modelos no-Poissonianos o dependientes del tiempo en diversas regiones del mundo, llegando a mayores valores de amenaza en fallas individuales con periodos de inactividad lo suficientemente cercanos al intervalo de recurrencia medio de activación. Las investigaciones toman como apoyo los estudios paleosismológicos de las fallas, determinando así en que periodos ocurrieron los últimos eventos, no exentos de cierta incertidumbre.

Una de las fallas superficiales que más ha despertado el interés y preocupación de muchos investigadores en el último tiempo es la Falla San Ramón (*FSR*), ubicada en el piedemonte de la zona occidental de la Cordillera de los Andes, pasando por comunas con una densidad poblacional importante. De la literatura disponible se desprende que ha habido dos rupturas en los últimos 17000-19000 años, siendo el último de estos hace aproximadamente 8400 años, cercano al intervalo de recurrencia medio, el cual se estima que ronda los 9000 años. En base a esto, la Falla San Ramón podría tener condiciones suficientes para un análisis no-Poissoniano, pudiendo de esta forma entregar información relevante para futuros estudios o para decisiones en normativas.

A través de un análisis probabilístico de la amenaza sísmica (*PSHA*), se calculan mapas de amenaza en la región Metropolitana de Santiago. Se determinan intensidades con una probabilidad de excedencia del 1% en 100 años, usando tanto un enfoque Poissoniano como no-Poissoniano a través del modelo Brownian Passage Time (*BPT*). De modo adicional, se calculan curvas de amenaza sísmica y espectros de amenaza uniforme (*UHS*) de dos sitios, el primero de ellos en la comuna de Ñuñoa a una distancia de 8.5 km de la falla, y el segundo sobre ella. La geometría, mecanismo de ruptura y las condiciones del sitio son modeladas con datos obtenidos de la literatura disponible, cuyas incertidumbres epistémicas son consideradas con un árbol lógico.

Uno de los parámetros fundamentales del modelo *BPT* es el parámetro de aperiodicidad, el cual es imposible de definir con los datos disponibles de la *FSR*, por lo que se hace uso de la literatura existente de fallas con mecanismos tectónicos similares. Se escogen la falla de Chelungpu en Taiwan y el sistema de fallas de Marquesado-La Rinconada en Argentina, obteniéndose valores de coeficiente de variación (*COV*) medios de 0.67 a través de simulaciones Monte Carlo. De modo adicional se usan bases de datos recopiladas de varias fallas inversas, cuyo valor medio de *COV* es de 0.34. A ambos datos se les asigna el mismo peso en el modelo de árbol lógico.

Al visualizar los mapas de probabilidad de excedencia del 1% en 100 años con un modelo de recurrencia Poissoniano, se llegan a valores máximos de 0.36g de aceleración máxima del suelo (*PGA*), 0.64g de ordenada espectral a 0.5 segundos ($S_a(0.5s)$) y 0.33g de ordenada espectral a 1 segundo ($S_a(1.0s)$). En los mapas con el modelo *BPT* se llegan a intensidades máximas de 0.88g de *PGA*, 1.92g de $S_a(0.5s)$ y 1.16g de $S_a(1.0s)$. Así mismo, se realizan mapas que entregan la probabilidad de experimentar 0.3g de *PGA* en 100 años, valor de intensidad similar a los alcanzados en Santiago durante el terremoto del Maule 2010. En dichos mapas se desprenden probabilidades de 1.05% usando la aproximación Poissoniana y 2.15% con el modelo *BPT* en zonas cercanas a la ruptura.

La falta de información tanto en la Falla San Ramón como en estudios paleosismológicos en otros sitios del mundo, hace compleja la implementación de modelos no-Poissonianos. Sin embargo, es una herramienta necesaria en el estudio específico de ciertas fallas, y entrega información adicional que complementa lo conocido referente a la amenaza de fallas superficiales.

Palabras claves: Amenaza, Poissoniano, Aperiodicidad, no-Poissoniano, Análisis probabilístico de la amenaza sísmica

1 Introducción

La ingeniería civil a lo largo de los años se ha encargado de desarrollar y mejorar diferentes metodologías con el fin de estimar de mejor manera la respuesta estructural ante diferentes contextos. Ejemplo de esto, es que han surgido métodos avanzados como el diseño basado en desempeño (e.g., Krawinkler & Miranda, 2004). Uno de los pilares de dichos análisis es el estudio específico del contexto sísmico en el lugar de interés, lo que se denomina amenaza sísmica del sitio, considerando las fuentes sísmicas cercanas, así como las características del sitio.

Las zonas de subducción albergan la mayor cantidad de fallas activas alrededor del mundo, liberando cerca del 90% de la energía total de los terremotos históricos (Hayes et al., 2018). Dentro del marco de la amenaza ligado a la zona de subducción, Chile es considerado como uno de los países con mayor actividad sísmica del planeta, liberando más del 20% del momento sísmico de la Tierra (Maldonado et al., 2021), siendo cuna de eventos de gran magnitud y poder destructivo, como el terremoto de Valdivia en 1960 M_w 9.5, el del Maule en 2010 M_w 8.8 o el de Valparaíso en 1906 M_w 8.2 (Lomnitz, 2004). Bajo este contexto, no se puede ignorar que el riesgo sísmico es inminente.

Los mayores eventos en el territorio nacional han surgido a raíz de la subducción (Madariaga, 1998). Sin embargo, no se puede hacer caso omiso a la existencia de fallas superficiales activas distribuidas a lo largo del país (Maldonado et al., 2021) algunas de las cuales debido a su ubicación en zonas de alta densidad poblacional y poca profundidad, podrían presentar un riesgo sísmico importante y las consecuencias de una activación serían devastadoras. En Chile se tiene registro de terremotos ocasionados por fallas corticales, como es el caso de la serie de eventos de Las Melosas en 1958, los cuales tuvieron magnitudes de M_w 6.9 M_w 6.7 M_w 6.8, respectivamente (Lomnitz, 1960), el evento de Chusmiza 2001 M_w 6.3 y Curicó 2004 M_w 6.4, aunque en estos casos los terremotos se presentaron alejados de zonas pobladas, por lo que los registros de daños no fueron alarmantes (Campos et al., 2005). Por otro lado, terremotos corticales en el ámbito internacional que fueron más catastróficos son el de Kobe en 1995 M_w 6.9 (Kanamori, 1995), el de Chi-Chi en 1999 M_w 7.6 (Shin, 2004) y los eventos de Turquía 2023 M_w 7.8 y M_w 7.6 (Zilio & Ampuero, 2023) cuyos epicentros fueron en ciudades con una población numerosa y el daño en dichos sitios fue considerable.

En los últimos años se han hecho diversas investigaciones sobre la zona de tensiones en el sector occidental de la cordillera de los Andes, ocasionada por la zona de subducción (e.g., Ammirati et al., 2019; Armijo et al., 2010; Estay et al., 2016; Rauld et al., 2011; Vargas et al., 2014), cuyo mecanismo compresivo es definido por Uyeda & Kanamori (1979). En estas investigaciones se hace especial énfasis en la Falla San Ramón (*FSR*), falla cuaternaria ubicada en la Región Metropolitana de Santiago, la cual se afirma que posee un mecanismo focal inverso (Rauld, 2011; Armijo et al., 2010) con longitudes de traza propuestas de: 50 km (Ammirati et al., 2019); 30 km (Armijo et al., 2010); y cuatro segmentos independientes de 10 km (Estay et al., 2016). Vargas et al. (2014) realizan un estudio paleosismológico con el fin de estimar los periodos en los que se podría haber activado la falla. En dicha investigación se estima que han ocurrido dos eventos dentro de un periodo de 17000-19000 años, siendo el último de estos hace aproximadamente 8400 años según los datos recopilados de análisis con radiocarbono y por luminiscencia estimulada ópticamente concluyéndose, además, que la falla se encuentra activa (e.g., Ammirati et al., 2019; Armijo et al., 2010; Vargas et al., 2014).

Una posible activación de la *FSR* ha despertado preocupación, más aún conociendo la densidad poblacional importante alrededor de la traza, pues se estima que un 55% de la superficie cercana a esta se encuentra edificada, en las comunas de Lo Barnechea, Vitacura, Las Condes, La Reina, Peñalolén, La Florida, Puente Alto y Pirque (Contardo et al., 2023). Esta inquietud es agravada al momento de hacer modelaciones de un posible escenario de ruptura a través de análisis determinísticos, alcanzándose

intensidades potenciales que podrían superar ampliamente las experimentadas durante el terremoto del Maule en 2010 (e.g., Ammirati et al., 2019; Easton et al., 2022; Perez et al., 2014).

Al momento de cuantificar los escenarios posibles, existe la opción de hacer un análisis de amenaza probabilístico con el fin de obtener intensidades esperadas para un cierto periodo de tiempo futuro. Cornell (1968) y Esteva (1967) introducen una metodología para evaluar la amenaza sísmica, incluyendo múltiples fuentes cercanas y las incertidumbres de las diferentes variables, lo que se traduce en medidas del movimiento del suelo, conocido como análisis probabilístico de la amenaza sísmica (*PSHA*). Uno de los aspectos fundamentales en este procedimiento es la selección del modelo de recurrencia de las fuentes sísmicas en cuestión, la cual es normalmente asumida como un proceso de Poisson (i.e. independiente del tiempo). Al escoger esta distribución, se ignora el comportamiento pasado de las fuentes, es decir, una de las propiedades es la pérdida de memoria. La implicación de escoger esta aproximación es que se ignora el hecho de que las fallas pueden acumular energía a través del tiempo (Cornell, 1968), pudiéndose subestimar la verdadera amenaza existente en el sitio. Generalmente se considera que un modelo de recurrencia Poissoniano es suficiente para la mayoría de los casos, especialmente en donde existen varias fuentes que pueden aportar a la amenaza sísmica (Cornell, 1968; Cornell & Wintersntein, 1987). Sin embargo, al momento de querer evaluar fallas individuales, con periodos de inactividad considerablemente altos, sería deseable tomar en cuenta esta acumulación de energía y utilizar modelos de recurrencia que abarquen esta característica, es decir, modelos no-Poissonianos (i.e. dependientes del tiempo) (Matthews et al., 2002).

Varias investigaciones han implementado modelos no-Poissonianos en diferentes fallas superficiales alrededor del mundo, llegando generalmente a mayores valores de amenaza sísmica que el comúnmente usado modelo de Poisson (e.g., Petersen et al., 2007; Akinci et al., 2009; Chan et al., 2013; Jalalalhosseini et al., 2017; Pace et al., 2006; Xu et al, 2023). De acuerdo con esta literatura, las fallas con amplios periodos de inactividad pueden requerir evaluaciones de amenaza sísmica dependientes del tiempo. En este contexto, la Falla San Ramón reúne características que justifican una evaluación tiempo-dependiente de la amenaza sísmica, pues cuenta con un tiempo desde el último evento relativamente alto y cercano al intervalo de recurrencia medio, el cual bordea los 9000 años (Vargas et al., 2014). Este estudio puede aportar información relevante sobre su nivel de peligrosidad para determinadas zonas de Santiago.

2 Modelos dependientes del tiempo

2.1 Modelo independiente el tiempo (distribución Poissoniana)

Dentro de la metodología del *PSHA* planteada por Cornell (1968) y Esteva (1967), es necesario definir un modelo de recurrencia que logre incorporar la frecuencia de activación de una posible ruptura. La aproximación Poissoniana tiene la propiedad de no tener memoria del comportamiento pasado, por lo que, al ser utilizado como modelo de recurrencia, se asume que la probabilidad de ruptura de una falla dentro de un periodo de tiempo futuro es independiente de cuánto ha transcurrido desde la última activación, siendo también nombrado modelo independiente del tiempo.

Si asumimos que los terremotos siguen un proceso de Poisson con media entre los intervalos de activación de μ , el tiempo entre eventos sigue una distribución exponencial con la siguiente función de densidad de probabilidad:

$$f_{EXP}(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad (1)$$

Con una función de densidad acumulada:

$$F_{EXP}(t) = 1 - e^{-\lambda t} \quad (2)$$

La distribución exponencial hace uso del parámetro λ , el cual se define como $\lambda = 1/\mu$.

Por otro lado, la probabilidad de que ocurra una cantidad k de eventos en un periodo de tiempo Δt está dado por:

$$P(K = k) = \frac{e^{-\lambda\Delta t} (\lambda\Delta t)^k}{k!} \quad (3)$$

Al querer expresar la probabilidad de activación o, dicho de otra forma, la probabilidad de que ocurra al menos un evento en los próximos Δt años:

$$P(K \geq 1) = 1 - P(K = 0) \quad (4)$$

Lo cual es equivalente a:

$$P_{rup}^{POI} = 1 - e^{-\lambda\Delta t} \quad (5)$$

Es posible observar que la probabilidad de ruptura usando un enfoque Poissoniano, no depende de cuánto tiempo ha transcurrido desde la última activación, sino solo del tiempo de recurrencia medio, μ .

2.2 Modelos dependientes del tiempo (distribuciones no-Poissonianas)

La necesidad de incorporar la física detrás del mecanismo de ruptura ha traído consigo investigaciones que buscan ‘pronosticar’ terremotos a largo plazo, esto a través de un modelo cíclico que tome en cuenta la acumulación de energía. En una de las primeras descripciones de este fenómeno, Reid (1910) establece el modelo de rebote elástico, en donde los terremotos son sucesos cíclicos de carga y descarga de tensiones en la corteza. Nishenko & Buland (1987) presentan y analizan una serie de modelos empíricos, que podrían ajustar el fenómeno de los tiempos de ruptura sin ninguna justificación física, entre los que se encuentran Weibull, Gamma y Lognormal (*LN*). Según su investigación, este último lograría un mejor ajuste.

La distribución Lognormal posee la siguiente función de densidad de probabilidad:

$$f_{LN}(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{ln}t} e^{-\frac{(\ln(t)-\mu_{ln})^2}{2\sigma_{ln}^2}} \quad (6)$$

Por otro lado, su función de densidad acumulada:

$$F_{LN}(t) = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu_{ln}}{\sigma_{ln}}\right) \quad (7)$$

Siendo μ_{ln} y σ_{ln} la media y desviación logarítmicas respectivamente, y Φ la distribución normal estándar acumulada.

A pesar de que la distribución Lognormal presenta un ajuste relativamente acertado, esto no siempre se cumple, pues no posee una base teórica (Utsu, 1984).

Con el fin de expresar explícitamente un proceso oscilatorio de tensiones que provocan la ruptura, Ellsworth et al. (1999) plantean una nueva distribución para la recurrencia de terremotos basado en el oscilador de relajación Browniano, nombrado como Brownian Passage Time (*BPT*) o conocido también como modelo Gaussiano inverso según la literatura estadística (Ellsworth et al., 1999). Este modelo busca retratar de mejor manera el fenómeno físico a través de un estado de cargas en la zona de tensiones de la falla, definiéndose así un parámetro de esfuerzo cíclico entre rupturas (Matthews et al., 2002).

La función de densidad de probabilidad es la siguiente (Baker et al., 2021):

$$f_{BPT}(t) = \sqrt{\frac{\mu}{2\pi\alpha^2 t^3}} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\mu\alpha^2 t}} \quad (8)$$

Y su función de probabilidad acumulada es (Baker et al., 2021):

$$F_{BPT}(t) = \Phi\left(\frac{t-\mu}{\alpha\sqrt{\mu t}}\right) + e^{\frac{2}{\alpha^2}} \Phi\left(-\frac{t+\mu}{\alpha\sqrt{\mu t}}\right) \quad (9)$$

Este modelo de distribución utiliza los parámetros μ como la media del tiempo entre eventos, y α como el parámetro de aperiodicidad, el cual es el equivalente al coeficiente de variación ($COV = \sigma/\mu$) (Matthews et al., 2002). La Figura 1, compara las distribuciones de densidad de probabilidad y de probabilidad acumulada de los 3 modelos (Figuras 1a y 1b, respectivamente), observándose que *LN* y *BPT* tienen un comportamiento similar. Notar también que, en el caso de los modelos dependientes del tiempo, la máxima probabilidad instantánea está cerca de la media, μ , (Figura 1a).

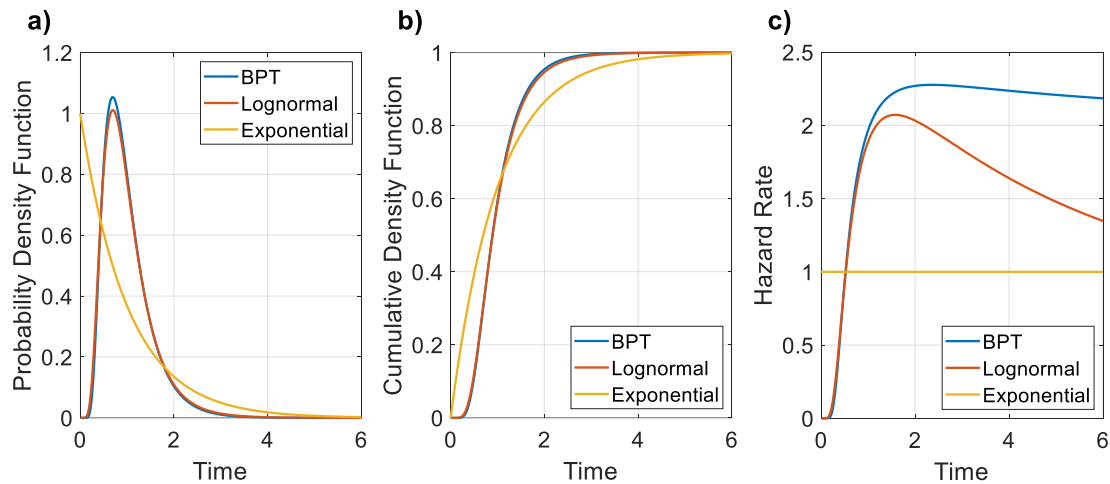


Figura 1: Comparación de las funciones de los modelos dependientes del tiempo (LN y BPT) y el independiente del tiempo (exponencial). Se usa media de 1 y desviación estándar de 0.5 (excepto para modelo exponencial) a modo de ilustración. a) Funciones de densidad de probabilidad; b) Funciones de densidad acumulada; c) Funciones de tasa de amenaza.

Por otro lado, Matthews et al. (2002) definen la ‘tasa de amenaza’ $h(t)$ como:

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \quad (10)$$

Este valor cuantifica la peligrosidad de que la falla se active a medida que transcurre el tiempo. Es posible observar cómo este dato permanece constante en el caso de la distribución exponencial (Poissoniana), indicando que no existe un aumento de la amenaza, aunque el periodo de estudio vaya aumentando. Por otro lado, los modelos dependientes del tiempo muestran un aumento de la tasa de amenaza a medida que crece el lapso del último evento. La diferencia clave entre el modelo *LN* y *BPT* es que este último tiende a $(2\mu\alpha^2)^{-1}$ para periodos de inactividad muy altos (Chhikara & Folks, 1977), cuyo comportamiento no se presenta en *LN*, descendiendo hasta cero (Figura 1c). Esto último podría no ser físicamente consistente ni intuitivo con el proceso tectónico (e.g., Matthews, 2002; Xu et al., 2023). En este trabajo se toma en cuenta este argumento para optar por la distribución Browniana.

De modo general, es posible expresar la probabilidad de activación usando una cierta distribución (en este caso *BPT*), como (Baker et al., 2021):

$$P_{rup}^{BPT} = \frac{F_{BPT}(t_p + \Delta t) - F_{BPT}(t_p)}{1 - F_{BPT}(t_p)} \quad (11)$$

Siendo t_p el tiempo transcurrido desde el último evento pasado y Δt el periodo de análisis futuro.

2.3 Aplicación del modelo de recurrencia en el *PSHA*

En ingeniería sísmica, muchas veces se desea retratar la amenaza sísmica en forma de medidas de intensidad esperadas con una cierta probabilidad en un periodo de análisis, incorporando incertidumbres tanto en las distancias hasta la ruptura, la magnitud del terremoto, el modelo de recurrencia y la intensidad alcanzada a través de una ley de atenuación o modelos de movimiento del suelo (*GMM*). Field et al. (2003) escriben de la siguiente manera la ecuación para una medida de intensidad (*IM*) esperada, considerando las fuentes *I*, que provocan rupturas *J*:

$$P(IM \geq im) = 1 - \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^{J_i} \sum_{k=0}^{\infty} P_{rup_{ij}}(K = k|\Delta t) \cdot P(IM < im|rup_{ij})^k \quad (12)$$

De este modo se define $P_{rup_{ij}}(K = k|\Delta t)$ como la probabilidad de que ocurran k eventos con ruptura j -ésima en la fuente i -ésima; $P(IM < im|rup_{ij})$ la probabilidad de no excedencia de una cierta medida de intensidad (im), dado que ocurrió una ruptura, siendo estimada a través de una *GMM*.

El término $P_{rup_{ij}}(K = k|\Delta t)$ se obtiene de la siguiente manera:

$$P_{rup_{ij}}(K = k|\Delta t) = P_{rup_{ij}}(K \geq k|\Delta t) - P_{rup_{ij}}(K \geq k + 1|\Delta t) \quad (13)$$

En donde $P_{rup_{ij}}(K \geq k|\Delta t)$ es la probabilidad de que ocurran k o más eventos con ruptura j -ésima, en la fuente i -ésima en un tiempo Δt y $P_{rup_{ij}}(K \geq k + 1|\Delta t)$ la probabilidad de que ocurran $k + 1$ o más eventos con ruptura j -ésima, en la fuente i -ésima en un tiempo Δt .

Para el caso de estudio de la FSR se trabaja únicamente con un evento característico con ruptura en toda la traza, evaluando solo un caso de ruptura J en la FSR (fuente I). De este modo, las multiplicaciones de todos los casos de la ecuación (12), quedan reducidos solo a la sumatoria.

Tomando en cuenta la definición de probabilidad condicional asociada al evento característico:

$$P_{rup}(K \geq 1|\Delta t) = \frac{\int_{t_p}^{t_p+\Delta t} f_t(t) dt}{1 - \int_0^{t_p} f_t(t) dt} = \frac{F_t(t_p + \Delta t) - F_t(t_p)}{1 - F_t(t_p)} \quad (14)$$

Siendo $f_t(t)$ la función de densidad de probabilidad y $F_t(t)$ la función de densidad acumulada de la aproximación que se esté utilizando. Notar que de esta ecuación se obtienen las expresiones (5) y (11) para Poisson y *BPT*, respectivamente.

De modo similar podemos extrapolar para una cantidad de rupturas k :

$$\begin{aligned} & P_{rup}^{BPT}(K \geq k|\Delta t) \\ &= \frac{\int_{t_p}^{t_p+\Delta t} f_{BPT}(t_1) \cdot \left(\int_0^{t_p+\Delta t-t_1} f_{BPT}(t_2) \cdot \dots \left(\int_0^{t_p+\Delta t-t_1-\dots-t_{k-1}} f_{BPT}(t_k) dt_k \right) \dots dt_2 \right) dt_1}{1 - F_{BPT}(t_p)} \end{aligned} \quad (15)$$

Ahora bien, la probabilidad de que ocurran múltiples rupturas dentro de un periodo Δt relativamente bajo es muy pequeña, llegando a ser casi nula para valores de $k \geq 3$, por lo que los cálculos se realizarán hasta un valor de $k = 2$.

$$P_{BPT}(IM \geq im) = 1 - \sum_{k=0}^2 P_{rup}(K = k|\Delta t) \cdot P(IM < im|rup)^k \quad (16)$$

Para el caso del modelo de Poisson, como alternativa, McGuire (1995) define la tasa anual de excedencia de una medida de intensidad usando el modelo de Poisson, $\lambda_{POI}(IM \geq im)$, el cual se define como:

$$\lambda_{POI}(IM \geq im) = \sum_{i=1}^I \lambda_{m_0} \sum_{j=1}^{n_M} \sum_{k=1}^{n_R} P(IM > im | m_j, r_k) \cdot f_{M_i}(m_j) \cdot f_{R_i|M_i}(r_k) \cdot \Delta r \cdot \Delta m \quad (17)$$

Al discretizar se tiene que:

$$\begin{aligned} f_{R|M}(r_k) \Delta r &\approx P(R_i = r_k) \\ f_{M_i}(m_j) \Delta m &\approx P(M_i = m_j) \end{aligned} \quad (18)$$

Siendo $f_{R|M}(r)$ la función de densidad de probabilidad para la distancia a la ruptura; $f_{M_i}(m)$ la función de densidad de probabilidad de las magnitudes, normalmente definidas a través de una ley de Gutenberg-Richter (Gutenberg & Richter, 1944); Δr y Δm las discretizaciones de la distancia a la ruptura y las magnitudes respectivamente.

Entonces:

$$\lambda_{POI}(IM \geq im) = \sum_{i=1}^I \lambda_{m_0} \sum_{j=1}^{n_M} \sum_{k=1}^{n_R} P(IM > im | m_j, r_k) \cdot P(R_i = r_k) \cdot P(M_i = m_j) \quad (19)$$

En donde I es el número de fuentes, λ_{m_0} es la tasa anual de excedencia para una magnitud mínima (para el caso de la *FSR* caracterizada como $1/\mu$, pues la ruptura implica excedencia de m_0); $P(IM > im | m_j, r_k)$ la probabilidad de exceder el nivel de im dada la magnitud m_j a una distancia r_k de la ruptura; $P(R_i = r_k)$ la probabilidad de que la distancia más cercana a la ruptura sea de r_k ; $P(M_i = m_j)$ la probabilidad de que la magnitud de la ruptura sea de m_j . Tal como se dijo para el modelo *BPT*, el caso de estudio considera únicamente el evento característico, con ruptura en toda la traza y una magnitud única, en consecuencia, $P(M_i = m_j)$ y $P(R_i = r_k)$ serán iguales a uno, por lo que ecuación queda de la siguiente manera:

$$\lambda_{POI}(IM \geq im) = \lambda_{m_0} \cdot P(IM > im | m, r) \quad (20)$$

Luego al reemplazar en la ecuación (5), es posible expresar la probabilidad de exceder una medida de intensidad usando la aproximación de Poisson:

$$P_{POI}(IM \geq im) = 1 - e^{-\lambda_{POI}(IM \geq im) \cdot \Delta t} \quad (21)$$

De esta manera, será posible implementar ambos modelos en el cálculo de probabilidades de excedencia para diferentes medidas de intensidad. A continuación, con el fin de obtener información de los parámetros de la *FSR*, será necesario estudiar la literatura referente a su paleosismología.

3 Antecedentes de la Falla San Ramón

Investigaciones en el último tiempo se han centrado en estudiar la zona de tensiones en el piedemonte occidental de la Cordillera de los Andes, gatillados por una preocupante amenaza sísmica potencial de la Falla San Ramón. Rauld (2011) y Armijo et al. (2010) describen el mecanismo tectónico detrás de la formación de fallas inversas provocados por la zona de subducción, señalando la peligrosidad de la *FSR* y afirmando que se encuentra activa. En dichos artículos se entrega un rango de tasa de activación cada 2500-10000 años, un desplazamiento medio a largo plazo de 0.3 mm/año y un largo de traza de 30 km, asociándose a magnitudes de entre $M_w 6.9$ a $M_w 7.4$ con ruptura en toda la traza.

Posteriormente, Ammirati et al. (2019) plantean que la falla podría extenderse 20 km más de los definidos en un inicio, es decir, la ruptura podría ser de 50 km, asociándose a una magnitud de $M_w 7.5$, de este modo justificando los 4.7 a 4.9 m de desplazamiento por evento mencionado por Vargas et al. (2014). Por otro lado, Perez et al. (2014) modelan un escenario de ruptura de la *FSR* considerando un ángulo de inclinación (*dip*, δ) de 40° con respecto a la horizontal, ángulo de orientación con respecto al norte (*strike*, φ) de 358° y el ángulo del deslizamiento (*rake*, λ) de 113° (falla inversa).

En el estudio paleosismológico realizado por Vargas et al. (2014) se indica que han ocurrido dos eventos en los últimos 17300 ± 1000 años, siendo el último de estos hace 8400 ± 500 años, en donde, por ejemplo, Estay et al. (2016) usan un intervalo de recurrencia medio de 9000 años.

Dentro de los estudios sísmicos es de suma importancia conocer el tipo de suelo de la zona de interés. Bustos et al. (2022) determinan propiedades dinámicas en el suelo de Santiago entre las coordenadas $70.50^\circ - 70.96^\circ W$ y $33.33^\circ - 33.72^\circ S$, entre las cuales se encuentran la velocidad de onda de corte promedio en los primeros 30 m de profundidad (V_{S30}) y la profundidad donde la velocidad de onda de corte alcanza 1 km/s ($Z_{1.0}$) (Figura 2).

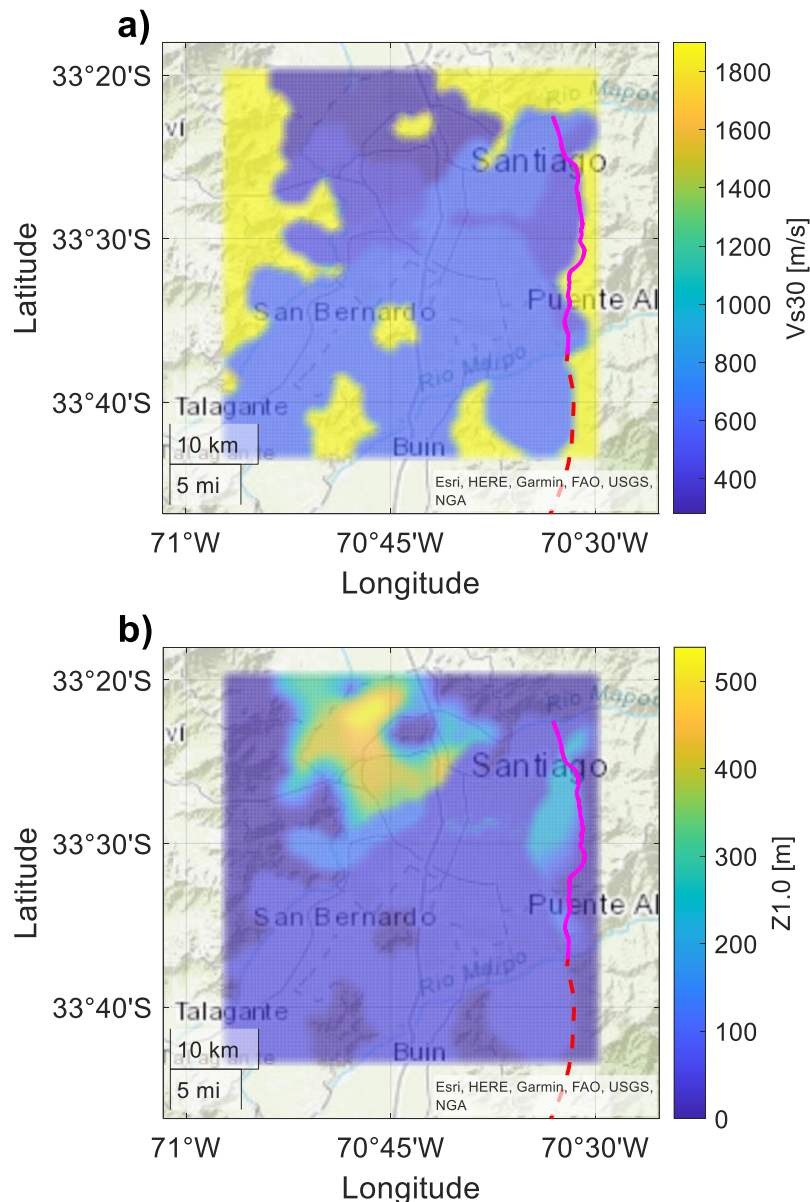


Figura 2: Propiedades del suelo en la zona de Santiago. En línea se señala las posibles trazas de la FSR (Línea continua rosa: 30 km; Línea punteada roja 50 km). a) Velocidad de onda de corte promedio en los primeros 30 metros de profundidad (V_{S30}); b) Profundidad donde la velocidad de onda de corte es de (1 km/s) $Z_{1.0}$

La FSR pasa por comunas con densidades poblacionales considerablemente altas, como lo son: Lo Barnechea, Vitacura, Las Condes, La Reina, Peñalolén, La Florida, Puente Alto y Pirque (Contardo et al., 2023), las cuales poseen actualmente una población de alrededor de 4500000 personas, lo que equivale a cerca de un 61.5 % de la población de Santiago, esto según el Instituto Nacional de

Estadísticas (2024). Así mismo, hay múltiples infraestructuras críticas alrededor de la traza de la *FSR*, entre los que se encuentran hospitales, centros educacionales y comerciales, entre otros, cuyos diseños son basados en tiempos de vida útil más altos que una estructura común (Figura 3).

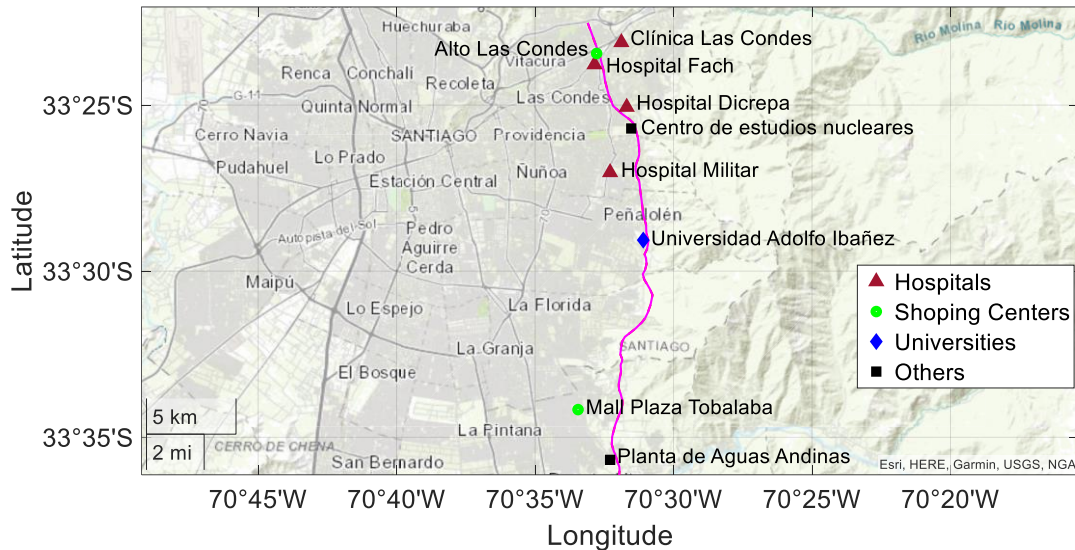


Figura 3: Infraestructura crítica cercana a la *FSR*. La línea morada representa la traza de 30 km de la falla.

4 Metodología

Con el fin de determinar el nivel de amenaza en las zonas cercanas a la *FSR*, el objetivo es realizar mapas probabilísticos de Santiago usando el enfoque de Cornell (1968). También se determinan curvas de amenaza sísmica y espectros de amenaza uniforme para algunos sitios de interés. Para incorporar las incertidumbres epistémicas de la magnitud de la ruptura, intervalo de recurrencia medio, tiempo desde el último evento, *GMM* y parámetro de aperiodicidad, se utilizará un modelo de árbol lógico (Kulkarni et al., 1984).

Una vez definida la zona de estudio según sección 4.3, se divide el área en una malla de 100x100 puntos, a los cuales se les determina las propiedades del suelo y distancias a la zona de ruptura. La geometría del evento se establece en base a la literatura disponible. Se buscan *GMM* que se ajusten al tipo de falla que se está analizando y sus pesos son determinados de la investigación de Scherbaum et al. (2009).

Se crean mapas de amenaza probabilísticos que señalan las intensidades esperadas con una probabilidad del 1% en los próximos 100 años, usando tanto un enfoque Poissoniano como no-Poissoniano. Para ello se implementan las ecuaciones (12) a (16) para el enfoque no-Poissoniano y (17) a (21) para el enfoque Poissoniano. Debido a la complejidad de definir un parámetro de aperiodicidad adecuado, se realiza un análisis de sensibilidad previo, usándose valores de α de 0.3, 0.5 y 0.7, para solo uno de los modelos dentro del árbol lógico. Para los mapas y espectros finales, se seleccionan valores de α estimados a partir de fallas con mecanismos tectónicos similares a la *FSR* (Sección 4.4).

Finalmente, se visualizan las curvas de amenaza y espectro de amenaza uniforme (*UHS*) de dos sitios, el primero de estos ubicado en la comuna de Ñuñoa, a una distancia de 8.5 km de la traza (33.47°S, 70.61°O). El segundo se ubica sobre la *FSR* (33.47°S, 70.52°O) (Figura 4), comparando así las ordenadas espectrales de ambos enfoques.

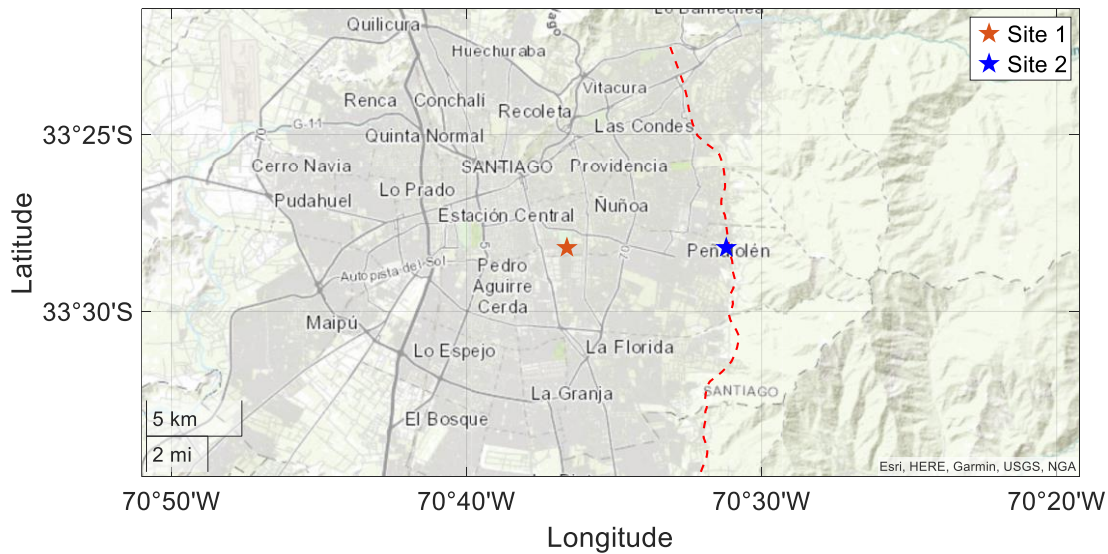


Figura 4: Sitios de interés. Se determinan las curvas de amenaza sísmica y espectros de amenaza uniforme usando tanto un enfoque Poissoniano como no-Poissonian.

4.1 Leyes de atenuación

Es de importancia realizar una correcta selección de leyes de atenuación o ecuaciones de movimiento del suelo (*GMM*) para el análisis de amenaza sísmica, y así determinar la propagación de las intensidades ante un escenario de ruptura. Debido a lo limitado de las bases de datos sísmica, generalmente se escogen varios modelos, con el fin de considerar la incertidumbre epistémica a través de un árbol lógico (Cotton et al., 2006). En Chile existen algunas leyes de atenuación asociadas a la zona de subducción (e.g., Montalva et al., 2017; Idini et al., 2017), sin embargo, la falta de datos de eventos superficiales ocasiona que no se hayan desarrollado *GMM* para fallas corticales en Chile, requiriéndose hacer una selección exhaustiva usando bases de datos de otros sitios.

Cotton et al. (2006) propone siete criterios para la selección de *GMM* los cuales posteriormente fueron actualizados por Bommer et al. (2010), esto debido a los nuevos modelos que han surgido de nuevas bases de datos, también así, relajando las restricciones de selección planteadas en un inicio. Considerando estos nuevos criterios, se hace una selección de *GMM* para el cálculo de medidas de intensidad por una ruptura de la *FSR*. Se escogen cuatro leyes provenientes del proyecto *NGA – West2*, las cuales son: *ASK14* (Abrahamson et al., 2014); *BSSA14* (Boore et al., 2014); *CB14* (Campbell & Bozorgnia, 2014) y *CY14* (Chiou & Youngs, 2014), dos creadas a partir de bases de datos europeas y del oriente medio: *ASB14* (Akkar et al., 2014) y *Bindi14* (Bindi et al., 2014), y una de Japón: *Zhao16* (Zhao et al., 2016). Los pesos de cada uno de los modelos son dependientes del periodo de la ordenada espectral, siendo determinados por Scherbaum et al. (2009) para registros corticales del *NGA – West2* (Ancheta et al., 2012), con parámetros de suelo similares, distancias de Joyner-Boore menores a 40 km y magnitudes mayores a $M_w 6.5$ (Figura 5).

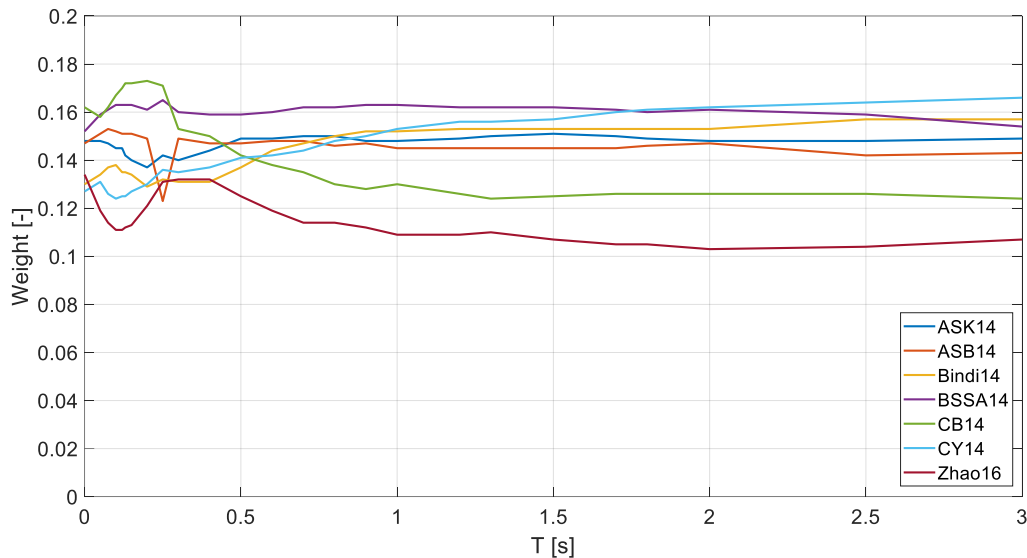


Figura 5: Pesos de las GMM en función del periodo de análisis

4.2 Recurrencia y eventos de la FSR

Del estudio de Vargas et al. (2014) se estima que el último evento, $E1$, ocurrió hace 8400 ± 500 años y el terremoto anterior a este, $E2$, sucedió hace 17300 ± 1000 años. A modo de establecer una elección de años, con sus respectivos pesos de una manera justificada, tanto para el tiempo desde el último evento, como del intervalo de recurrencia medio, se asume que los tiempos $E1$ y $E2$ siguen una distribución normal. De este modo $E1 \sim N(8.4; 0.5)ky$ y $E2 \sim N(17.3; 1.0)ky$, por lo que el intervalo de recurrencia, μ , se define como $E2 - E1$, dando un valor de $8.9 ky$. Debido a que no se pudo demostrar que existe una correlación entre ambas muestras en la estimación de edades, se toma un valor de correlación $\rho = 0$. Por lo tanto, la desviación estándar del intervalo de recurrencia será de $\sqrt{1^2 + 0.5^2} = 1.12$ (Figura 6).

El intervalo de recurrencia, μ , y el tiempo del último evento, $E1$, son variables aleatorias que siguen una distribución normal, por lo que será necesario determinar valores representativos con sus respectivos pesos, incluyendo así su incertidumbre epistémica. Para el intervalo de recurrencia se escogen cinco valores: la media, dos valores ubicados a una desviación estándar de la media y otros dos a 1.5 desviaciones estándar de la media. Para el cálculo de sus pesos, se secciona la curva de distribución normal entre los puntos medios de las distancias de los valores seleccionados anteriormente, cuyas áreas bajo la curva representan sus pesos (Figura 7a). En cuanto al tiempo del último evento se escogieron 3 valores: la media, con peso de 0.5, y otros dos con pesos de 0.25 (Figura 7b). Así, se escogen intervalos de recurrencia medio, μ , de 7220, 7780, 8900, 10020 y 10580 años con pesos de 0.11, 0.2, 0.38, 0.2 y 0.11, respectivamente. (Figura 7a). Usando este mismo enfoque, se ajustan los tiempos desde el último evento, t_p , de modo que queden pesos de 0.25, 0.5 y 0.25, dando como resultado 7725, 8400 y 9075 años, respectivamente (Figura 7b).

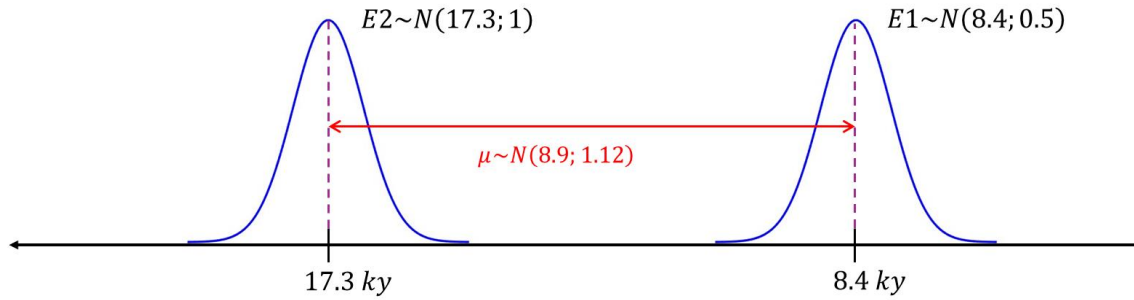


Figura 6: Distribución de los eventos y del intervalo de recurrencia medio de la FSR

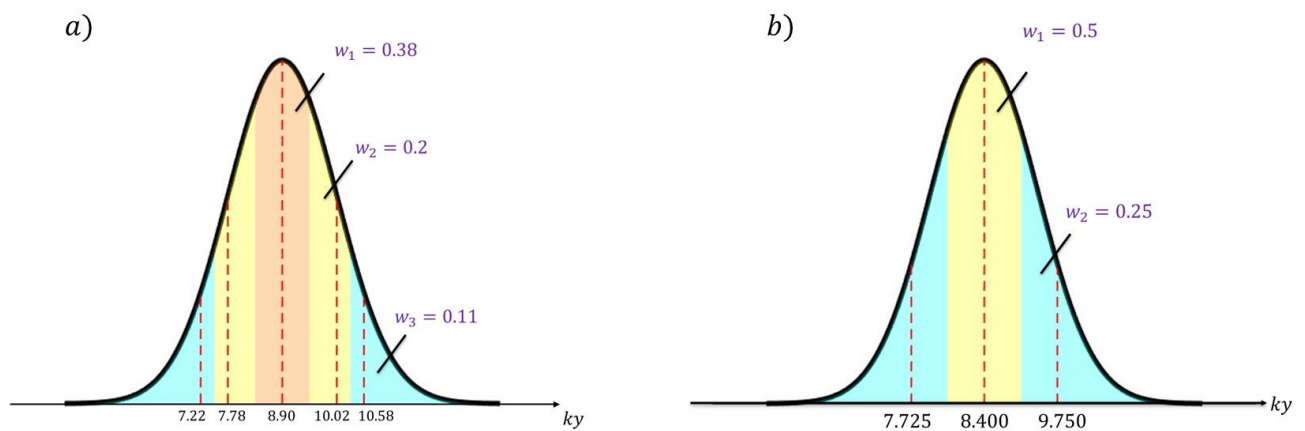


Figura 7: División de las áreas en la curva de distribución normal. a) Pesos del intervalo de recurrencia medio; b) Pesos del tiempo del último evento

4.3 Zona de estudio y ruptura

Basado en el conocimiento y la información de las propiedades dinámicas del suelo de Santiago, reportadas por Bustos et al. (2022), se escoge una zona de estudio entre $70.50^\circ - 70.96^\circ W$ y $33.33^\circ - 33.72^\circ S$, realizándose una malla de 100×100 a los cuales se les aplicó una interpolación lineal de tres variables (coordenadas y parámetro del suelo) para los valores de V_{S30} , $Z_{1.0}$ y $Z_{2.5}$. Estos puntos se analizarán individualmente usando las ecuaciones (16) y (21) para *BPT* y Poisson, respectivamente.

La ruptura se modela como un evento característico, escogiéndose un ángulo de buzamiento δ de 40° y un ángulo de deslizamiento λ de 113° , usados por Perez et al. (2014). De modo adicional, se toma en cuenta el modelo de ruptura propuesto por Armijo et al. (2010) con un ancho de ruptura de 20 km y las posibles longitudes de ruptura de 30 y 50 km (Ammirati et al., 2019), asignándole pesos de 0.3 y 0.7 respectivamente. Por otro lado, Vargas et al. (2014) señala un desplazamiento máximo por evento de 4.8 m . En la Figura 8 se muestra la ruptura modelada usando los parámetros antes descritos para una longitud de 50 km . Se presenta tanto la proyección horizontal (Figura 8a) como la vista tridimensional (Figura 8b).

Según las relaciones de Wells & Coppersmith (1994) se pueden estimar las magnitudes de momento que podrían alcanzar una ruptura con las características anteriormente mencionadas, dependiendo del desplazamiento por evento, del área de ruptura, de la longitud de ruptura, entre otros. Dominguez & Heresi (2024) escogen una magnitud de $M_w 7.5$ para la longitud de ruptura de 50 km (Ammirati et al., 2019) y $M_w 7.1$, $M_w 7.2$ y $M_w 7.3$ (Armijo et al., 2010) para una ruptura de 30 km , todas con igual peso, valores que se replicarán para los cálculos en este estudio.

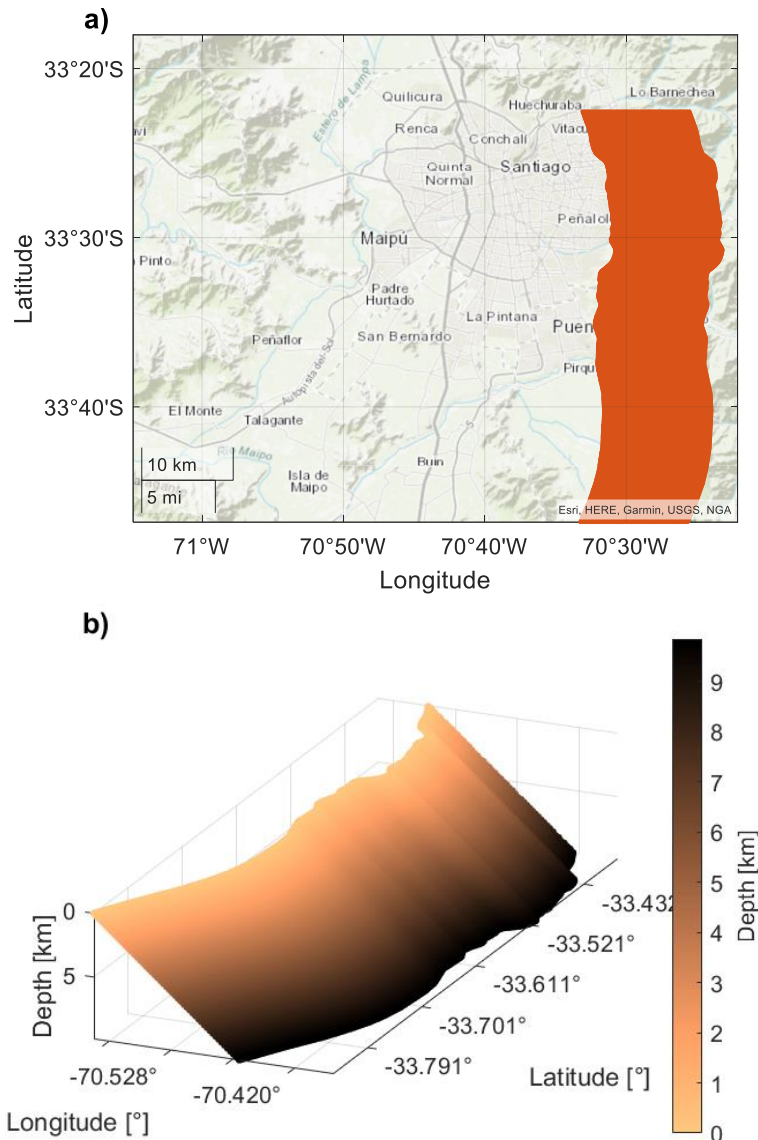


Figura 8: Modelación de la ruptura en la FSR. a) Límites de la zona de estudio y traza de la falla; b) Vista satelital de la proyección horizontal de la ruptura, se toma como referencia la ruptura de los 50 km de traza; c) Vista tridimensional de la ruptura, se toma como referencia la ruptura de los 50 km de falla.

4.4 Parámetro de aperiodicidad

Dentro de las variables que modifican el comportamiento del modelo *BPT*, se encuentra el parámetro de aperiodicidad α . Este valor es el equivalente al coeficiente de variación ($COV = \sigma/\mu$), y físicamente representa qué tan dispersos están los valores de intervalo de recurrencia con respecto a su media. Mientras menor sea, los datos están más agrupados. Hacer una estimación consistente de este parámetro es de suma importancia en la aplicación de los modelos dependientes del tiempo, y en particular en la distribución *BPT*.

Matthews et al. (2002) de modo adicional, describen la sensibilidad de los niveles de amenaza al variar dicho parámetro. A valores de α cercanos a cero, se obtienen mayores resultados de amenaza si es que nos encontramos cerca de la media de recurrencia, interpretándose como una periodicidad alta (i.e.

aperiodicidad baja). Por el contrario, para valores altos de α , el modelo tiende a la máxima entropía, es decir, al modelo Poissoniano.

En la Figura 9 se grafican las probabilidades de activación en los próximos 100 años usando la ecuación (5) para el enfoque Poissoniano y (8), (9) y (11) para *BPT*. Se usa un valor de intervalo de recurrencia, μ , de 9000 años. En la Figura 9a, se muestra la probabilidad de activación en función del parámetro de aperiodicidad, α , usando un tiempo desde el último evento de 8400 años (solo modelo *BPT*). Se puede observar en cómo decrece la probabilidad usando *BPT* al aumentar la dispersión de los datos, aproximándose al modelo Poissoniano, el cual se mantiene constante al no depender de la dispersión del intervalo de recurrencia. Se evalúan 3 valores de α : 0.3; 0.5 y 0.7, llegando a probabilidades de ruptura no-Poissoniana en 100 años del 3.1%, 2.1% y 1.7%, respectivamente, siendo todas mayores a la probabilidad de ruptura Poissoniana, la cual es de 1.1%.

En la Figura 9b se muestra la probabilidad de ruptura en función del tiempo desde el último evento, para los mismos 3 valores de α . En primer lugar, se aprecia como la probabilidad de ruptura para bajos valores de tiempo desde el último evento es casi nula en el modelo *BPT*, mostrándonos que al liberar tensión luego de un terremoto, es poco probable que se desencadene otro evento en el corto plazo. Adicionalmente, se visualizan los valores de tiempo desde el último evento en los cuales la probabilidad no-Poissoniana será igual a la Poissoniana. Para tiempos desde el último evento mayores a 3390, 4560 y 5760 años, el modelo *BPT* entregará mayores probabilidades de ruptura para aperiodicidades de 0.7, 0.5 y 0.3 respectivamente, siendo bastante menores a los 8400 años de la última activación en la *FSR*. De esto se desprende que, a pesar de la incertidumbre del último terremoto y del parámetro de aperiodicidad, la probabilidad de ruptura no-Poissoniana seguirá siendo mayor a la Poissoniana. En estas figuras se puede concluir que los modelos dependientes del tiempo influyen notablemente a la probabilidad de activación de la *FSR*, lo cual se observará posteriormente en cómo esto afecta a la amenaza sísmica.

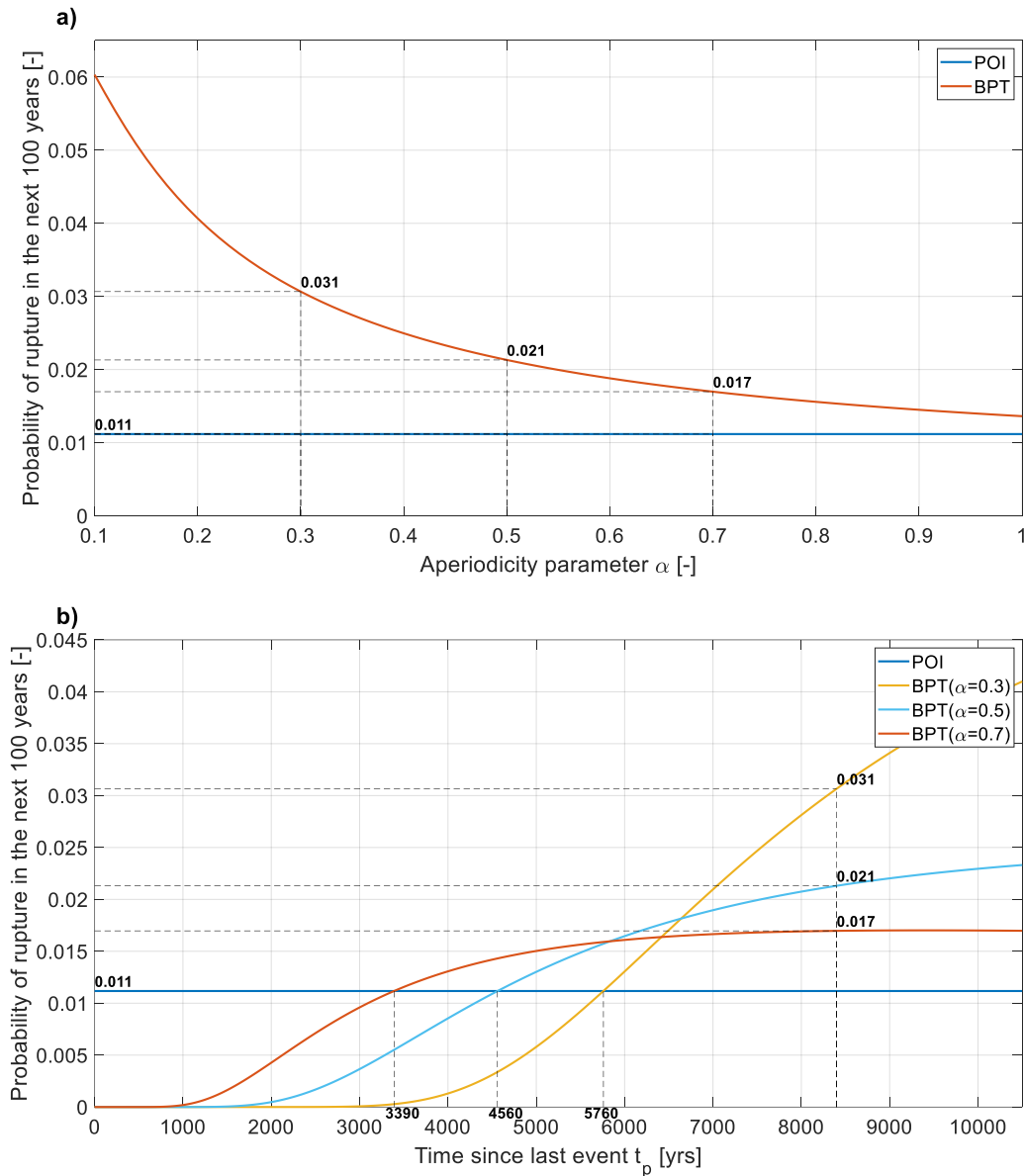


Figura 9: Probabilidad de activación de la FSR en los próximos 100 años. Se usa un intervalo de recurrencia medio de 8900 años. a) Probabilidad de activación en función del parámetro de aperiodicidad. El modelo Poissoniano no depende de este valor, por lo que es constante. Se usa un tiempo desde el último evento de 8400 años; b) Probabilidad de activación en función del tiempo del último evento. El modelo Poissoniano no depende de este valor, por lo que se mantiene constante. Para el modelo BPT se analizan valores de α de 0.3, 0.5 y 0.7.

Como se vio anteriormente, se evaluó la sensibilidad del parámetro de aperiodicidad en la probabilidad de ruptura, esto debido a su gran incertidumbre. Aquello es una repercusión de la problemática que existe sobre los estudios paleosismológicos, en donde a pesar de entregarnos datos claves para el cálculo de amenaza sísmica, la información que presentan no es tan precisa ni es abundante, siendo muchas veces insuficiente para hacer un estudio no-Poissoniano. Estas investigaciones a menudo recopilan entre dos a cuatro eventos importantes ($M_w > 7.0$) en diferentes fallas del mundo (McCalpin & Slemmons, 1998), existiendo una gran incertidumbre en parámetros asociados al tiempo entre eventos, como el intervalo de recurrencia medio o el coeficiente de variación.

La incertidumbre del parámetro de aperiodicidad es abordada en la literatura. Ellsworth et al. (1999) y McCalpin & Slemmons (1998) recomiendan usar un valor de α de 0.5 si es que se tiene poco o nulo entendimiento de la falla de análisis. Sin embargo, los autores señalan que este valor es una media

estimada de fallas y rupturas de distintos sitios alrededor del mundo, con comportamientos tectónicos diferentes, por lo que no necesariamente va a ser un valor representativo del comportamiento de la *FSR*, concluyendo que de todas formas es deseable analizar la falla de manera específica.

Algunas investigaciones han abordado el desafío de tener escaso o nulo conocimiento de eventos pasados en la falla en cuestión (e.g., Biasi & Thompson, 2017; Montaldo & Youngs, 2024; Petersen et al., 2007; Field et al., 2015). En la investigación de Biasi & Thompson (2017) se presenta el caso de que no se tiene información sobre eventos pasados en las fallas de Los Osos y Hosgri en California, llegando a la conclusión de que de igual manera el nivel de amenaza aumenta al usar modelos no-Poissonianos, siempre y cuando las fallas presenten un periodo de inactividad alto. Una de las soluciones a corto plazo es investigar la recurrencia de fallas que podrían tener un mecanismo tectónico similar a las de la falla de interés. En el informe técnico de McCalpin & Slemmons (1998) se recopila información tectónica de diferentes fuentes sísmicas con mecanismos variados (29 fallas strike-slip, 15 fallas inversas y 12 fallas normales) a lo largo de todo el mundo. De esta base de datos, se desprenden valores de desplazamientos por eventos, tasas de desplazamientos e intervalos de recurrencia. Finalmente, ellos llegan a un valor medio de *COV* de 0.34 para fallas inversas (18 intervalos de recurrencia).

De la *FSR* se desprenden dos datos de eventos pasados (Vargas et al., 2014), equivalente a un solo valor de tiempo entre eventos, siendo información insuficiente para estimar α . En base a esto, se examinan fallas con mecanismos tectónicos similares a la *FSR* que podrían entregar datos relevantes para la amenaza sísmica. En primer lugar, se consideró la falla de Chelungpu en Taiwan, responsable del terremoto de Chi-Chi en 1999 (Shin, 2004). En el artículo de Ammirati et al. (2019) se destaca el hecho de que la falla de Chelungpu posee características similares a la *FSR*, estando ubicada en una zona de compresión tectónica, ocasionando terremotos con mecanismo inverso y se estima que tiene una tasa de deslizamiento medio de 8.7 mm/año (Chen et al., 2003). Algunas investigaciones han abordado los eventos pasados en dicha falla a través de estudios paleosismológicos (e.g., Chen et al., 2003; Lee, 2004; Huang et al., 2015), en donde particularmente Huang et al. (2015) describen tres eventos con desplazamientos importantes: Chi-Chi 1999; un segundo evento hace 540-790 años y el tercero hace 710-950 años.

Como segunda propuesta se toma en cuenta el sistema de fallas de Marquesado-La Rinconada en Argentina (Rockwell et al., 2022). En este estudio paleosismológico se presentan resultados provenientes de trincheras en dos zonas de la falla, Loma Negra y la quebrada de Jejenes. Se encuentran eventos que, según los autores, indicarían actividad independiente de ambos sitios, pudiéndose considerar sus datos separadamente. En la zona de Loma Negra los eventos son: *E1* hace 2.8 ± 2.8 ky, *E2* hace 7.1 ± 1.5 ky, *E3* hace 9.1 ± 1.3 ky, *E4* hace 14.4 ± 2.1 ky y *E5* hace 17.2 ± 3.1 ky. Por otro lado, en la trinchera de Jejenes se hallaron cuatro eventos: *E1* hace 2.7 ± 0.1 ky, *E2* hace 3.9 ± 0.6 ky, *E3* hace 5.9 ± 1.3 ky y *E4* hace 11.4 ± 4 ky.

Se realizan simulaciones Monte Carlo (Figura 10) de las tres fallas (10000 simulaciones y 20 sets de datos por tiempo entre eventos), obteniéndose coeficientes de variación medio del tiempo entre terremotos en Chelungpu, Loma Negra y Jejenes de 0.89, 0.35 y 0.78 respectivamente. Al obtener la media de *COVs* de las fallas similares a la *FSR*, se llega a un valor de 0.67.

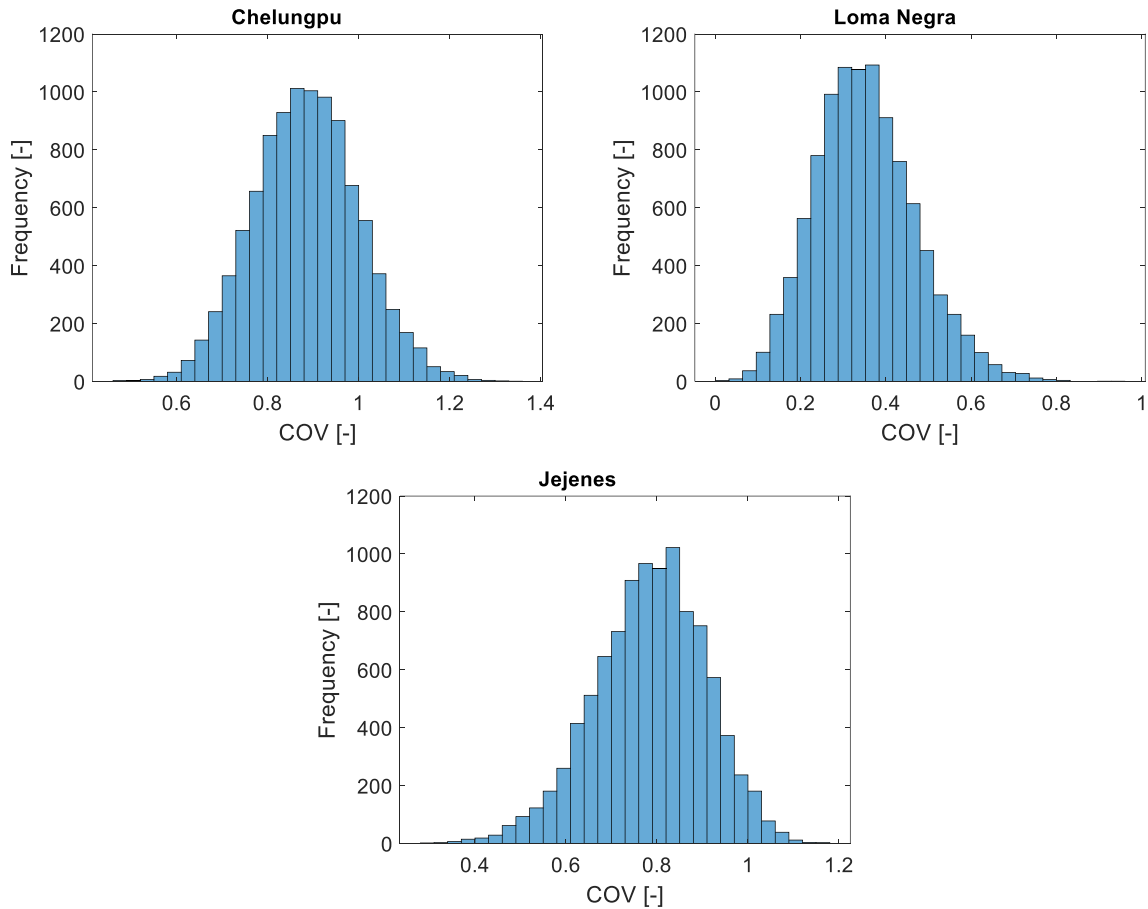


Figura 10: Simulaciones Monte Carlo del parámetro de aperiodicidad para fallas similares a la *FSR*.

En resumen, en este estudio se escoge el valor de α recopilado por McCalpin & Slemmons (1998) para fallas inversas correspondiente a 0.34, en conjunto con la aperiodicidad estimada de fallas similares a la *FSR* de 0.67, ambas con igual peso.

4.5 Modelo de árbol lógico

En base a la información recopilada sobre la *FSR*, tanto de la magnitud y longitud de una potencial ruptura, las *GMM* para estimar medidas de intensidad, los intervalos de recurrencia medio, tiempo desde el último evento y parámetro de aperiodicidad del tiempo entre eventos, se generan modelos de árbol lógico tanto para un enfoque Poissoniano como no-Poissoniano usando *BPT*.

En la Figura 11 se presentan las variables y sus pesos dentro del modelo de árbol lógico para la aproximación Poissoniana. Se observa que se tienen dos posibles largos de ruptura, 50 y 30 km, los cuales se les asocia una magnitud de $M_w 7.5$ y tres magnitudes de $M_w 7.1$, $M_w 7.2$ y $M_w 7.3$, respectivamente. Para cada una de las combinaciones se les designan los intervalos de recurrencia medio y las *GMM* descritas en secciones anteriores, por lo que se calculará un total de 140 combinaciones cuyos pesos estarán determinados por el producto de las variables individuales. Los pesos de las *GMM* están representados como *var* en la Figura 11, lo cual indica que es variable al depender de la medida de intensidad que se utilice (Figura 5).

En la Figura 12 se muestra el modelo de árbol lógico usando *BPT*. En este modelo se incluyen dos nuevas variables, las cuales son el tiempo desde el último evento y el parámetro de aperiodicidad, α , por lo que en este caso se calculará un total de 840 modelos cuyos pesos son el producto de los pesos de sus variables.

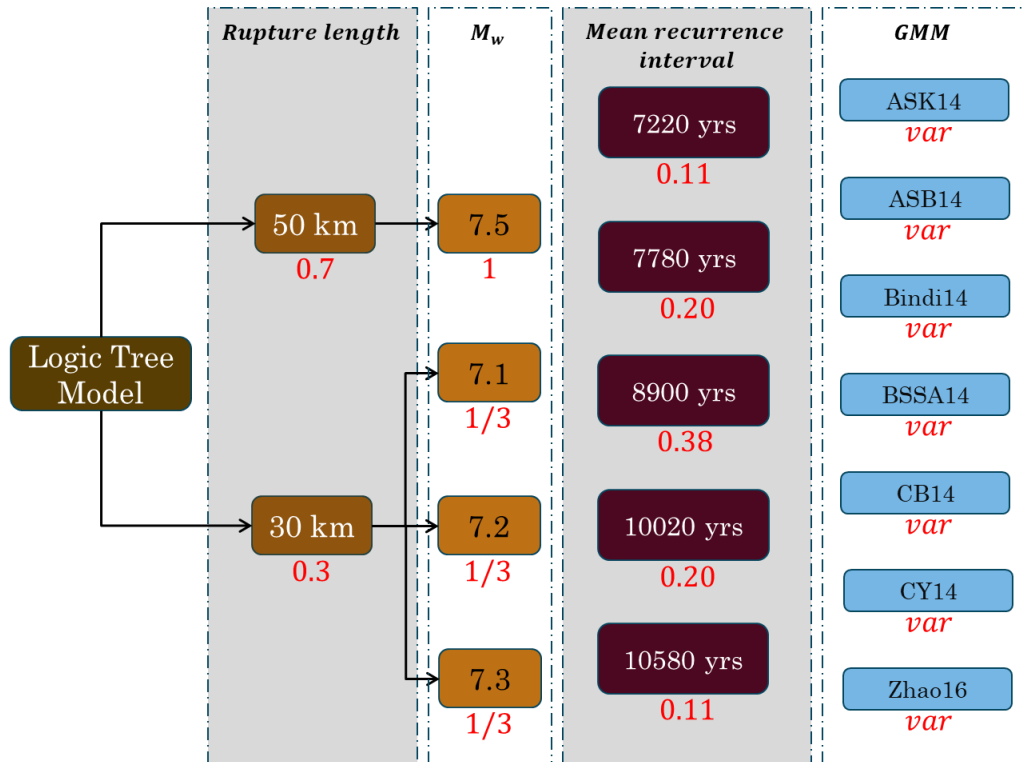


Figura 11: Modelo de Árbol lógico Poissoniano. En rojo se muestran los pesos de las variables. *var*: Dependiente del periodo de la ordenada espectral

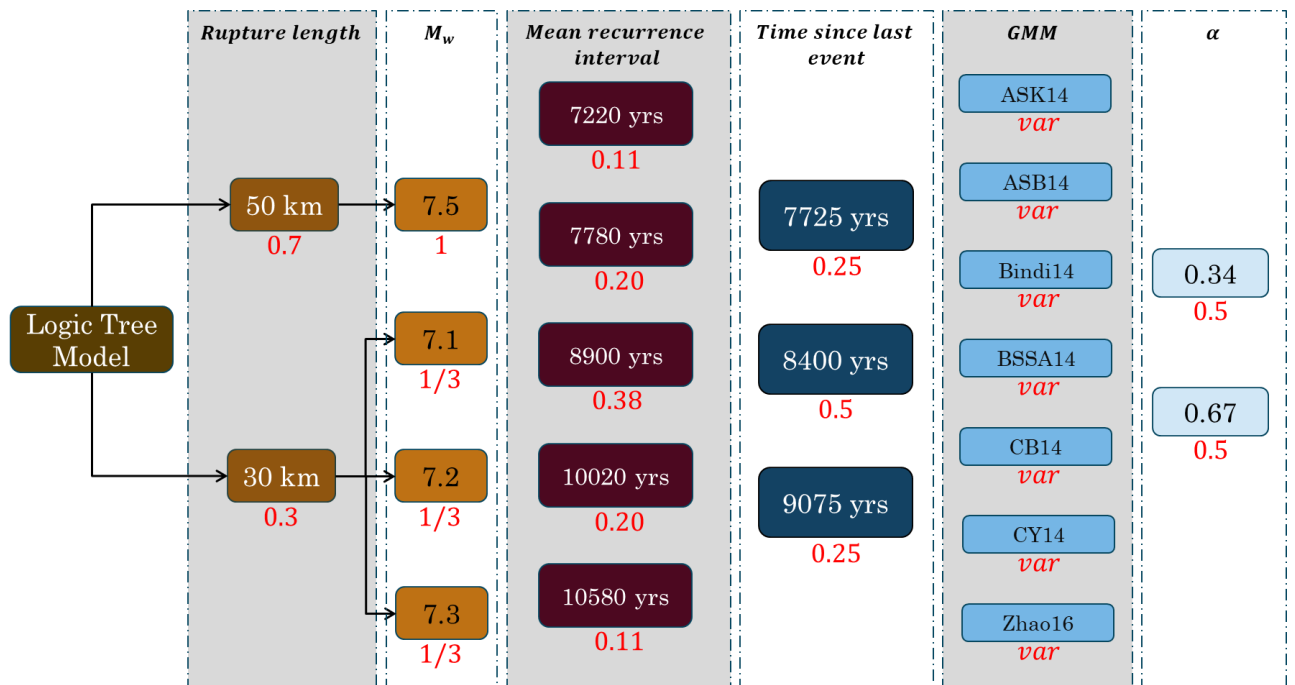


Figura 12: Modelo de árbol lógico no-Poissoniano. En rojo se muestran los pesos de las variables. *var*: Dependiente del periodo de la ordenada espectral

5 Resultados

Debido a las incertidumbres existentes en el parámetro α (descritas en la sección 4.4), se hace un análisis de sensibilidad realizando mapas para distintos valores de aperiodicidad, usando el modelo *BPT* para una de las ramas del árbol lógico: longitud de ruptura de 50 km, magnitud de $M_w 7.5$, intervalo de recurrencia de 8900 años, tiempo desde el último evento de 8400 años y usando la *GMM* de Campbell & Bozorgnia (2014). Se evalúan valores de aperiodicidad de 0.3, 0.5 y 0.7, los cuales son utilizados en el estudio de Akinci et al. (2009). En la Figura 13 se muestran los mapas de amenaza sísmica para *PGA* asociados a una probabilidad del 1% en 100 años, considerando la rama de árbol lógico antes descrita y evaluando las tres aperiodicidades. Se puede ver que los valores de *PGA* son mayores al tener una menor aperiodicidad, por lo que existe una fuerte dependencia con la probabilidad de ruptura según lo ilustrado en la Figura 9. Los valores máximos de *PGA* alcanzados por α de 0.3, 0.5 y 0.7 son de 1.53g, 1.24g y 1.05g, respectivamente. Esto implica que al usar $\alpha = 0.3$ se llegan a valores en promedio 1.23 veces más grandes que usando $\alpha = 0.5$ y 1.46 veces más grandes que usando $\alpha = 0.7$. En consecuencia, se puede concluir que las diferencias entre escoger α dentro de un rango de 0.3 – 0.7 no superan el 50%.

A continuación, empleando todas las combinaciones del modelo de árbol lógico de las Figuras 11 y 12, se determinan los mapas de amenaza sísmica de *PGA* asociados a una probabilidad del 1% en 100 años, tanto para un enfoque Poissoniano como no-Poissoniano. Estos resultados son presentados en la Figura 14. Se observa que las intensidades alcanzadas por el modelo no-Poissoniano (Figura 14b) son ampliamente mayores a los del modelo Poissoniano (Figura 14a), mostrando la gran influencia del modelo de recurrencia en el cálculo de amenaza en la *FSR*. El mapa Poissoniano alcanza valores máximos de 0.36g de *PGA*, siendo menor al máximo alcanzado por el modelo no-Poissoniano, el cual es de 0.88g de *PGA*. La Figura 14c muestra la razón entre el modelo *BPT* y de Poisson, observándose que, en promedio, las intensidades usando *BPT* son 2.5 veces mayores que las intensidades usando Poisson, llegando a ser incluso tres veces mayores en ciertas zonas cercanas a la falla.

Un comportamiento similar se puede apreciar con medidas de intensidad como $S_a(0.5s)$ y $S_a(1.0s)$, Figuras 15 y 16 respectivamente, en donde las intensidades usando *BPT* son mucho mayores. La diferencia de estas intensidades con el *PGA*, radica en la razón entre ambos modelos, ya que en $S_a(0.5s)$ la amenaza no-Poissoniana es en promedio 2.7 veces mayor a la Poissoniana, aumentando aún más en $S_a(1.0s)$, siendo en promedio 3.0 veces más grande. De estas últimas dos figuras se desprende que, al aumentar el periodo de la ordenada espectral de la medida de intensidad, crece la diferencia entre ambos modelos, característica que podría ser importante al momento de diseñar una estructura. Este comportamiento en sí se evalúa más en profundidad en los espectros de amenaza uniforme, pero en principio nos entrega esta tendencia.

Por último, no solo se desea analizar las medidas de intensidad esperadas para una cierta probabilidad, sino que también se estudian la probabilidad de presenciar una cierta medida de intensidad. En la Figura 17 se muestran los mapas que indican la probabilidad de exceder 0.3g de *PGA* en los próximos 100 años, usando tanto un enfoque Poissoniano como no-Poissoniano. Para el enfoque Poissoniano, mostrado en la Figura 17a, se llega a una probabilidad máxima de 1.05% y para el enfoque no-Poissoniano (Figura 17b) se llega a una probabilidad máxima de 2.15%. Los valores de probabilidad alcanzados usando *BPT* son en promedio 2.05 veces más grandes que los Poissonianos, siendo consistente con los resultados anteriores, visto desde un enfoque diferente.

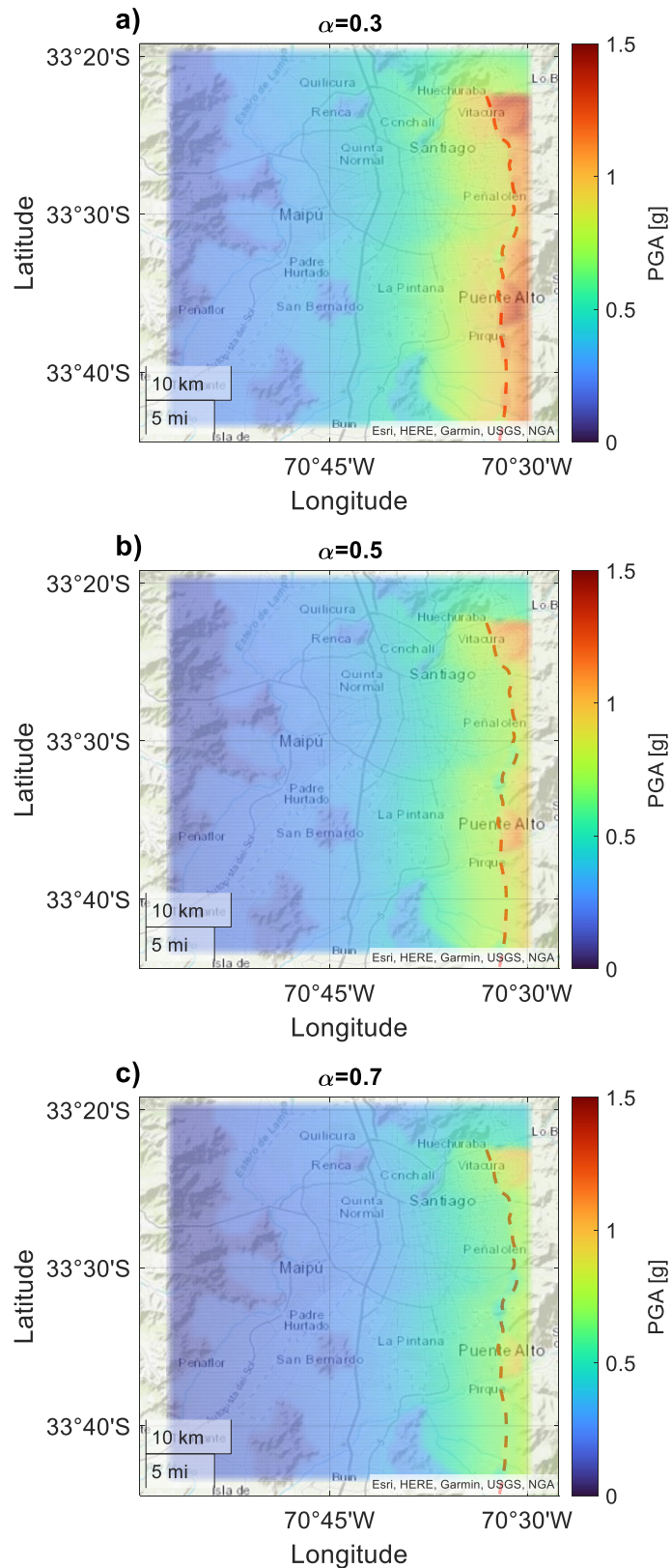


Figura 13: Mapas de amenaza sísmica de intensidades esperadas para PGA , con una probabilidad de 1% en 100 años, usando modelo BPT para diferentes valores de α . Se usa una de las posibles combinaciones dentro del modelo de árbol lógico: $Rupture\ length = 50\ km$; $M_w = 7.5$; $RP = 8900\ yrs$; $tp = 8400\ yrs$. a) $\alpha = 0.3$; b) $\alpha = 0.5$; c) $\alpha = 0.7$.

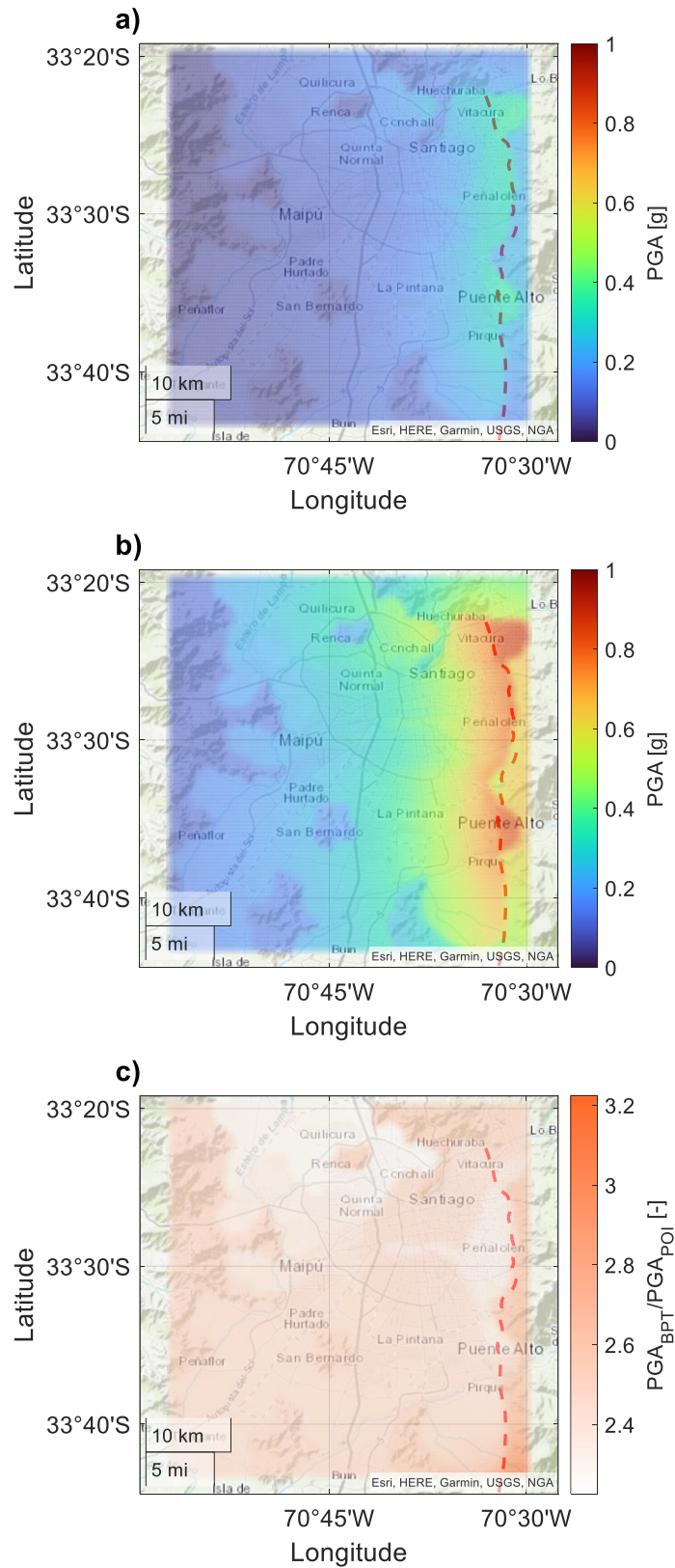


Figura 14: Mapas de amenaza de intensidades esperadas para PGA , con una probabilidad del 1% en 100 años. a) Mapa Poissoniano; b) Mapa no-Poissoniano; c) Razón entre no-Poissoniano y Poissoniano.

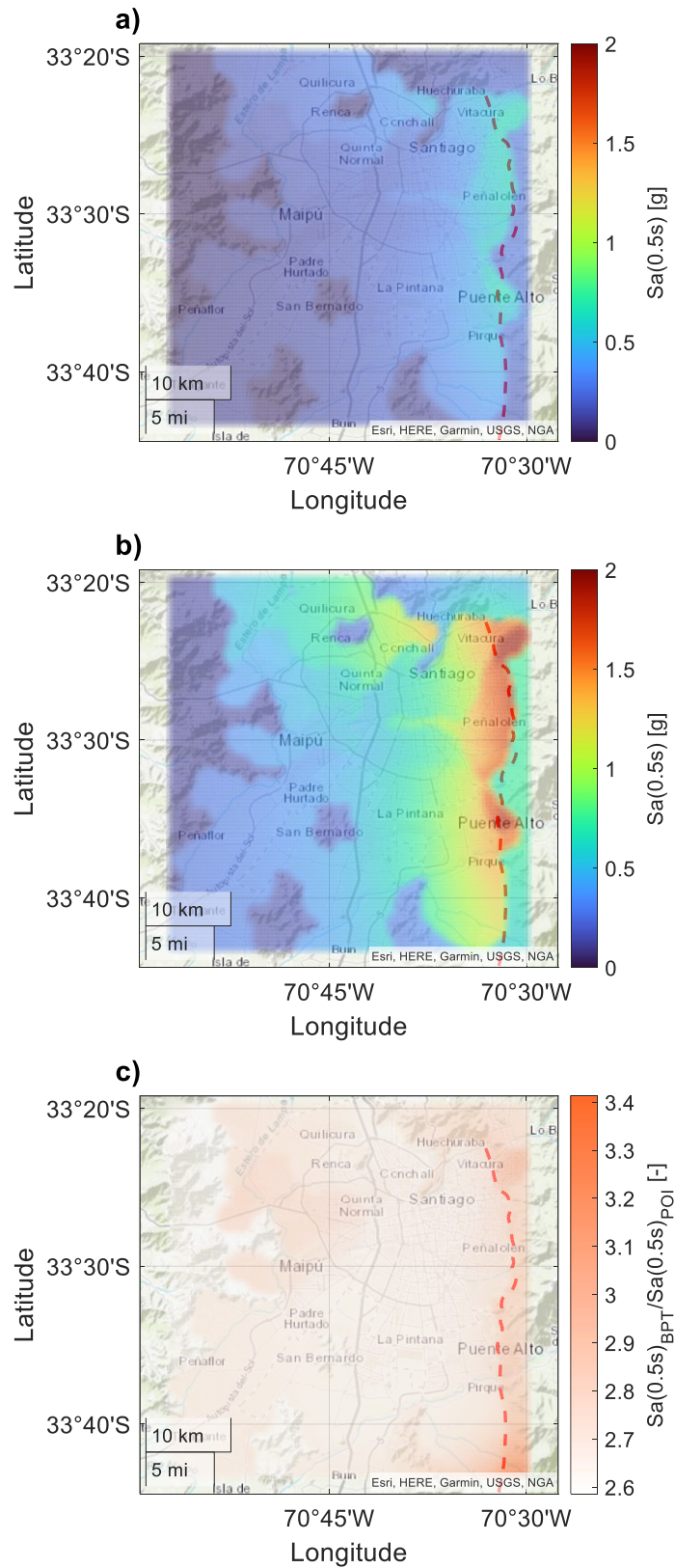


Figura 15: Mapas de amenaza de intensidades para $S_a(0.5s)$, con una probabilidad del 1% en 100 años. a) Mapa Poissoniano; b) Mapa no-Poissoniano; c) Razón entre no-Poissoniano y Poissoniano.

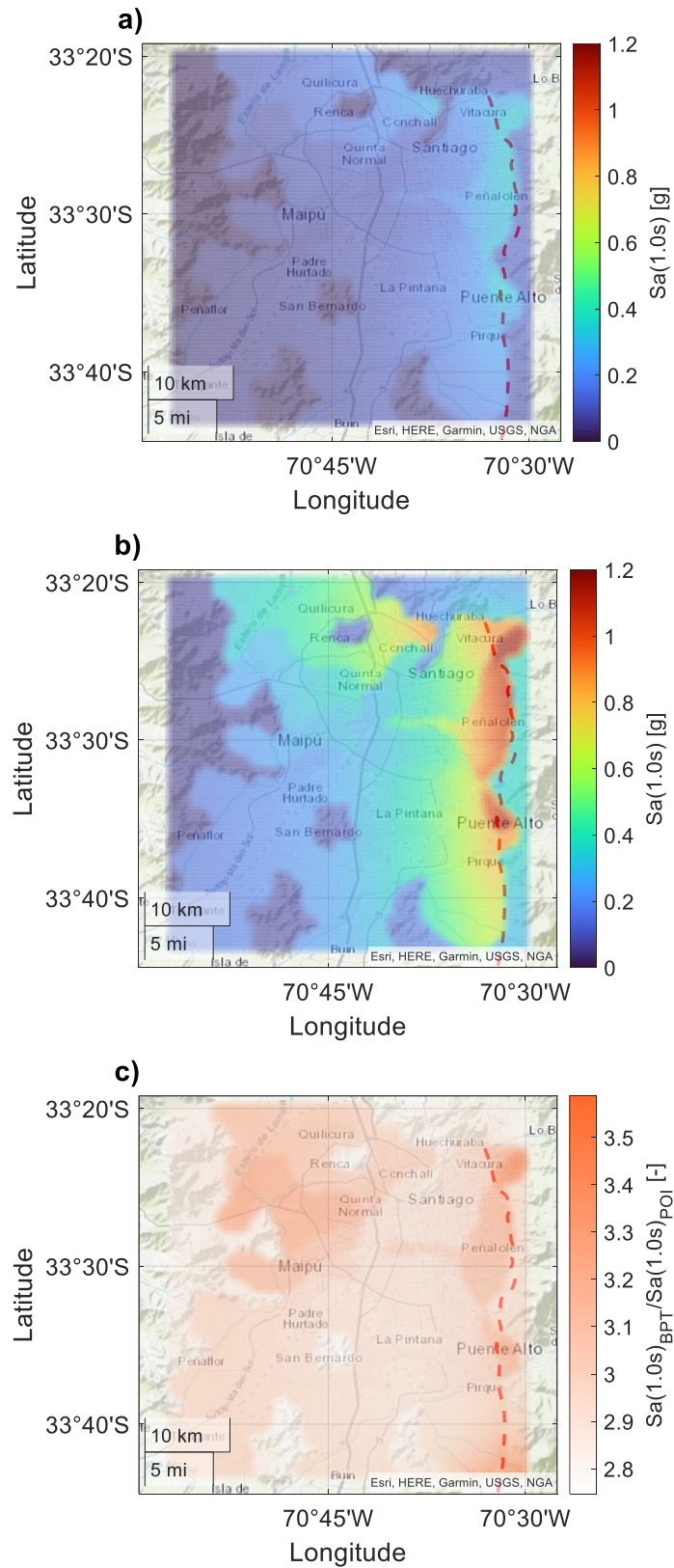


Figura 16: Mapas de amenaza de intensidades para $S_a(1.0s)$, con una probabilidad del 1% en 100 años. a) Mapa Poissoniano; b) Mapa no-Poissoniano; c) Razón entre no-Poissoniano y Poissoniano.

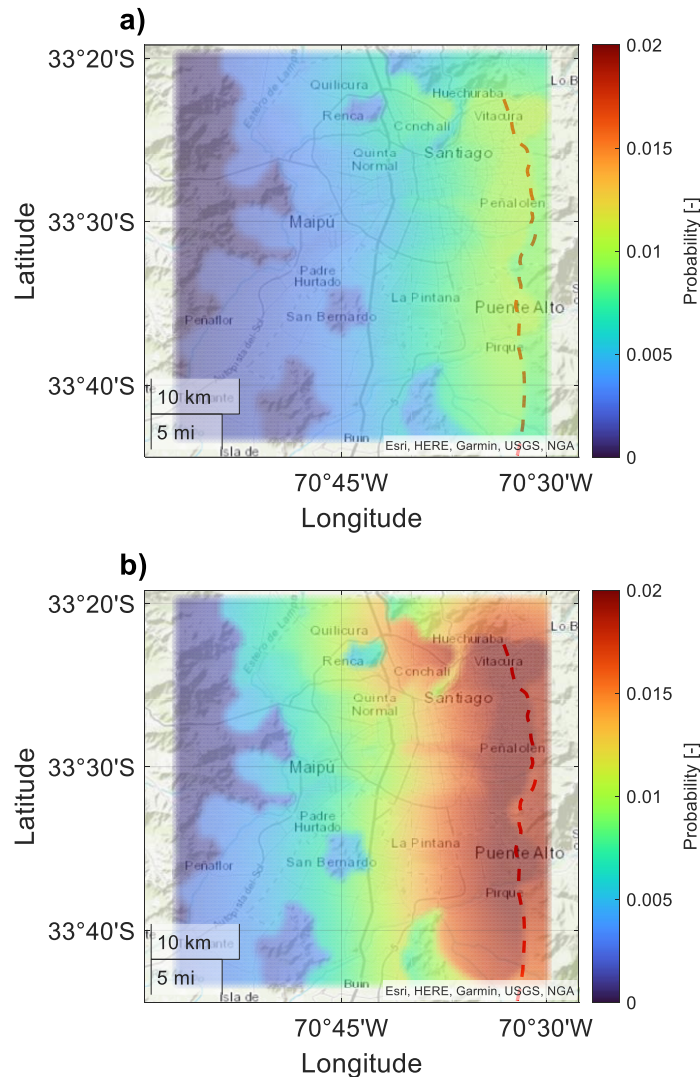


Figura 17: Mapas de amenaza que entregan la probabilidad de alcanzar 0.3g de PGA en los próximos 100 años a) Mapa Poissoniano; b) Mapa no-Poissoniano

En esta investigación, además del estudio general en la zona de Santiago, se hace un análisis específico en dos sitios de interés (Figura 4), con el fin de visualizar cómo varía la probabilidad de excedencia de ciertos niveles de *PGA* a través de curvas de amenaza sísmica. Adicionalmente, se evalúa el comportamiento de las medidas de intensidad para un nivel de amenaza a través de espectros de amenaza uniforme (*UHS*).

En la Figura 18 se presentan las curvas de amenaza sísmica para *PGA* en los próximos 100 años del sitio 1 (ubicado a 8.5 km de la *FSR*) (33.47°S, 70.61°O) (Figura 4), determinadas con la aproximación Poissoniana (Figura 18a) y usando *BPT* (Figura 18b). En color negro se muestran las curvas asociadas a los modelos individuales del árbol lógico, mientras que en rojo se representa la curva correspondiente a la media ponderada de estos modelos. Se observa que el modelo *BPT* entrega consistentemente mayores niveles de amenaza, alcanzando probabilidades medias máximas de 2.3%. Por consiguiente, para cualquier nivel de *PGA*, las probabilidades de excedencia que resultan de la aproximación no-Poissoniana son mayores que los de la Poissoniana, la cual alcanza valores máximos de 1.1%.

Con el fin de visualizar el comportamiento de otras medidas de intensidad, se realizan espectros de amenaza uniforme usando una aproximación Poissoniana y *BPT*. En la Figura 19 se muestran los

espectros de amenaza uniforme para un nivel de amenaza de un 1% en 100 años del sitio 1, tanto para el enfoque independiente del tiempo (Figura 19a) como para el enfoque dependiente del tiempo (Figura 19b). Los valores para todas las ordenadas espectrales son mucho menores en la aproximación Poissoniana, siendo hasta tres veces menores, incrementando esta diferencia en periodos superiores (Figura 19c). Esto es consistente con los resultados de los mapas de amenaza de $S_a(0.5s)$ y $S_a(1.0s)$ (Figuras 16 y 17), en donde se hallaron mayores diferencias en comparación al PGA . Es importante mencionar que para ciertas ramas del árbol lógico (mayoritariamente con pesos menores), ciertas medidas de intensidad tienen probabilidades de excedencia muy bajas, es decir, sus curvas de amenaza están por debajo del 1%, siendo imposible obtener una aceleración espectral asociada a dicha amenaza. Por ende, no todas las ramas del árbol lógico están consideradas en los UHS .

Del mismo modo que el primer sitio, se estudia un segundo lugar ubicado sobre la traza de la falla (a 0 km de la FSR) ($33.47^\circ S$, $70.52^\circ O$) (Figura 4). Así mismo, se obtienen curvas de amenaza sísmica para los siguientes 100 años (Figura 20), observando una tendencia similar, siendo mayor el enfoque dependiente del tiempo. En cuanto a los espectros de amenaza uniforme (Figura 21), se aprecia que las intensidades son mayores a los de la Figura 19 (sitio 1), señalando la influencia de la cercanía a la ruptura en el aumento de las intensidades. La tendencia de los valores sigue siendo la misma que en el caso anterior, en donde los resultados usando BPT son hasta tres veces mayores a los del enfoque de Poisson, sobre todo para aceleraciones espectrales asociadas a mayores periodos. En la Figura 22 se presenta la comparación de las curvas de amenaza y espectros de amenaza uniforme de ambos sitios (medias ponderadas), visualizando de mejor manera las diferencias entre ambos modelos y sitios.

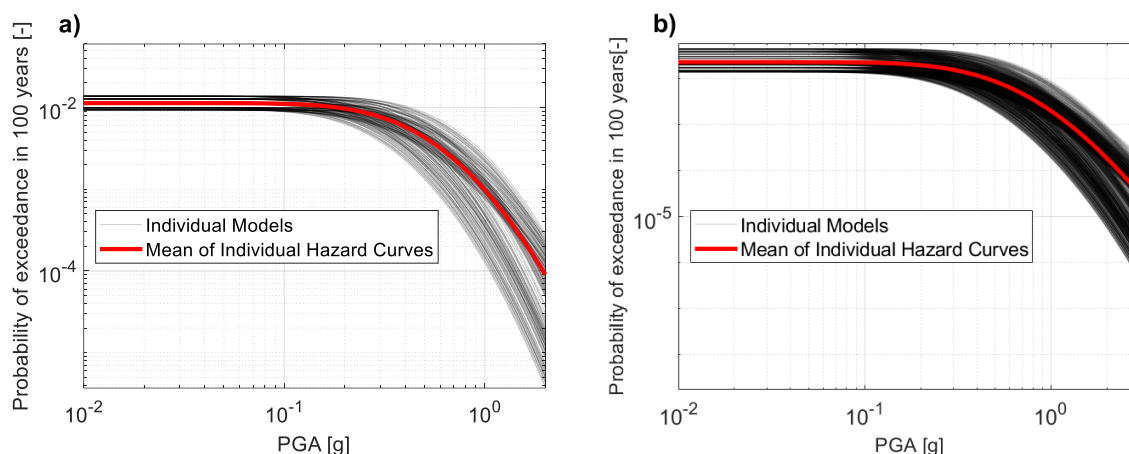


Figura 18: Curvas de amenaza sísmica para PGA en 100 años en términos de la probabilidad de excedencia, sitio 1. a) Curva Poissoniana; b) Curva no-Poissoniana

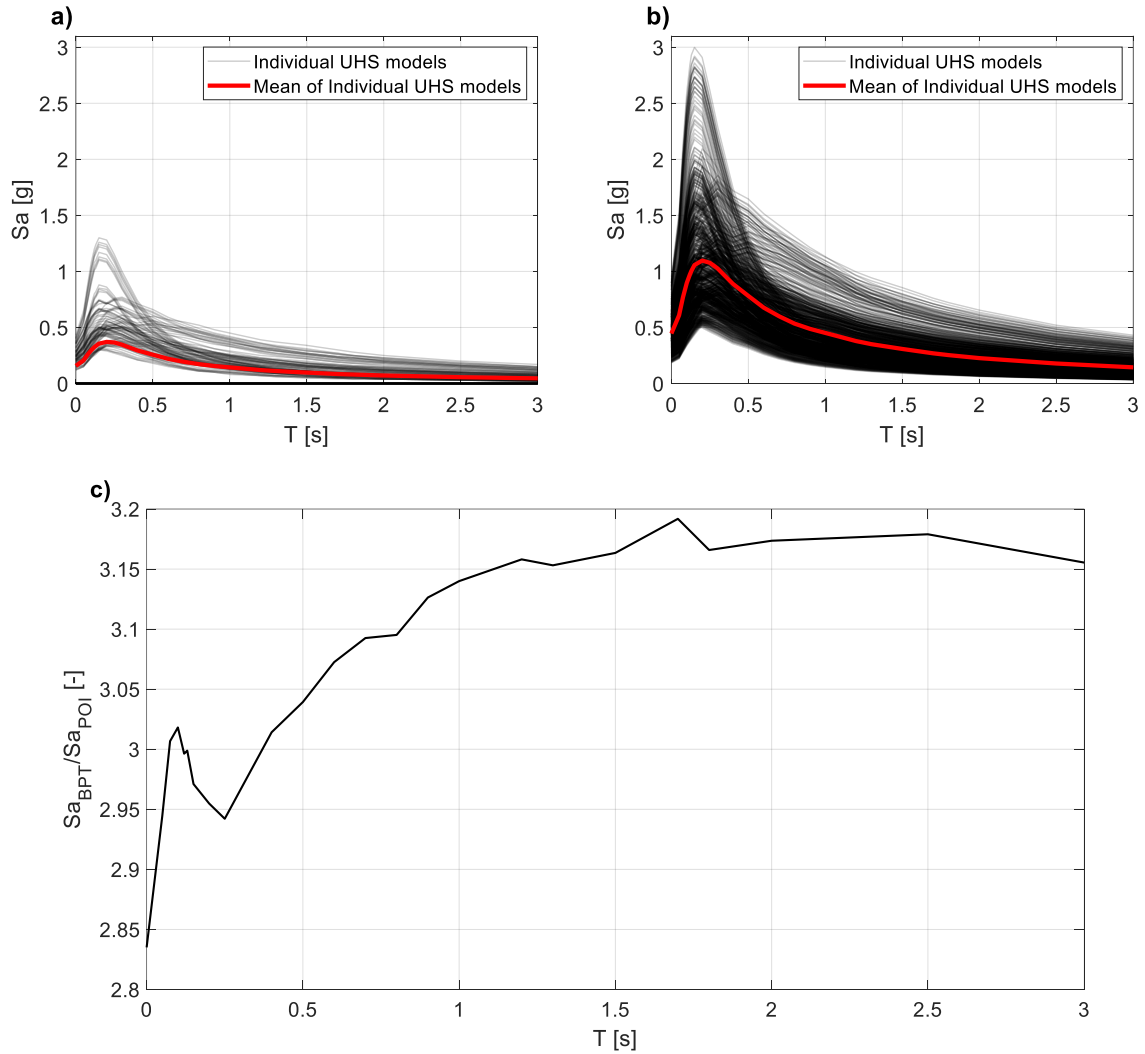


Figura 19: Espectros de amenaza uniforme para 1% en 100 años del sitio 1. a) UHS Poissoniano; b) UHS no-Poissoniano; c) Razón no-Poissoniano / Poissoniano.

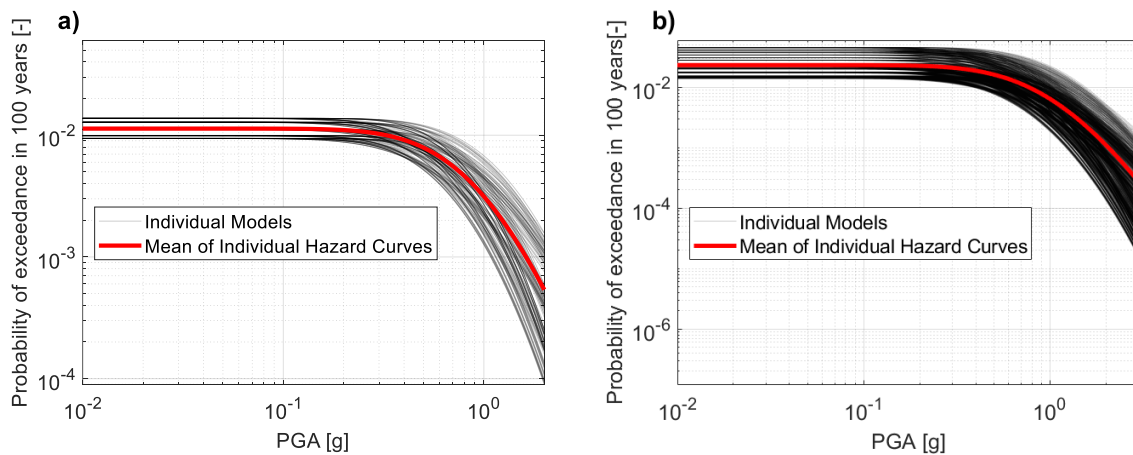


Figura 20: Curvas de amenaza sísmica para PGA en 100 años en términos de la probabilidad de excedencia, sitio 2. a) Curva Poissoniana; b) Curva no-Poissoniana

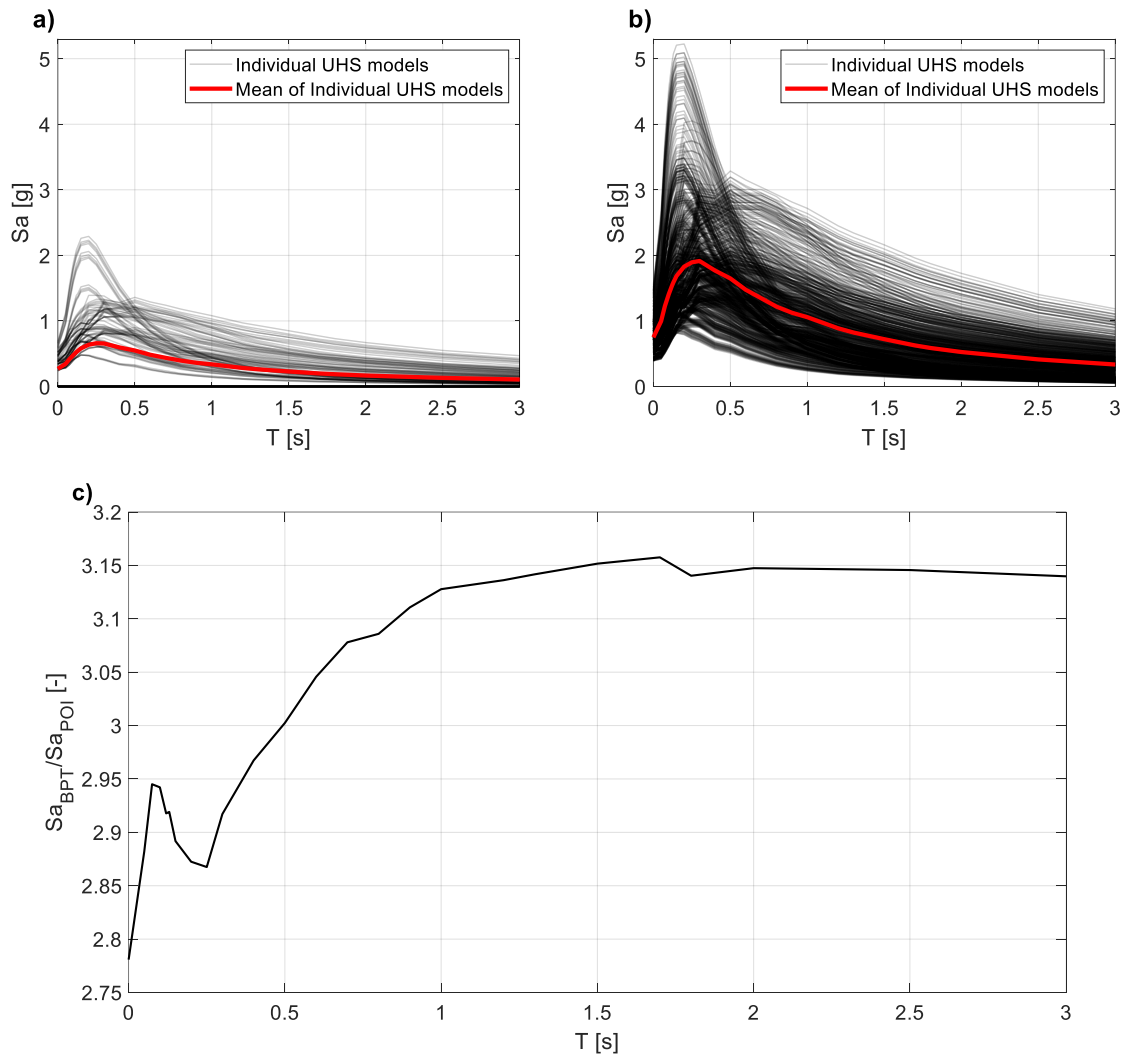


Figura 21: Espectros de amenaza uniforme para 1% en 100 años del sitio 2. a) UHS Poissoniano; b) UHS no-Poissoniano; c) Razón no-Poissoniano / Poissoniano.

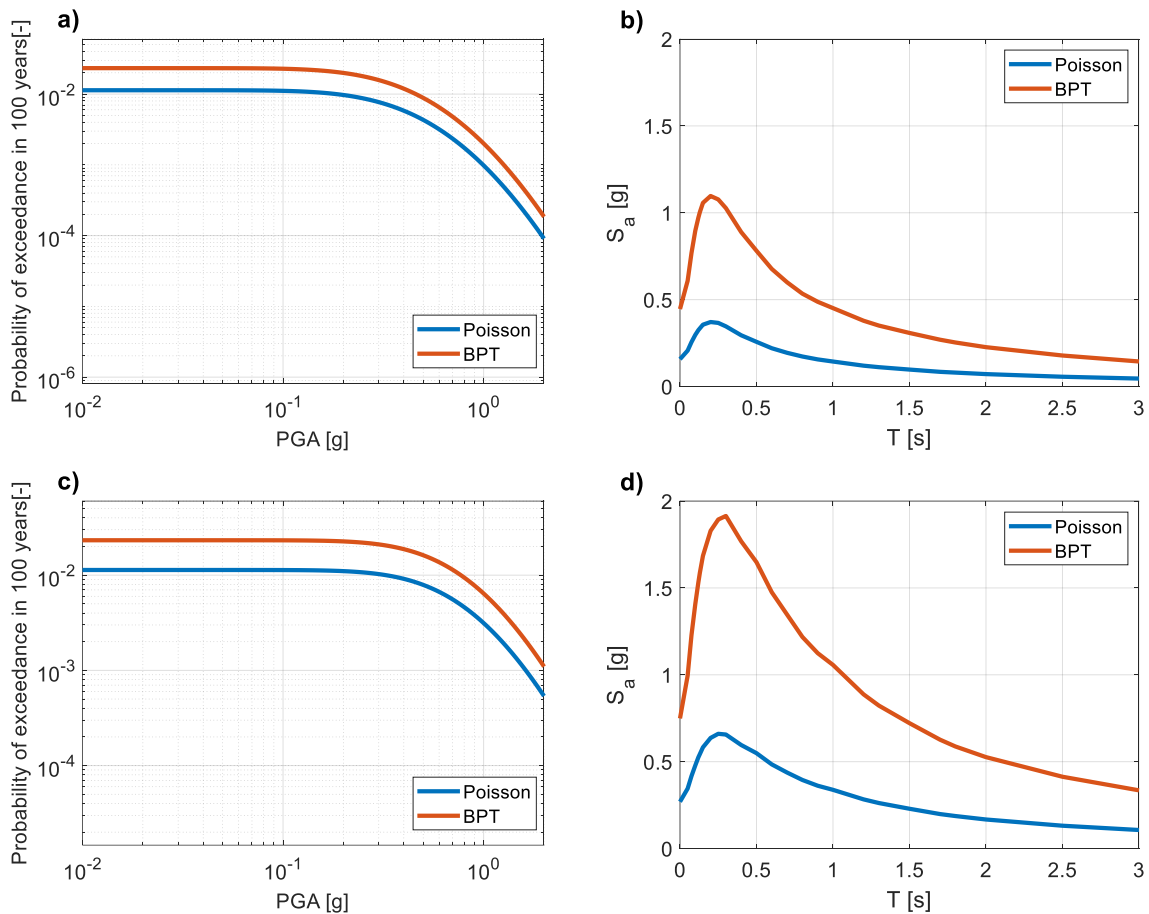


Figura 22: Comparación entre las curvas medias de amenaza para los próximos 100 años y los espectros de amenaza uniforme medios con una probabilidad del 1% en 100 años de ambos sitios. a) Curvas de amenaza sitio 1; b) Espectros de amenaza uniforme sitio 1; c) Curvas de amenaza sitio 2; d) Espectros de amenaza uniforme sitio 2.

6 Discusión y conclusiones

La Falla San Ramón ha generado preocupación no solo por su cercanía a sitios muy poblados en la ciudad de Santiago, sino por el tiempo que ha permanecido sin una activación importante. En los cálculos de amenaza sísmica se suele asumir una aproximación Poissoniana como modelo de recurrencia, lo cual no toma en cuenta la acumulación de energía proveniente del proceso tectónico, así que una aproximación tiempo-dependiente parece ser una buena alternativa en este tipo de cálculos, sobre todo si el tiempo desde el último terremoto es cercano al intervalo de recurrencia medio.

En este estudio se implementa un modelo no-Poissonian (Brownian Passage Time, *BPT*) y Poissoniano en el cálculo probabilístico de la amenaza sísmica, obteniendo de esta forma mapas de intensidad esperadas con una probabilidad de 1% en 100 años y mapas que indican la probabilidad de alcanzar $0.3g$ de *PGA* en 100 años. De modo adicional, se calculan curvas de amenaza y espectros de amenaza uniforme en dos sitios particulares, visualizando de esta manera, ordenadas espectrales en diferentes periodos.

De los resultados obtenidos se logra apreciar un aumento en los niveles de intensidad, en promedio, de 2.5, 2.7 y 3.0 veces para *PGA*, $S_a(0.5s)$ y $S_a(1s)$, respectivamente, al usar el modelo *BPT* con respecto al de Poisson. Por otro lado, al mirar los espectros de amenaza uniforme en sitios específicos, las intensidades del modelo Browniano son mayores para cualquier ordenada espectral asociada a cualquier periodo, incrementándose esta diferencia en periodos superiores. Esto nos dice que el modelo de

recurrencia tiene un impacto importante para el cálculo de amenaza en la *FSR*, lo cual es consistente con tiempo que ha permanecido sin un terremoto importante.

Es razonable pensar que un estudio no-Poissoniano en la *FSR* es apropiado, dado el tiempo que ha permanecido inactiva. Sin embargo, no se pueden ignorar las evidentes dificultades de este tipo de modelos. La falta de información hace que sea complejo determinar algunos parámetros clave, como la recurrencia media o el parámetro de aperiodicidad, requiriendo el uso de datos de otros estudios asociados a fallas con características similares a la *FSR*. Además, los registros paleosismológicos traen de por sí un grado de incertidumbre considerable, las cuales son asociadas a la poca precisión de este tipo de estudios. A pesar de aquello, tal como se menciona en las secciones de esta investigación, el análisis no-Poissoniano incrementa la amenaza en fallas que llevan mucho tiempo inactivas, independiente de la falta de datos o si sus incertidumbres son muy altas. Esto se evidencia en los análisis de sensibilidad presentados en este trabajo, mostrando que para ciertos rangos de α , la aproximación no-Poissoniana entrega valores mucho más altos a los alcanzados por el proceso de Poisson. Otros estudios como el de Biasi et al. (2017) también afirman un aumento de la amenaza bajo estas condiciones en la falla.

La amenaza probabilística es una herramienta que aporta al entendimiento del riesgo sísmico en proyectos ingenieriles, incorporando la probabilidad de ciertos escenarios, con el objetivo de ser un análisis más completo. De manera complementaria, un análisis determinístico también puede resultar relevante, proporcionando información adicional, mejorando la toma de decisiones. Tal como señalan Dominguez & Heresi (2024), la subducción sigue dominando en términos de amenaza probabilística, lo que podría llevar a suponer que la *FSR* no tiene relevancia en términos de diseño. No obstante, en proyectos con vidas útiles prolongadas, es fundamental considerar todas las fuentes, sobre todo aquellas que presenten una mayor contribución en mayores tiempos de análisis, como es el caso de la *FSR*.

Es importante tener presente las diferentes investigaciones sobre la *FSR*, ya que estas aportan antecedentes relevantes para decisiones sobre normativas vigentes y para orientar futuros estudios. En este sentido, la ingeniería civil en el territorio nacional debe replantearse si cuenta con conocimientos suficientes sobre fallas superficiales y qué impactos pueden tener en proyectos en ciertas zonas, mitigando así los posibles riesgos a la población, tanto en pérdidas humanas como económicas. Este trabajo no pretende señalar cuál modelo o enfoque es más adecuado para abordar estudios de amenaza, sino de mostrar que ciertos supuestos podrían estar omitiendo información relevante. En consecuencia, será necesario seguir investigando este tipo de fallas y modelos con el fin de obtener nueva información que mejore la precisión y robustez de los análisis.

7 Referencias

- Abrahamson, N. A., Silva, W. J., & Kamai, R. (2014). Summary of the ASK14 Ground Motion Relation for Active Crustal Regions. *Earthquake Spectra*, 30(3), 1025-1055. <https://doi.org/10.1193/070913eqs198m>
- Akinci, A., Galadini, F., Pantosti, D., Petersen, M., Malagnini, L., & Perkins, D. (2009). Effect of Time Dependence on Probabilistic Seismic-Hazard Maps and Deaggregation for the Central Apennines, Italy. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 99(2A), 585-610. <https://doi.org/10.1785/0120080053>
- Akkar, S., Sandikkaya, M. A., & Bommer, J. J. (2013). Empirical ground-motion models for point- and extended-source crustal earthquake scenarios in Europe and the Middle East. *Bulletin Of Earthquake Engineering*, 12(1), 359-387. <https://doi.org/10.1007/s10518-013-9461-4>
- Ammirati, J., Vargas, G., Rebolledo, S., Abrahami, R., Potin, B., Leyton, F., & Ruiz, S. (2019). The Crustal Seismicity of the Western Andean Thrust (Central Chile, 33°–34° S): Implications for Regional Tectonics and Seismic Hazard in the Santiago Area. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 109(5), 1985-1999. <https://doi.org/10.1785/0120190082>
- Ancheta, T. D., Bozorgnia, Y., Darragh, R., Silva, W. J., Chiou, B., Stewart, J. P., Boore, D. M., Graves, R., Abrahamson, N. A., Campbell, K. W., Idriss, I. M., Youngs, R. R., & Atkinson,

- G. M. (2012). *PEER NGA-West2 database: A database of ground motions recorded in shallow crustal earthquakes in active tectonic regions*. En Proceedings of the 15th World Conference on Earthquake Engineering (WCEE) (Paper No. 5599). Lisbon, Portugal.
- Armijo, R., Rauld, R., Thiele, R., Vargas, G., Campos, J., Lacassin, R., & Kausel, E. (2010). The West Andean Thrust, the San Ramón Fault, and the seismic hazard for Santiago, Chile. *Tectonics*, 29(2), 1-34. <https://doi.org/10.1029/2008tc002427>
 - Baker, J., Bradley, B., & Stafford, P. (2021). *Seismic Hazard and Risk Analysis*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108425056>
 - Biasi, G. P., & Thompson, S. C. (2017). Estimating Time-Dependent Seismic Hazard of Faults in the Absence of an Earthquake Recurrence Record. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 108(1), 39-50. <https://doi.org/10.1785/0120170019>
 - Bindi, D., Massa, M., Luzi, L., Ameri, G., Pacor, F., Puglia, R., & Augliera, P. (2014). Pan-European ground-motion prediction equations for the average horizontal component of PGA, PGV, and 5%-damped PSA at spectral periods up to 3.0 s using the RESORCE dataset. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 12(1), 391-430. <https://doi.org/10.1007/s10518-013-9525-5>
 - Bommer, J. J., Douglas, J., Scherbaum, F., Cotton, F., Bungum, H., & Fah, D. (2010). On the Selection of Ground-Motion Prediction Equations for Seismic Hazard Analysis. *Seismological Research Letters*, 81(5), 783-793. <https://doi.org/10.1785/gssrl.81.5.783>
 - 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. <https://doi.org/10.1193/070113EQS184M>
 - Bustos, J., Pastén, C., Pavez, D., Acevedo, M., Ruiz, S., & Astroza, R. (2022). Two-dimensional simulation of the seismic response of the Santiago Basin, Chile. *Soil Dynamics And Earthquake Engineering*, 164, 107569. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2022.107569>
 - Campbell, K. W., & Bozorgnia, Y. (2014). NGA-West2 Ground Motion Model for the Average Horizontal Components of PGA, PGV, and 5% Damped Linear Acceleration Response Spectra. *Earthquake Spectra*, 30(3), 1087-1115. <https://doi.org/10.1193/062913eqs175m>
 - Campos Muñoz, J., Ruiz Tapia, S., Pérez, A., Ruiz Paredes, J., Kausel, E., Thiele, R., Saragoni Huerta, G., & Sepúlveda Valenzuela, S. (2005). N°A01-28 Terremotos corticales de Las Melosas 1958, Chusmiza 2001 y Curicó 2004: un análisis comparativo de los terremotos de Northridge 1994 y Kobe 1995. Nuevos antecedentes para el peligro sísmico en Chile. Disponible en <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/183218>
 - Chan, C., Wu, Y., Cheng, C., Lin, P., & Wu, Y. (2013). Time-dependent probabilistic seismic hazard assessment and its application to Hualien City, Taiwan. *Natural Hazards And Earth System Sciences*, 13(5), 1143-1158. <https://doi.org/10.5194/nhess-13-1143-2013>
 - Chen, W., Lee, K., Lee, L., Ponti, D. J., Prentice, C., Chen, Y., Chang, H., & Lee, Y. (2003). Paleoseismology of the Chelungpu Fault during the past 1900 years. *Quaternary International*, 115-116, 167-176. [https://doi.org/10.1016/s1040-6182\(03\)00105-8](https://doi.org/10.1016/s1040-6182(03)00105-8)
 - Chhikara, R. S., & Folks, J. L. (1977). The Inverse Gaussian Distribution as a Lifetime Model. *Technometrics*, 19(4), 461-468. <https://doi.org/10.2307/1267886>
 - Chiou, B. S., & Youngs, R. R. (2014). Update of the Chiou and Youngs NGA Model for the Average Horizontal Component of Peak Ground Motion and Response Spectra. *Earthquake Spectra*, 30(3), 1117-1153. <https://doi.org/10.1193/072813eqs219m>
 - Contardo, J. I., Gosselin, C. C., Zepeda, D. G., & Vives, R. M. (2023). Resilient civic design evaluation criteria for response capacity within a seismic risk context in Santiago, Chile. The case of residential communities affected by the San Ramón fault. *International Journal Of Disaster Risk Reduction*, 87, 103597. <https://doi.org/10.1016/j.ijdr.2023.103597>
 - Cornell, C. A. (1968). Engineering seismic risk analysis. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 58(5), 1583-1606. <https://doi.org/10.1785/bssa0580051583>
 - Cornell, C. A., & Winterstein, S. R. (1987). Temporal and Magnitude Dependence in Earthquake Recurrence Models. En Y.K.Lin & R.Minai (Eds.), *Stochastic Approaches in Earthquake Engineering*. Lecture Notes in Engineering (vol. 32, pp. 18-39). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-83252-9_2

- Cotton, F., Scherbaum, F., Bommer, J. J., & Bungum, H. (2006). Criteria for Selecting and Adjusting Ground-Motion Models for Specific Target Regions: Application to Central Europe and Rock Sites. *Journal Of Seismology*, 10(2), 137-156. <https://doi.org/10.1007/s10950-005-9006-7>
- Domínguez, H., & Heresi, P. (2024). Evaluación de la Amenaza Sísmica de la Falla San Ramón en la Zona de Santiago, Chile [Tesis de maestría, Universidad Técnica Federico Santa María].
- Easton Vargas, G., Boroschek Krauskopf, R., Rebolledo Lemus, S., Inzulza Contardo, J., Ejsmentewicz Cáceres, D., Vergara Saavedra, P., & Giesen, E. (2022). Policy brief: La Falla San Ramón y la sostenibilidad del piedemonte de Santiago: recomendaciones para la política pública. Disponible en <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/183864>
- Ellsworth, W. L., Matthews, M. V., Nadeau, R. M., Nishenko, S. P., Reasenber, P. A., & Simpson, R. W. (1999). *A physically-based earthquake recurrence model for estimation of long-term earthquake probabilities* (U.S. Geological Survey Open-File Report No. 99-522, 23 pp.). U.S. Geological Survey. <https://doi.org/10.3133/ofr99522>
- Estay, N. P., Yáñez, G., Carretier, S., Lira, E., & Maringue, J. (2016). Seismic hazard in low slip rate crustal faults, estimating the characteristic event and the most hazardous zone: Study case San Ramón Fault, in southern Andes. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 16(12), 2511–2528. <https://doi.org/10.5194/nhess-16-2511-2016>
- Esteva, L. (1967). *Criterios para la construcción de espectros para diseño sísmico*. En *Tercer Simposio Panamericano de Estructuras* (Caracas, Venezuela). Universidad Central de Venezuela.
- Field, E. H., Biasi, G. P., Bird, P., Dawson, T. E., Felzer, K. R., Jackson, D. D., Johnson, K. M., Jordan, T. H., Madden, C., Michael, A. J., Milner, K. R., Page, M. T., Parsons, T., Powers, P. M., Shaw, B. E., Thatcher, W. R., Weldon, R. J., & Zeng, Y. (2015). Long-Term Time-Dependent Probabilities for the Third Uniform California Earthquake Rupture Forecast (UCERF3). *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 105(2A), 511-543. <https://doi.org/10.1785/0120140093>
- Field, E. H., Jordan, T. H., & Cornell, C. A. (2003). OpenSHA: A Developing Community-modeling Environment for Seismic Hazard Analysis. *Seismological Research Letters*, 74(4), 406-419. <https://doi.org/10.1785/gssrl.74.4.406>
- Gutenberg, B., & Richter, C. F. (1944). Frequency of earthquakes in California. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 34(4), 185–188.
- Hayes, G. P., Moore, G. L., Portner, D. E., Hearne, M., Flamme, H., Furtney, M., & Smoczyk, G. M. (2018). Slab2, a comprehensive subduction zone geometry model. *Science*, 362(6410), 58–61. <https://doi.org/10.1126/science.aat4723>
- Huang, W., Chen, W., Lee, Y., Yang, C., Lin, M., Chiang, C., Lee, J., & Lu, S. (2015). Insights from heterogeneous structures of the 1999 Mw 7.6 Chi-Chi earthquake thrust termination in and near Chushan excavation site, Central Taiwan. *Journal Of Geophysical Research Solid Earth*, 121(1), 339-364. <https://doi.org/10.1002/2015jb012174>
- Idini, B., Rojas, F., Ruiz, S., & Pastén, C. (2017). Ground motion prediction equations for the Chilean subduction zone. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 15(5), 1853–1880. <https://doi.org/10.1007/s10518-016-0050-1>
- Instituto Nacional de Estadísticas. (2024). Censo de Población y Vivienda 2024: Resultados comunales. *Instituto Nacional de Estadísticas de Chile*. <http://www.ine.gob.cl/estadisticas/sociales/censos-de-poblacion-y-vivienda>
- Jalalalhosseini, S. M., Zafarani, H., & Zare, M. (2017). Time-dependent seismic hazard analysis for the Greater Tehran and surrounding areas. *Journal Of Seismology*, 22(1), 187-215. <https://doi.org/10.1007/s10950-017-9699->
- Kanamori, H. (1995). The Kobe (Hyogo-ken Nanbu), Japan, Earthquake of January 16, 1995. *Seismological Research Letters*, 66(2), 6-10. <https://doi.org/10.1785/gssrl.66.2.6>
- Krawinkler, H. & Miranda, E. (2004). *Performance-based earthquake engineering*. In Y. Bozorgnia and V. V. Bertero (Eds.), *Earthquake Engineering: From Engineering Seismology to Performance-Based Engineering*. Boca Raton, FL: CRC Press.

- Kulkarni, R. B., R. R. Youngs, and K. J. Coppersmith (1984). Assessment of confidence intervals for results of seismic hazard analysis. In *Proceedings of the Eighth World Conference on Earthquake Engineering*, San Francisco. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Lee, J. (2004). A Vertical Exposure of the 1999 Surface Rupture of the Chelungpu Fault at Wufeng, Western Taiwan: Structural and Paleoseismic Implications for an Active Thrust Fault. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 91(5), 914-929. <https://doi.org/10.1785/0120000742>
- Lomnitz, C. (1960). *A study of the Maipo Valley earthquakes of September 4, 1958* (Publication N° 10). Instituto de Geofísica y Sismología, Universidad de Chile.
- Lomnitz, C. (2004). Major earthquakes of Chile: A historical survey, 1535-1960. *Seismological Research Letters*, 75(3), 368–378. <https://doi.org/10.1785/gssrl.75.3.368>
- Madariaga, R. (1998). Sismicidad de Chile. *Física de la Tierra*. 10(1): 221-258.
- Maldonado, V., Contreras, M., & Melnick, D. (2021). A comprehensive database of active and potentially-active continental faults in Chile at 1:25,000 scale. *Scientific Data*, 8(1). <https://doi.org/10.1038/s41597-021-00802-4>
- Matthews, M. V., Ellsworth, W. L., & Reasenber, P. A. (2002). A Brownian Model for Recurrent Earthquakes. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 92(6), 2233-2250. <https://doi.org/10.1785/0120010267>
- McCalpin, J. P., & Slemmons, D. B. (1998). *Statistics of paleoseismic data*. Final Technical Report, Contract 1434-HQ-96-GR-02752. National Earthquake Hazards Reduction Program, U.S. Geological Survey.
- McGuire, R. K. (1995). Probabilistic seismic hazard analysis and design earthquake: Closing the loop. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 85(5), 1275–1284.
- Montaldo Falero, V., & Youngs, R. (2024). Modeling time dependent earthquake occurrences on faults: Examples from recent PSHA studies. *Proceedings of the 18th World Conference on Earthquake Engineering (WCEE2024)*. Milan, Italy.
- Montalva, G. A., Bastías, N., & Rodríguez-Marek, A. (2017). Ground-motion prediction equation for the Chilean subduction zone. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 107(2), 901–911. <https://doi.org/10.1785/0120160221>
- Nishenko, S. P., & Buland, R. (1987). A generic recurrence interval distribution for earthquake forecasting. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 77(4), 1382-1399. <https://doi.org/10.1785/bssa0770041382>
- Pace, B., Peruzza, L., Lavecchia, G., & Boncio, P. (2006). Layered Seismogenic Source Model and Probabilistic Seismic-Hazard Analyses in Central Italy. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 96(4A), 1567. <https://doi.org/10.1785/0120060050>
- Pérez, A., Ruiz, J. A., Vargas, G., Rauld, R., Rebolledo, S., & Campos, J. (2014). Improving seismotectonics and seismic hazard assessment along the San Ramón Fault at the eastern border of Santiago city, Chile. *Natural Hazards*, 71(1), 243–274. <https://doi.org/10.1007/s11069-013-0908-3>
- Petersen, M. D., Cao, T., Campbell, K. W., & Frankel, A. D. (2007). Time-independent and Time-dependent Seismic Hazard Assessment for the State of California: Uniform California Earthquake Rupture Forecast Model 1.0. *Seismological Research Letters*, 78(1), 99-109. <https://doi.org/10.1785/gssrl.78.1.99>
- Rauld, R. (2011). Deformación cortical y peligro sísmico asociado a la falla San Ramón en el frente cordillerano de Santiago, Chile Central (33°s). [Tesis de doctorado, Universidad de Chile]. Disponible en <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/102600>
- Reid, H. F. (1910). *The mechanics of the earthquake* (Vol. II, *The California earthquake of April 18, 1906: Report of the State Earthquake Investigation Commission*, Publication n.º 87). Carnegie Institution of Washington.
- Rockwell, T. K., Costa, C. H., Meigs, A. J., Ragona, D., Owen, L. A., Murari, M. K., Masana, E., & Richard, A. D. (2022). Paleoseismology of the Marquesado-La Rinconada thrust system, Eastern Precordillera of Argentina. *Frontiers In Earth Science*, 10, 1032357. <https://doi.org/10.3389/feart.2022.1032357>

- Scherbaum, F., Delavaud, E., & Riggelsen, C. (2009). Model Selection in Seismic Hazard Analysis: An Information-Theoretic Perspective. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 99(6), 3234-3247. <https://doi.org/10.1785/0120080347>
- Shin, T. (2004). An Overview of the 1999 Chi-Chi, Taiwan, Earthquake. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 91(5), 895-913. <https://doi.org/10.1785/0120000738>
- Utsu, T. (1984). Estimation of Parameters for Recurrence Models of Earthquakes. *Bulletin Of The Earthquake Research Institute, University Of Tokyo*, 59(1), 53-66. <http://hdl.handle.net/2261/12906>
- Uyeda, S., & Kanamori, H. (1979). Back-arc opening and the mode of subduction. *Journal Of Geophysical Research Atmospheres*, 84(B3), 1049-1061. <https://doi.org/10.1029/jb084ib03p01049>
- Vargas, G., Klinger, Y., Rockwell, T. K., Forman, S. L., Rebolledo, S., Baize, S., Lacassin, R., & Armijo, R. (2014). Probing large intraplate earthquakes at the west flank of the Andes. *Geology*, 42(12), 1083–1086. <https://doi.org/10.1130/G35741.1>
- Vigny, C., Socquet, A., Peyrat, S., Ruegg, J., Métois, M., Madariaga, R., Morvan, S., Lancieri, M., Lacassin, R., Campos, J., Carrizo, D., Bejar-Pizarro, M., Barrientos, S., Armijo, R., Aranda, C., Valderas-Bermejo, M., Ortega, I., Bondoux, F., Baize, S., Lyon-Caen, H., Pavez, A., Vilotte, J. P., Bevis, M., Brooks, B., Smalley, R., Parra, H., Baez, J., Blanco, M., Cimbaro, S., & Kendrick, E. (2011). The 2010 Mw 8.8 Maule Megathrust Earthquake of Central Chile, Monitored by GPS. *Science*, 332(6036), 1417-1421. <https://doi.org/10.1126/science.1204132>
- Wells, D. L., & Coppersmith, K. J. (1994). New empirical relationships among magnitude, rupture length, rupture width, rupture area, and surface displacement. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 84(4), 974-1002. <https://doi.org/10.1785/bssa0840040974>
- Xu, W., Wu, J., & Gao, M. (2023). Temporal distribution model and occurrence probability of $M \geq 6.5$ earthquakes in North China Seismic Zone. *Natural Hazards*, 119(1), 125-141. <https://doi.org/10.1007/s11069-023-06124-5>
- Zhao, J. X., Zhou, S., Zhou, J., Zhao, C., Zhang, H., Zhang, Y., Gao, P., Lan, X., Rhoades, D., Fukushima, Y., Somerville, P. G., & Irikura, K. (2016). Ground-Motion Prediction Equations for Shallow Crustal and Upper-Mantle Earthquakes in Japan Using Site Class and Simple Geometric Attenuation Functions. *Bulletin Of The Seismological Society Of America*, 106(4), 1552-1569. <https://doi.org/10.1785/0120150063>
- Zilio, L. D., & Ampuero, J. (2023). Earthquake doublet in Turkey and Syria. *Communications Earth & Environment*, 4(1). <https://doi.org/10.1038/s43247-023-00747-z>