



UNIVERSIDAD TÉCNICA
FEDERICO SANTA MARÍA

Departamento de Obras Civiles

MODELO DE CORRELACIÓN ESPACIAL DE CAPACIDADES DE COLAPSO DE ESTRUCTURAS PARA LA EVALUACIÓN DEL RIESGO SÍSMICO A NIVEL REGIONAL

Tesis de Grado y Memoria de Título presentada por

Maximiliano Sebastián Aranís Mahuzier

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

Diciembre de 2024



UNIVERSIDAD TECNICA
FEDERICO SANTA MARIA

TITULO DE LA TESIS:

MODELO DE CORRELACIÓN ESPACIAL DE CAPACIDADES DE COLAPSO DE ESTRUCTURAS PARA LA EVALUACIÓN DEL RIESGO SÍSMICO A NIVEL REGIONAL

AUTOR:

MAXIMILIANO SEBASTIÁN ARANÍS MAHUZIER

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

	<u>Nombre</u>	<u>Firma</u>
Prof. Guía	Pablo Heresi
Miembro 1 Comisión	Cristian Cruz
Miembro 2 Comisión	Claudio Sepúlveda

Santiago, Chile, Diciembre de 2024

MODELO DE CORRELACIÓN ESPACIAL DE CAPACIDADES DE COLAPSO DE ESTRUCTURAS PARA LA EVALUACIÓN DEL RIESGO SÍSMICO A NIVEL REGIONAL

Maximiliano Aranís¹, Pablo Heresi², Cristian Cruz¹

¹ Departamento de Obras Civiles, Universidad Técnica Federico Santa María, Santiago, Chile.

² Departamento de Ingeniería Civil, Universidad de Chile, Santiago, Chile.

Resumen

En los análisis de riesgo sísmico a nivel regional, es común incorporar la correlación espacial entre intensidades de movimiento de suelo en los distintos sitios a evaluar. Sin embargo, en general se desprecia la correlación existente entre las capacidades de diferentes estructuras (i.e., se considera que las capacidades de dos estructuras son independientes entre sí). Esta última correlación proviene, entre otras cosas, de que estructuras similares fueron construidas bajo una misma normativa y, dependiendo de su distancia, con cierta probabilidad fueron construidas por un mismo contratista. Además, si dos estructuras son cercanas entre sí, la demanda sísmica compartirá atributos que no son considerados en la medida de intensidad (e.g., duración, pulsos de alta intensidad, etc), lo cual también aporta una correlación entre sus capacidades estructurales. En esta tesis se cuantifican las correlaciones espaciales en las capacidades de colapso entre estructuras, a partir sistemas de 1 grado de libertad de periodos fundamentales entre 0.5 y 5 s, sometidas a 10,866 registros sísmicos, provenientes de los 20 terremotos de la base de datos NGA-West2 con mayor número de registros de movimientos de suelo. Luego, se proponen modelos de correlaciones espaciales de capacidades de colapso considerando dos medidas de intensidad: (1) ordenada espectral de aceleración, S_a , comúnmente utilizada para evaluación de riesgo sísmico; y (2) velocidad incremental filtrada, FIV3, recientemente propuesta para estimación de riesgo de colapso estructural. Los resultados de esta investigación sugieren que no existe un gran efecto debido a la variabilidad evento-a-evento sobre las correlaciones espaciales estimadas. Por otro lado, la correlación entre los parámetros que definen el comportamiento histerético de las estructuras tiene un efecto importante en la correlación espacial de capacidades, donde el aumento de esta correlación provoca un aumento significativo en las correlaciones espaciales en las capacidades de colapso. Respecto a las medidas de intensidad analizadas, las correlaciones entre las capacidades de colapso obtenidas utilizando FIV3 son menores que para S_a para distancias de separación bajas (e.g., menores a 25 km, aproximadamente), pero el valor al que decaen para distancias de separación altas (e.g., mayores a 100 km) es mayor.

Palabras claves: Correlaciones espaciales, Riesgo sísmico regional, Capacidad estructural

1 Introducción

1.1 Motivación

En los últimos años, el marco de trabajo de la ingeniería sísmica basada en el desempeño (PBEE) ha sido ampliamente utilizado para poder estimar el riesgo al cual se someten estructuras individuales (Krawinkler & Miranda, 2004). Sin embargo, los terremotos normalmente afectan a ciudades que poseen un gran número de estructuras espacialmente distribuidas, lo cual ha obligado a extender este marco de trabajo y dar paso a la ingeniería sísmica basada en el desempeño a nivel regional (RPBEE) (Heresi & Miranda, 2023). Así, los estudios de riesgo sísmico a nivel regional son capaces de cuantificar y propagar incertidumbres provenientes de distintas fuentes, todo esto dentro de un marco probabilístico.

Los estudios de riesgo sísmico a nivel regional son necesarios para aumentar la resiliencia de comunidades, pues permiten, entre otras cosas, que las partes interesadas (e.g., organismos gubernamentales, aseguradoras, etc) realicen sus acciones en base a distintas variables de decisión

racionales, como podría ser el impacto social, el impacto económico y el tiempo de inactividad que podría suceder una vez ocurrido un determinado terremoto (Heresi & Miranda, 2023).

La estimación del riesgo sísmico a nivel regional de un conjunto de estructuras resulta más compleja que la simple suma de los riesgos sísmicos individuales de cada una de las estructuras que conforman este conjunto. Esto es debido a que a nivel regional es necesario la incorporación de distintas correlaciones, y el no considerarlas puede llegar a provocar una subestimación del riesgo sísmico, especialmente cuando se evalúan las probabilidades de eventos de grandes consecuencias (Bazzurro & Luco, 2005; Lee & Kiremidjian, 2007; Park et al., 2007; Goda & Hong, 2008a; Sokolov & Wenzel, 2013; Vitoontus & Ellingwood, 2013; Bonstrom & Corotis, 2015; Weatherill et al., 2015; Heresi & Miranda, 2022; You et al., 2022; Kang et al., 2023; Xiang et al., 2024), los cuales a menudo son los de mayor interés para los tomadores de decisiones.

Entre las correlaciones a considerar en estudios de riesgo sísmico a nivel regional, se encuentra la correlación espacial de las intensidades de movimiento del suelo en los distintos sitios sobre los que se encuentran las estructura. Esta correlación se ve influenciada por el trayecto de la propagación de las ondas sísmicas desde la fuente hasta los sitios, y por las posiciones relativas de estos sitios respecto a la falla principal. Debido a esto, si dos sitios se encuentran en condiciones geológicas similares y cercanos entre sí, su correlación será mayor. Este tipo de correlación ha sido ampliamente estudiada en los últimos años (e.g., Park et al., 2007; Goda & Hong, 2008b; Jayaram & Baker, 2009; Sokolov & Wenzel, 2013; Heresi & Miranda, 2019; Aldea et al., 2022).

Por otra parte, también es posible considerar correlaciones en las respuestas estructurales (EDP), en las medidas de daños (DM) o en las variables de decisión (DV). Estas se pueden analizar dentro de una misma estructura (e.g., Aslani & Miranda, 2004; Miranda et al., 2004; Aslani & Miranda, 2005; Bradley & Lee, 2010; Baker et al., 2024) o entre estructuras. En este contexto, Lee & Kiremidjian (2007) realizaron uno de los primeros estudios de riesgo sísmico a nivel regional considerando correlación entre los niveles de daños de las estructuras. Esto lo hicieron mediante correlaciones uniformes con valores entre 0 y 1, independientes de las distancias de separación entre las estructuras. De esta forma, concluyeron que esta correlación tiene un impacto significativo en el riesgo sísmico a nivel regional, ya que despreciarla puede provocar subestimaciones importantes de los resultados.

Vitoontus & Ellingwood (2013) evaluaron las pérdidas de un conjunto de edificios considerando correlaciones entre los niveles de daños de estos. La correlación utilizada varía y decae con la distancia de separación entre las estructuras y considera parámetros que dependen de la similitud entre los materiales, tipos de construcción y códigos de construcción utilizados en ambas estructuras. Este modelo fue utilizado por Zeng et al. (2023) para evaluar pérdidas económicas por ciclones en un grupo de edificios y en una red de energía eléctrica. You et al. (2022) y Borzoo et al. (2024), también incluyeron correlaciones espaciales entre niveles de desempeño en sus estudios de riesgo a nivel regional, pero lo hicieron a través de modelos de correlación exponenciales decrecientes que dependen de un solo parámetro, los cuales carecen de un respaldo teórico que los justifique. Heresi & Miranda (2022) desarrollaron la correlación para los estados de daño entre estructuras considerando que el daño de una estructura puede ser caracterizada por una distribución de probabilidad de Bernoulli con resultados de “daño” o “sin daño” y propusieron un modelo que depende de la distancia espacial entre estructuras y de la diferencia de años de construcción entre estas. Debido a la dificultad de poder ajustar empíricamente los parámetros del modelo, los autores los ajustaron en base a las condiciones de la zona en análisis, a valores de la literatura relacionados y criterio ingenieril, para así poder utilizarlo en un estudio de riesgo sísmico regional. También se han desarrollado estudios que cuantifican y modelan correlaciones espaciales entre las respuestas estructurales, como, por ejemplo, desplazamientos máximos, derivas de techo máximas y derivas de entrepiso máximas (DeBock et al., 2014; Kang et al., 2021, 2022; Xiang et al., 2024) y entre variables de decisión, como, por ejemplo, pérdidas económicas (Shome et al., 2012).

De forma general, se tiene que en los últimos años se han hecho diversos esfuerzos para poder incluir correlaciones entre los desempeños de las estructuras en los estudios de riesgo sísmico a nivel regional. Sin embargo, los modelos utilizados muchas veces carecen de sustento analítico y el ajuste de sus

parámetros es difícil de validar. Esta tesis propone un modelo analítico de correlación entre capacidades estructurales, el cual considera la propagación de dos correlaciones. Por una parte, se tiene la correlación entre los parámetros del modelo histerético que define la respuesta no lineal de cada estructura y por lo tanto la capacidad entre dos estructuras. Esta correlación se debe a que, entre otras cosas, estructuras similares fueron construidas bajo una misma normativa y, dependiendo de su distancia, con cierta probabilidad fueron construidas por un mismo contratista. La otra fuente de correlación a considerar es la correlación de la variabilidad registro a registro, ya que, al encontrarse dos estructuras próximas entre sí, sus aceleraciones basales compartirán atributos que no son considerados en la medida de intensidad, lo cual genera que sus capacidades posean cierta interdependencia. Para ajustar los parámetros del modelo, se consideran 10,866 registros sísmicos provenientes de los 20 terremotos con mayor número de registros de movimientos de suelo de la base de datos NGA-West2 (Ancheta et al., 2014) y sistemas de 1 grado de libertad con comportamiento histerético tri-lineal, amortiguamiento crítico del 5% y periodos entre 0.5 y 5 s.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo general

Cuantificar y generar modelos matemáticos representativos de las correlaciones espaciales en las capacidades de colapso de sistemas de 1 grado de libertad.

1.2.2 Objetivos específicos

1. Estimar las correlaciones entre las capacidades de colapso de sistemas de 1 grado de libertad respecto a su distancia de separación considerando sistemas con distintos periodos fundamentales.
2. Analizar la influencia de los periodos fundamentales de los sistemas y de las correlaciones entre los parámetros que definen a los modelos estructurales entre sistemas, sobre las correlaciones en las capacidades de colapso.
3. Analizar la influencia de la medida de intensidad en las correlaciones espaciales de las capacidades de colapso. En particular, estudiar la influencia de utilizar ordenadas espectrales y velocidades incrementales filtradas, ambas evaluadas en el periodo fundamental de los sistemas, $Sa(T_n)$ y $FIV3(T_n)$, respectivamente.

2 Marco Teórico

2.1 Capacidades de colapso

La respuesta sísmica de una estructura, y por lo tanto su capacidad, puede verse fuertemente afectada por distintas fuentes de incertidumbre. Entre ellas, se encuentra la “incertidumbre del modelo”, asociada a cada uno de los parámetros que definen al modelo histerético (e.g., rigidez, periodo, fuerza de fluencia, etc) (Ibarra & Krawinkler, 2005; Liel et al., 2009; Gokkaya et al., 2016), la cual se debe entre otras cosas, a la incapacidad de evaluar con precisión cada una de las variables que lo definen. Por otra parte, la variabilidad natural de las características que definen a los registros de movimiento de suelo (e.g., contenido de frecuencias, duración, número y forma de pulsos de aceleración, etc) y que no son considerados por la medida de intensidad escogida, se propaga a la respuesta sísmica de la estructura. Esta variabilidad suele ser llamada “variabilidad registro-a-registro” y se refleja como una variabilidad en la respuesta cuando la estructura es sometida a diferentes registros con un valor de medida de intensidad fijo.

En este trabajo se define la intensidad de capacidad de colapso de una estructura, C , considerando estas dos fuentes de incertidumbre, de la siguiente forma:

$$\ln(C) = \mu_{\ln C} + \varepsilon + \eta \quad (1)$$

donde $e^{\mu_{\ln C}}$ es la capacidad mediana de la estructura, $\varepsilon \sim N(0, \phi)$ es el residual debido a la variabilidad registro-a-registro, y $\eta \sim N(0, \tau)$ es el residual debido a la incertidumbre asociada al modelo histerético. En base a esta definición, resulta lógico asumir que, debido a su naturaleza (i.e., ε depende del movimiento de terreno y η depende de la estructura), los residuales η y ε son independientes entre sí, por lo cual no existe correlación entre ellos, con lo que $\rho_{\eta, \varepsilon} = 0$. Así, la desviación estándar total de $\ln(C)$ es $\sigma = \sqrt{\phi^2 + \tau^2}$.

Esta definición de la capacidad de colapso extiende la definición de Heresi & Miranda (2023), separando la variabilidad registro-a-registro y la variabilidad asociada al modelo histerético. Además, la Ecuación (1) es consistente con la caracterización clásica de curvas de fragilidad de colapso por medio de funciones de distribución acumulada lognormales. Así entonces, utilizando la definición propuesta, el colapso estructural es el resultado de que la intensidad de capacidad, C , sea igual o menor a la intensidad de demanda (i.e., el valor de la medida de intensidad en el sitio de interés).

2.2 Correlaciones espaciales en las capacidades de colapso

A partir de la Ecuación (1), se puede definir la capacidad de dos estructuras distintas, sometidas a distintos registros, como se muestra en las Ecuaciones (2) y (3).

$$\ln(C_i) = \mu_{\ln C, i} + \varepsilon_i + \eta_i \quad (2)$$

$$\ln(C_j) = \mu_{\ln C, j} + \varepsilon_j + \eta_j \quad (3)$$

Luego, se puede definir la correlación entre los logaritmos de las capacidades, $\ln(C_i)$ y $\ln(C_j)$, ρ_C , según la Ecuación (4):

$$\rho_C = \frac{E[(\ln(C_i) - \mu_{\ln C, i})(\ln(C_j) - \mu_{\ln C, j})]}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{E[(\varepsilon_i + \eta_i) \cdot (\varepsilon_j + \eta_j)]}{\sigma_i \sigma_j} \quad (4)$$

Considerando que η y ε son independientes, la Ecuación (4) se puede expandir tal como muestra la Ecuación (5):

$$\rho_C = \frac{E[\varepsilon_i \varepsilon_j] + E[\eta_i \eta_j]}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{\phi_i \phi_j \rho_\varepsilon + \tau_i \tau_j \rho_\eta}{\sigma_i \sigma_j} \quad (5)$$

Donde ρ_ε es la correlación entre los residuales ε_i y ε_j , y representa qué tan similares son dos registros en cuanto a las propiedades no consideradas en la medida de intensidad escogida (e.g., pulsos de aceleración). Por otra parte, ρ_η es la correlación entre los residuales η_i y η_j , y representa qué tan similares son las propiedades de las dos estructuras (e.g., rigidez, periodo, fuerza de fluencia, etc), que les permiten tener una mayor o menor capacidad al colapso. Es por esto que, en caso de estudiar pares de estructuras idénticas, ρ_η es igual a 1. En caso de estudiar estructuras que debiesen guardar cierto grado de similitud en sus modelos estructurales, la correlación ρ_η tendrá un valor entre 0 y 1. Por último, en caso de estudiar estructuras totalmente independientes entre sí, $\rho_\eta = 0$.

Como se muestra en la Ecuación (5), para poder estimar las correlaciones de colapso entre dos estructuras, es necesario definir las correlaciones ρ_ε y ρ_η , así como también las medidas de dispersión ϕ y τ de ambas estructuras. En este estudio se asumirá, a modo de simplificación, que $\phi_i = \phi_j = \phi$, $\tau_i = \tau_j = \tau$ y $\sigma_i = \sigma_j = \sigma$ (e.g., ambas pertenecen a una misma tipología estructural). Así, los resultados mostrados a continuación son fácilmente extrapolables al caso genérico mostrado en la Ecuación (5). Con este supuesto, el modelo de correlación espacial es finalmente el mostrado en la Ecuación (6):

$$\rho_C = \frac{\phi^2 \rho_\varepsilon + \tau^2 \rho_\eta}{\phi^2 + \tau^2} = \frac{\phi^2}{\phi^2 + \tau^2} \rho_\varepsilon + \frac{\tau^2}{\phi^2 + \tau^2} \rho_\eta \quad (6)$$

2.2.1 Correlación ρ_ε

Como la correlación ρ_ε depende de las características del movimiento de suelo no consideradas en la medida de intensidad escogida, es esperable que, dado un terremoto, aquellos registros que son más cercanos entre sí posean una mayor correlación que registros que son más lejanos. Es por esto que estas correlaciones se modelan en función de la distancia de separación entre dos estructuras, Δ . Así, ρ_ε se denotará como función de Δ , $\rho_\varepsilon(\Delta)$.

Para estimar esta correlación, se consideran pares de estructuras idénticas entre si ($\mu_{\ln C,i} = \mu_{\ln C,j} = \mu_{\ln C}$ y $\eta_i = \eta_j = \eta$), pero separadas a una distancia Δ (por lo cual $\varepsilon_i \neq \varepsilon_j$). De esta forma, utilizando la Ecuación (1) para definir la capacidad de cada estructura,

$$\ln(C_i) = \mu_{\ln C} + \varepsilon_i + \eta \quad (7)$$

$$\ln(C_j) = \mu_{\ln C} + \varepsilon_j + \eta \quad (8)$$

Luego, al realizar la diferencia entre ambas (Ecuación (7) y Ecuación (8)),

$$\delta_\varepsilon = \ln(C_i) - \ln(C_j) = \varepsilon_i - \varepsilon_j \quad (9)$$

Calculando la varianza de esta diferencia, $\sigma_{\delta_\varepsilon}^2$, y despejando la correlación de interés,

$$\sigma_{\delta_\varepsilon}^2 = 2\phi^2 - 2\rho_\varepsilon\phi^2 \quad (10)$$

$$\rho_\varepsilon = 1 - \frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_{\delta_\varepsilon}}{\phi} \right)^2 \quad (11)$$

2.2.2 Correlación ρ_η

Como la correlación ρ_η depende de los parámetros de los modelos estructurales, para su estimación basta con considerar estructuras con igual capacidad mediana ($\mu_{\ln C,i} = \mu_{\ln C,j} = \mu_{\ln C}$), pero con residuales diferentes ($\eta_i \neq \eta_j$), y sometidas al mismo registro sísmico ($\varepsilon_i = \varepsilon_j = \varepsilon$). De esta forma, análogo a las Ecuaciones (9) y (10),

$$\delta_\eta = \ln(C_i) - \ln(C_j) = \eta_i - \eta_j \quad (12)$$

$$\sigma_{\delta_\eta}^2 = 2\tau^2 - 2\rho_\eta\tau^2 \quad (13)$$

Donde σ_{δ_η} es la desviación estándar de δ_η . Luego, despejando la correlación de interés,

$$\rho_\eta = 1 - \frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_{\delta_\eta}}{\tau} \right)^2 \quad (14)$$

3 Metodología

3.1 Modelos estructurales

Para estudiar las correlaciones anteriormente descritas, se modelan estructuras de 1 grado de libertad (SDOF) con comportamiento histerético tri-lineal y un 5% de amortiguamiento crítico. Para definir la frontera de capacidad, se utiliza el modelo IMK (Ibarra et al., 2005). Para este modelo, se necesita definir

la rigidez en el rango lineal, la fuerza de fluencia, la fuerza máxima, la capacidad de desplazamiento plástico y la capacidad de desplazamiento luego de la fuerza máxima ($k, F_y, F_c, \chi_{cap,pl}$ y χ_{pc} , respectivamente). La Figura 1 presenta un esquema del modelo de frontera de capacidad considerado. Siguiendo los resultados de Gokkaya et al. (2016), en este trabajo se asume que los parámetros siguen distribuciones marginales lognormales. En la Tabla 1, se muestra el valor mediano, μ , y la desviación estándar, σ , de cada parámetro. La mediana de la rigidez elástica, k , depende del periodo del sistema, T , y del peso de este, W , el cual se considera de 1000[kN]. Por otro lado, las dispersiones de cada parámetro fueron obtenidas de Gokkaya et al. (2016). Los modelos simplificados utilizados en este trabajo no presentan degradación cíclica ni efectos P- Δ .

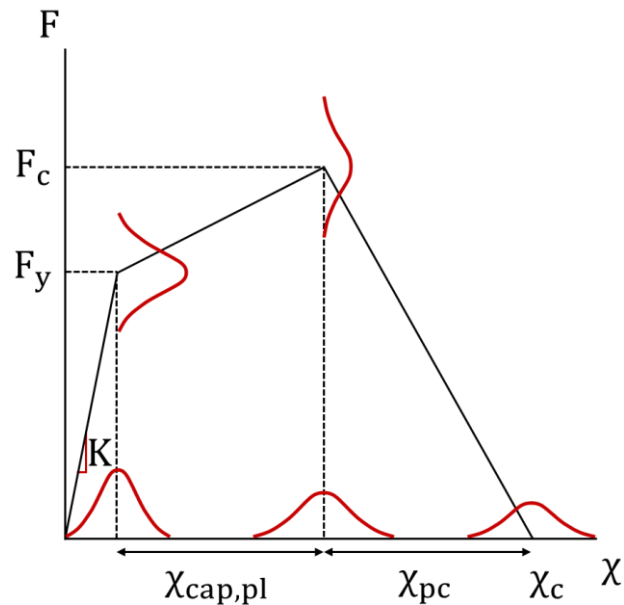


Figura 1. Frontera de capacidad de los sistemas. χ_c corresponde al desplazamiento de colapso y depende de las demás variables.

Tabla 1. Medianas y desviaciones estándar logarítmicas para cada parámetro de la frontera de capacidad.

Parámetro	Valor mediano (μ)	Desviación estándar (σ)
F_y^*	$0.1 \cdot W$	0.30
F_c	$1.4 \cdot F_y^*$	0.10
$\chi_{cap,pl}$	$4 \cdot \frac{F_y}{k(T)}$	0.59
χ_{pc}	$4 \cdot \frac{F_y}{k(T)}$	0.73
k	$\frac{4 \cdot \pi^2 \cdot W}{g \cdot T^2}$	0.27

*Estos valores no dependen del periodo de la estructura.

Además de la variabilidad de los parámetros del modelo, diversos estudios han demostrado que la correlación entre los parámetros anteriormente descritos puede afectar significativamente el comportamiento de la estructura, especialmente al ser evaluada a colapso (Haselton et al., 2008;

Gokkaya et al., 2017). Así, para este estudio se consideran correlaciones entre los parámetros de una misma estructura ($\rho_{i,i}$) y entre los parámetros de distintas estructuras ($\rho_{i,j}$).

Para incluir estas correlaciones, se utilizan los valores propuestos por Ugurhan et al. (2014), quienes estiman la correlación entre los parámetros de un mismo componente a partir de más de 200 pruebas de columnas de hormigón armado. Así mismo, los autores estimaron la correlación entre los parámetros de distintos componentes comparando resultados de especímenes que fueron construidos y probados en diferentes laboratorios. Si bien las correlaciones de Ugurhan et al. (2014) fueron desarrolladas para diferentes componentes dentro de una misma estructura, en este trabajo se extrapolarán como aproximación para la correlación entre los parámetros histeréticos de diferentes estructuras.

En la Tabla 2 se muestra el detalle de las correlaciones entre los parámetros del modelo IMK. Los coeficientes de la matriz de la izquierda corresponden a las correlaciones entre los parámetros de una misma estructura ($\rho_{i,i}$), mientras que los coeficientes de la matriz de la derecha corresponden a las correlaciones entre los parámetros de estructuras distintas ($\rho_{i,j}$). Cabe destacar que estas correlaciones son independientes de la distancia, por lo cual la correlación ρ_{ij} es un valor único que solo depende de las estructuras en análisis.

Tabla 2. Correlaciones entre parámetros de una misma estructura ($\rho_{i,i}$) y correlaciones entre parámetros de estructuras diferentes ($\rho_{i,j}$).

Estructura i	Estructura i					Estructura j				
	$\chi_{cap,pl}$	k	F_y	F_c/F_y	χ_{pc}	$\chi_{cap,pl}$	k	F_y	F_c/F_y	χ_{pc}
$\chi_{cap,pl}$	1.0	0.0	0.1	0.3	0.2	0.7	0.0	0.0	0.1	0.1
k		1.0	0.1	-0.1	0.0		0.7	0.1	-0.1	0.0
F_y			1.0	0.3	0.1			0.9	0.2	0.1
F_c/F_y	(simétrica)			1.0	0.0	(simétrica)			0.7	0.0
χ_{pc}					1.0					0.3

3.2 Selección de eventos

Para que los resultados obtenidos en este estudio tengan una alta confiabilidad, se consideran los 20 eventos de la base de datos NGA-West2 (Ancheta et al., 2014) con mayor número de registros de movimientos de suelo. Cada uno de estos terremotos cuenta con más de 150 estaciones sismológicas activas que lo registraron. Por lo tanto, cada terremoto cuenta con más de 300 registros de aceleraciones horizontales, puesto que cada estación posee información del movimiento de suelo en dos direcciones horizontales perpendiculares. Las magnitudes de los terremotos considerados varían entre 4.20 y 7.62. Además, solo se seleccionaron los movimientos sobre suelos con clasificación NEHRP C o D, de esta forma los terremotos y registros utilizados coinciden con los 20 terremotos con mayor cantidad de registros usados por Heresi & Miranda (2019). En la Tabla 3 se muestra información general acerca de los terremotos considerados. Así, en este estudio se considera un total de 10,866 registros de aceleración.

Tabla 3. Resumen de los terremotos considerados.

Evento	Año	Magnitud	Tipo de falla	Latitud [°]	Longitud [°]	N° de estaciones
Chuetsu-oki, Japón	2007	6.80	Reverse	37.538	138.617	543
Niigata, Japón	2004	6.63	Reverse	37.307	138.839	464
Chi-Chi, Taiwán	1999	7.62	Reverse	23.850	120.820	371
Tottori, Japón	2000	6.61	Strike-Slip	35.275	133.350	366
El Mayor-Cucapah, México	2010	7.20	Strike-Slip	32.300	- 115.267	333
Iwate, Japón	2008	6.90	Reverse	39.027	140.878	332
Chi-Chi, Taiwan-05	1999	6.20	Reverse	23.810	121.080	300
Chi-Chi, Taiwan-02	1999	5.90	Reverse	23.940	121.010	273
Chi-Chi, Taiwan-06	1999	6.30	Reverse	23.870	121.010	273
10370141, EE.UU.	2009	4.45	Strike-Slip	34.108	- 117.306	249
Chi-Chi, Taiwan-03	1999	6.20	Reverse	23.810	120.850	231
Chi-Chi, Taiwan-04	1999	6.20	Strike-Slip	23.600	120.820	231
14312160, EE.UU.	2007	4.66	Reverse	34.298	- 118.626	207
10275733, EE.UU.	2007	4.73	Strike-Slip	33.733	- 117.492	201
Anza-02, EE.UU.	2001	4.92	Normal	33.508	- 116.514	199
14383980, EE.UU.	2008	5.39	Reverse	33.947	- 117.767	189
40204628, EE.UU.	2007	5.45	Strike-Slip	37.432	- 121.777	171
10410337, EE.UU.	2009	4.70	Strike-Slip	33.928	- 118.354	169
40199209, EE.UU.	2007	4.20	Strike-Slip	37.806	- 122.185	168
14138080, EE.UU.	2005	4.59	Normal	34.998	- 119.193	163

3.3 Distribución de intensidad de colapso (curva de fragilidad de colapso)

En primer lugar, es necesario definir la distribución de probabilidad de la intensidad de capacidad de colapso, C , de cada sistema. Como se puede ver en la Ecuación (1), la intensidad de capacidad de un sistema es una variable aleatoria que varía al cambiar el registro (variabilidad registro-a-registro) y al cambiar las propiedades del modelo histerético (incertidumbre del modelo). Por lo tanto, para obtener la distribución de probabilidad de C de un sistema, se realizan análisis dinámicos no lineales variando tanto el registro de entrada como el modelo estructural a través de simulaciones de Monte Carlo. Así, cada registro se para a una realización diferente de los parámetros del modelo histerético de la estructura. Con esto, es posible conocer el desplazamiento máximo que experimenta la estructura (χ_{\max}) y compararlo con la capacidad máxima de desplazamiento de colapso (χ_c , ver Figura 2). La estructura se considera que colapsa cuando $\chi_{\max} \geq \chi_c$. Por lo tanto, para encontrar la intensidad de capacidad de colapso exacta para cada par registro/modelo estructural, se realiza un proceso iterativo en el cual se escala el registro sísmico hasta encontrar el factor de escala que genere $\chi_{\max} = \chi_c$. Cabe destacar que, dado un registro, el factor de escala sobre una estructura (y por lo tanto su intensidad de capacidad)

dependerá directamente del valor de χ_c , el cual a su vez depende de W , C_y y T . Es por esto que en esta investigación se estudiarán las correlaciones espaciales de capacidades de colapso variando el periodo T de los sistemas.

Una vez obtenido el registro sísmico escalado que genera el colapso, se calculan dos medidas de intensidad, IM , diferentes: (1) ordenada de pseudo-aceleración espectral para el periodo elástico del sistema y un 5% de amortiguamiento crítico, $Sa(T)$; y (2) velocidad incremental filtrada evaluada al periodo del sistema, $FIV3(T)$ (Dávalos & Miranda, 2019). Estas dos medidas de intensidad se escogieron para evaluar las diferencias en las correlaciones espaciales de capacidad de colapso al usar medidas de intensidad con diferentes eficiencias y suficiencias para estimar el colapso estructural. En particular, $FIV3(T)$ ha demostrado ser significativamente más eficiente y suficiente que $Sa(T)$ (Dávalos & Miranda, 2020), incluso al utilizar registros tipo pulso (Dávalos & Miranda, 2021). Así mismo, $FIV3(T)$ también ha demostrado ser más predecible que $Sa(T)$ (Dávalos et al., 2020). De esta forma, se obtiene la intensidad de capacidad de colapso para dos medidas de intensidad para cada registro en particular. Notar que este valor puede variar para una misma estructura, aún si se mantiene su frontera de capacidad fija, debido a la variabilidad registro-a-registro.

A modo de ejemplo, en la Figura 2a se muestran las fronteras de capacidad de 100 realizaciones de sistemas de 1 grado de libertad, con periodo $T = 0.5$ s, al considerar incertidumbre en los parámetros del modelo histerético (ver Tabla 1) y utilizando las correlaciones $\rho_{i,j}$ indicadas en la Tabla 2. Las Figura 2b y 2c presentan la distribución de probabilidad de intensidades ($Sa(T)$ y $FIV3(T)$, respectivamente) de colapso utilizando 100 registros aleatorios del total de 10,866 registros de la Tabla 3. Cada registro se pareó con una de las muestras de frontera de capacidad para obtener 100 intensidades de capacidad de colapso. Finalmente, a cada distribución empírica se le ajustó una distribución lognormal por medio del método de máxima verosimilitud. Cabe destacar que estas curvas corresponden a curvas de fragilidad de colapso en la interpretación clásica de PBEE, mientras que en el marco de esta tesis representan la función de distribución acumulada de la distribución de probabilidad de C , F_c . La comparación de las Figura 2b y 2c demuestra que $FIV3(T)$ es más eficiente que $Sa(T)$ para la estimación de colapso, presentando una desviación estándar logarítmica 19% menor. El utilizar un número mayor de realizaciones genera variaciones insignificantes de este porcentaje.

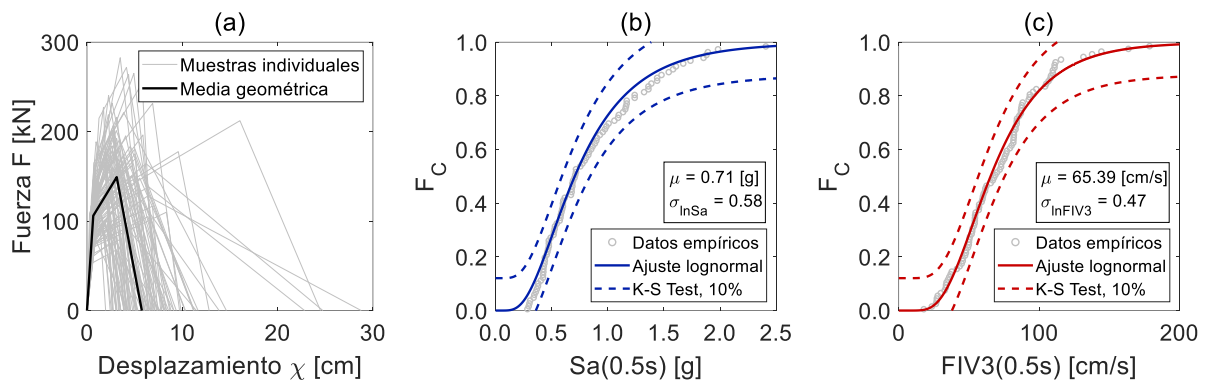


Figura 2. (a) Curvas de capacidad de 100 sistemas individuales, considerando incertidumbre y correlaciones en los parámetros que definen a la curva de capacidad. Periodo del sistema: $T = 0.5$ s. Distribución acumulada empírica de la capacidad de colapso considerando 100 registros aleatorios, junto con un ajuste lognormal y sus límites de confianza del test K-S al 10% de significancia, utilizando (b) $Sa(0.5s)$; y (c) $FIV3(0.5s)$.

4 Estimación de correlación $\rho_\varepsilon(\Delta)$

Como se mencionó anteriormente, la correlación $\rho_\varepsilon(\Delta)$ depende de la distancia de separación entre los registros que excitan a cada estructura. Por lo tanto, para poder estimarla se agrupan todos los pares de estaciones que hayan registrado un mismo terremoto, y que se encuentren a una misma distancia de separación Δ entre si. Como es poco probable encontrar pares de estaciones con una separación exacta Δ , se consideran agrupaciones con una holgura de ± 1.5 km. En la Figura 3a, se muestra un ejemplo de la distribución espacial de las estaciones activas en el terremoto de Chuetsu-oki, Japón, 2007, y en la Figura 3b se muestra el número de pares de estaciones que se agruparon según su distancia de separación. Como se puede apreciar, a mayor distancia de separación, en general se encuentran más pares de estaciones. Para cada evento y distancia de separación, se modelan el doble de pares de sistemas de 1 grado de libertad que pares de estaciones, para así poder excitar a la primera mitad de pares de estructuras con los registros horizontales en una dirección y a la otra mitad con los registros en la dirección perpendicular.

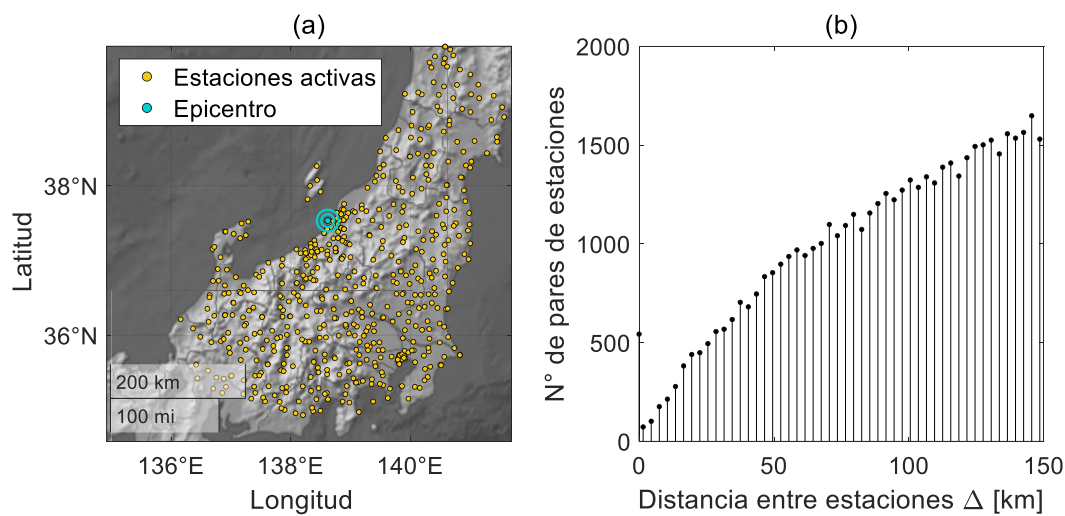


Figura 3. (a) Distribución espacial de las 543 estaciones activas en el terremoto de Chuetsu-oki, Japón, 2007. (b) Número de pares de estaciones por cada distancia de separación para el terremoto de Chuetsu-oki, Japón, 2007.

Para cada distancia de separación, los pares de estructuras se modelan con parámetros histeréticos iguales, para así poder estimar la correlación $\rho_\varepsilon(\Delta)$ con la Ecuación (11), donde el término $\sigma_{\delta_\varepsilon}(\Delta)$ se obtiene directamente midiendo la desviación estándar de $\ln(C_i) - \ln(C_j)$ para cada distancia de separación. Cabe destacar que las intensidades de capacidad C_i y C_j dependen del periodo de la estructura en análisis, T , y de la medida de intensidad utilizada, IM , por lo cual se tiene que $\sigma_{\delta_\varepsilon}(\Delta)$, y por lo tanto $\rho_\varepsilon(\Delta)$, dependen también de estas dos variables. Es por esto que, de manera general, se denotarán como $\rho_\varepsilon(\Delta, IM)$ y $\sigma_{\delta_\varepsilon}(\Delta, IM)$.

Para poder estimar la desviación estándar $\phi(IM)$, se usa un enfoque que ha sido utilizado por distintas investigaciones (e.g., Goda & Hong, 2008b; Jayaram & Baker, 2009; Loth & Baker, 2013; Heresi & Miranda, 2019), el cual consiste en la utilización de semivariogramas (Goovaerts, 1997) de la forma $\sqrt{\sigma_{\delta_\varepsilon}(\Delta, IM)^2/2}$. La Figura 4 presenta, a modo de ejemplo, el semivariograma de sistemas con un periodo $T = 2$ s para cada evento por separado, así como la media y el rango intercuartílico de todos los eventos, en función de la distancia de separación entre estaciones.

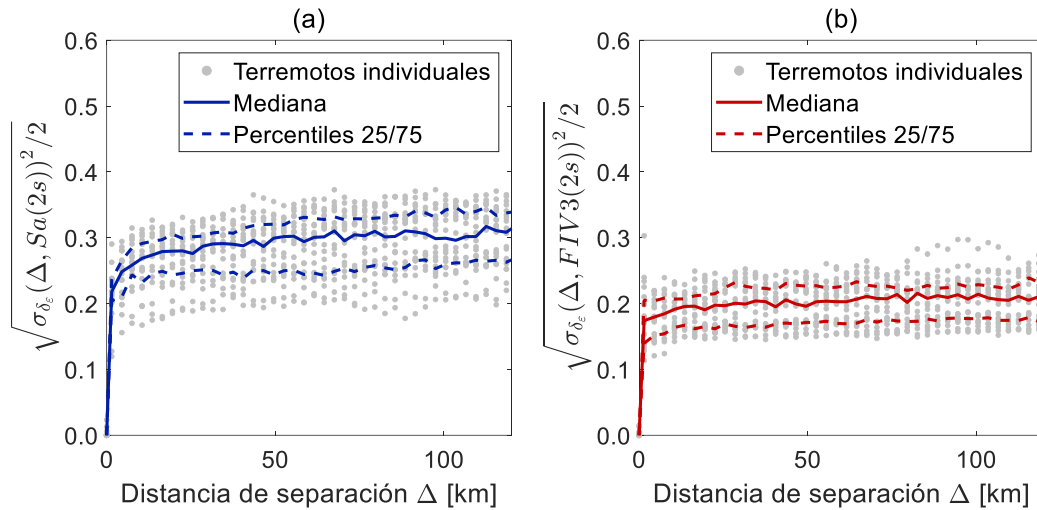


Figura 4. Semivariogramas de cada evento, junto con la mediana y el rango intercuartílico utilizando, (a) $S_a(2s)$; y (b) $FIV3(2s)$.

De la Figura 4 se puede notar que los semivariogramas alcanzan una meseta para grandes distancias de separación. Al comparar este comportamiento con lo descrito en la Ecuación (10), se puede deducir que el valor al cual tienden los semivariogramas de la Figura 4 es $\phi(IM)$, ya que la correlación $\rho_\epsilon(\Delta, IM)$ es aproximadamente 0 para grandes distancias de separación. Es por esto que el valor de $\phi(IM)$ se estima a partir de la media geométrica de los valores de $\sqrt{\sigma_{\delta_\epsilon}(\Delta, IM)^2/2}$ que están entre 80 y 150 km de distancia. El uso de otros rangos de distancias de separación para calcular $\phi(IM)$ genera variaciones insignificantes de los resultados mostrados a continuación.

Este procedimiento se realiza para los 20 terremotos de la Tabla 3 y variando el periodo de las estructuras desde 0.5 hasta 5 s, con incrementos de 0.5 s. En la Figura 5a se muestran los valores de $\phi(IM)$ para cada evento, considerando estructuras con un periodo de 2 s, mientras que en la Figura 5b se muestran los valores de $\phi(IM)$ promedios considerando los 20 eventos, para cada periodo del sistema. De la Figura 5a se puede evidenciar la variabilidad evento a evento que existe de $\phi(IM)$, y que en promedio para este periodo se tiene $\phi(Sa) = 0.3$ y $\phi(FIV3) = 0.2$, lo cual coincide con los valores mostrados en la Figura 4. De la Figura 5b se puede observar que, en general, $\phi(Sa)$ disminuye a medida que aumenta el periodo del sistema, variando entre 0.36 y 0.21. Por otro lado, $\phi(FIV3)$ disminuye entre periodos de 0.5s y 1.5 y aumenta entre 1.5s y 5s, tomando valores entre 0.27 y 0.16. Al comparar ambas medidas de intensidad, se tiene que en general la dispersión para FIV3 es menor que la de Sa, lo cual es esperable, ya que como se mencionó anteriormente, FIV3 en general tiene mayor eficiencia para estimar colapso que Sa.

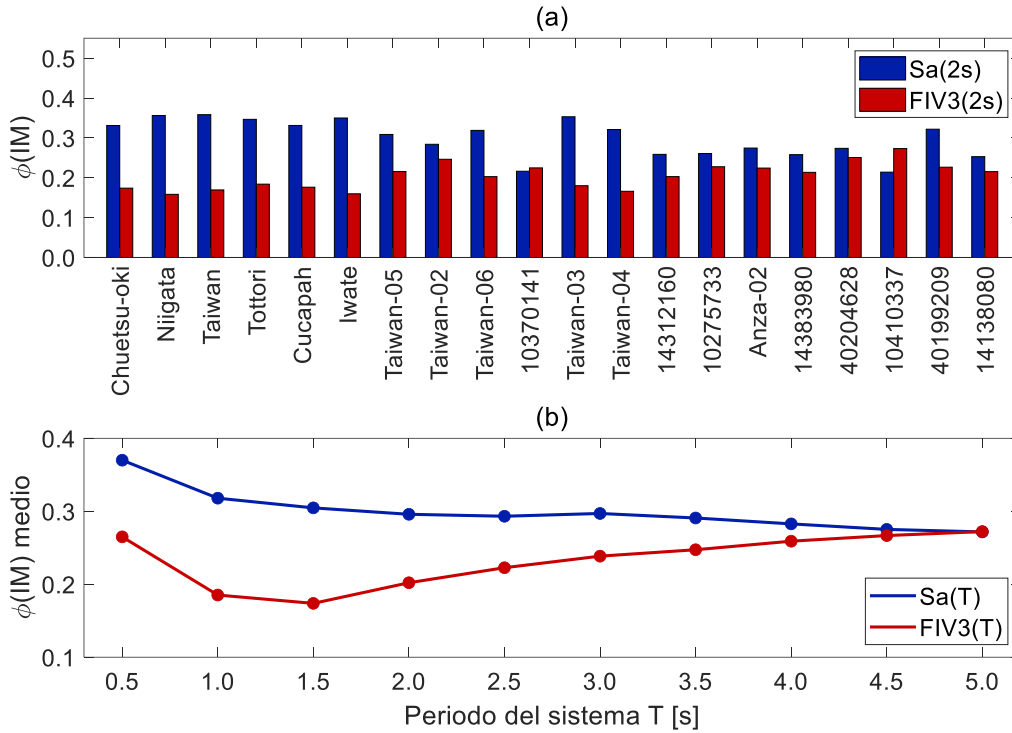


Figura 5. Desviación estándar del residual registro-a-registro, ϵ , para sistemas con periodo $T = 2s$, utilizando distintas medidas de intensidad. (b) Desviación estándar media del residual registro-a-registro, ϵ , considerando los 20 eventos, en función del periodo del sistema, T , utilizando distintas medidas de intensidad.

Una vez conocido $\phi(IM)$, y los valores de $\sigma_{\delta_\epsilon}(\Delta, IM)$ para cada evento y estructura, mediante la Ecuación (11) es posible definir las correlaciones entre los residuales registro-a-registro, ϵ , $\rho_\epsilon(\Delta, IM)$. En la Figura 6 se muestra un ejemplo de los resultados obtenidos al analizar estructuras con periodo de 2 s. Mediante puntos se muestran las correlaciones $\rho_\epsilon(\Delta, IM)$ para cada evento y mediante curvas las medianas y rangos intercuartílicos de todos los eventos. De la Figura 6 se puede notar que estas correlaciones son igual a 1 en caso de que la distancia de separación sea igual a 0, ya que corresponde a pares de estructuras iguales y sometidas a los mismos registros. Al aumentar la distancia de separación, esta correlación baja, ya que los registros cada vez poseen menos características en común, hasta llegar a distancias lo suficientemente grandes, donde la correlación es cercana a 0. Al comparar las correlaciones espaciales de ambos IMs, se puede observar que las de $FIV3(2s)$ decaen más rápidamente que las de $Sa(2s)$. En otras palabras, para una distancia de separación dada (en particular, para distancias menores a 20 km), $\rho_\epsilon(\Delta, FIV3(2s)) < \rho_\epsilon(\Delta, Sa(2s))$. Esto se debe a que $FIV3$ es más suficiente con respecto a otros parámetros que Sa para estimar colapso, y por lo tanto la similitud de esos parámetros en estaciones cercanas entre sí afecta menos a $FIV3$ que a Sa .

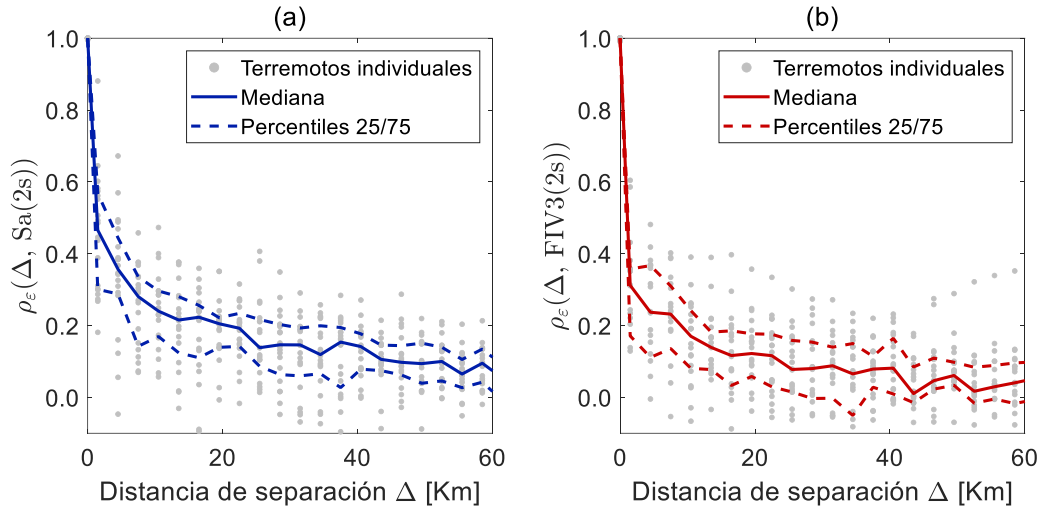


Figura 6. Correlación especial entre los residuales registro-a-registro, ϵ , de cada evento, junto con la mediana y el rango intercuartílico, utilizando (a) $Sa(2s)$; y (b) $FIV3(2s)$.

De la Figura 6 se puede observar que los valores de $\rho_\epsilon(\Delta, IM)$ decaen de manera aproximadamente exponencial al aumentar la distancia de separación, por lo cual se propone ajustar modelos exponenciales de la siguiente forma:

$$\hat{\rho}_\epsilon(\Delta, IM) = \exp \left[- \left(\frac{\Delta}{\beta(IM)} \right)^{\alpha(IM)} \right] \quad (15)$$

Donde α y β son los parámetros del modelo, los cuales dependen del IM. El parámetro α controla la tasa a la cual decrece la correlación al aumentar la distancia de separación Δ , y β es la distancia de separación en que la correlación es igual a $\exp(-1) = 0.368$. Ambos parámetros son ajustados mediante regresiones de mínimos cuadrados a partir de las correlaciones estimadas anteriormente, utilizando la transformación z de Fisher (1915).

En la Figura 7a se muestra un ejemplo de los resultados empíricos y el modelo ajustado para correlaciones espaciales de residuales registro-a-registro para sistemas con un periodo de 2 s ($\rho_\epsilon(\Delta, IM)$ y $\hat{\rho}_\epsilon(\Delta, IM)$, respectivamente), considerando únicamente el terremoto de Chuetsu-oki, Japón 2007. Por otra parte, en las Figura 7b y 7c, se muestran los modelos ajustados para cada evento considerando solo estructuras con 2 s de periodo.

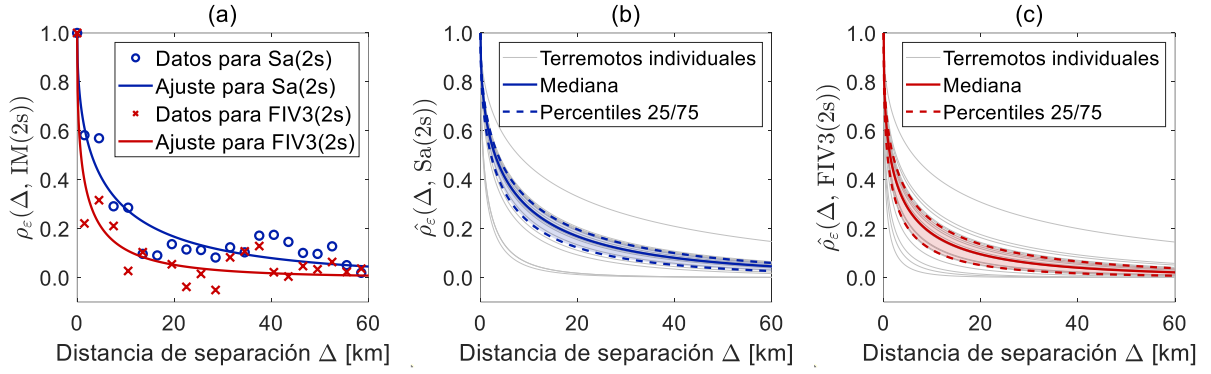


Figura 7. (a) Correlación espacial entre los residuales registro-a-registro, ε , empírica y ajustada (ver Ecuación (15)), para sistemas con periodo $T = 2s$, utilizando diferentes medidas de intensidad y los registros del terremoto de Chuetsu-oki, Japón, 2007. Los parámetros de ajustes son $(\alpha, \beta) = (0.40, 5.06km)$ para Sa(2s) y $(\alpha, \beta) = (0.47, 10.07km)$ para FIV3(2s). (b) Correlación espacial entre los residuales ε ajustada para cada evento, junto con la mediana y el rango intercuartílico, utilizando Sa(2s). (c) Correlación espacial entre los residuales ε ajustada para cada evento, junto con la mediana y el rango intercuartílico, utilizando FIV3(2s).

En la Figura 8, se muestra mediante diagramas de cajas y bigotes la distribución de los parámetros α y β en función del periodo del sistema, para ambas intensidades y considerando los 20 terremotos. En las Figura 8c y 8f se muestra la dispersión de cada uno de estos parámetros, la cual fue cuantificada a través de la desviación estándar de los logaritmos naturales de cada parámetro. Como se puede ver en las Figura 8c y 8f, la dispersión del parámetro β es considerablemente mayor a la de α , por lo cual la variabilidad de $\hat{\rho}_\varepsilon(\Delta, IM)$ está controlada en su mayoría por la dispersión de β . Además, de las Figura 8a y d, se puede notar que los valores medianos de α son relativamente constantes para los distintos periodos de los sistemas. Por lo tanto, con el fin de simplificar el modelo de la Ecuación (15), los valores de α se considerarán constantes para diferentes periodos del sistema e iguales a 0.50 y 0.45 para Sa y FIV3, respectivamente. De esta forma, los nuevos modelos de correlación son de la siguiente forma.

$$\hat{\rho}_\varepsilon(\Delta, Sa) = \exp \left[- \left(\frac{\Delta}{\beta(Sa)} \right)^{0.50} \right] \quad (16)$$

$$\hat{\rho}_\varepsilon(\Delta, FIV3) = \exp \left[- \left(\frac{\Delta}{\beta(FIV3)} \right)^{0.45} \right] \quad (17)$$

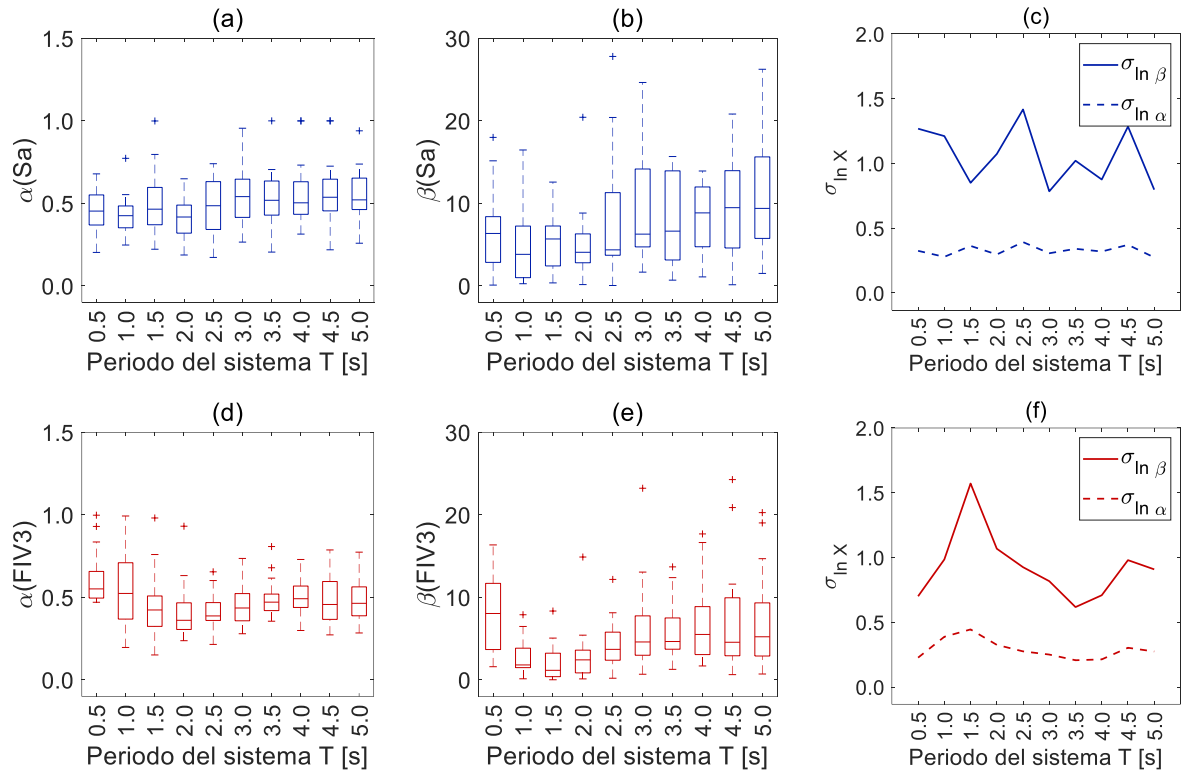


Figura 8. Variación del parámetro α para cada periodo, considerando todos los terremotos, utilizando (a) Sa(T); y (d) FIV3(T). Variación del parámetro β para cada periodo, considerando todos los terremotos, utilizando (b) Sa(T); y (e) FIV3(T). Dispersión (desviación estándar logarítmica) de los parámetros α y β para cada periodo, considerando todos los terremotos, utilizando (c) Sa(T); y (f) FIV3(T).

Como los valores de α para ambas medidas de intensidad fueron fijados, se vuelven a realizar ajustes de mínimos cuadrados para encontrar los nuevos valores de β . En las Figura 9a y 9b, se muestra nuevamente mediante diagramas de cajas y bigotes la variación del parámetro β y en la Figura 9c, las desviaciones estándar logarítmicas de estos valores. En la Tabla 4 se muestran los valores medianos de β y las desviaciones estándar logarítmicas para cada periodo de análisis.

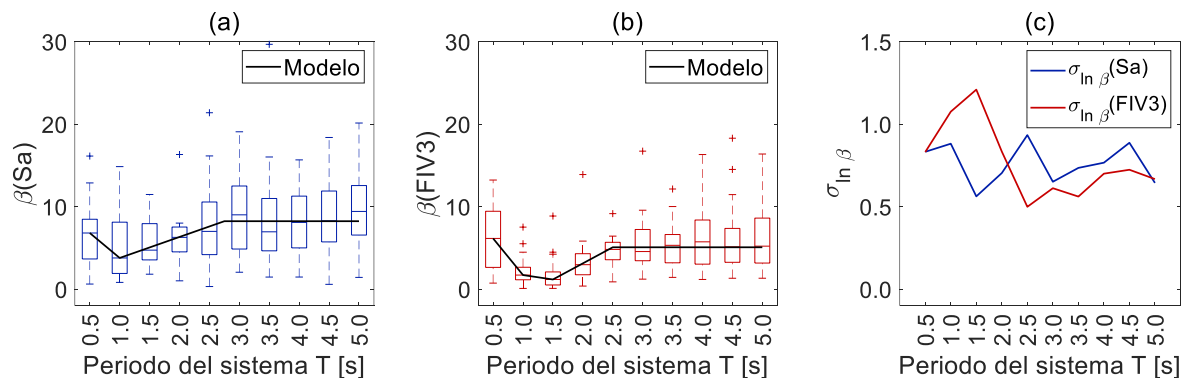


Figura 9. Variación y modelo del parámetro β ($\alpha = 0.5$ para Sa y $\alpha = 0.45$ para FIV3) para cada periodo, considerando todos los terremotos, utilizando (a) Sa(T); y (b) FIV3(T). (c) Dispersión (desviación estándar logarítmica) del parámetro β ($\alpha = 0.5$ para Sa y $\alpha = 0.45$ para FIV3) para cada periodo, considerando todos los terremotos, utilizando Sa(T); y FIV3(T).

De la Figura 9, se puede notar que, al dejar el valor de α constante, la dispersión del parámetro β disminuye con respecto a los valores mostrados en la Figura 8. Debido a esto, y con el fin de simplificar aún más el modelo, es que se propone no considerar un modelo de correlación para cada evento, sino que desarrollar modelos de β que representen la mediana de todos los eventos por cada periodo.

En las Figura 9a y 9b, se muestra mediante curvas los modelos de β para Sa y FIV3, respectivamente. A continuación, se muestran las ecuaciones que definen a estas rectas.

$$\beta_{\text{Sa}}(T)[\text{km}] = \begin{cases} -6.048 T + 9.849 & 0.50 \text{ s} < T \leq 1.00 \text{ s} \\ 2.545 T + 1.255 & 1.00 \text{ s} < T \leq 2.75 \text{ s} \\ 8.255 & 2.75 \text{ s} < T \leq 5.00 \text{ s} \end{cases} \quad (18)$$

$$\beta_{\text{FIV3}}(T)[\text{km}] = \begin{cases} -8.882 T + 10.608 & 0.50 \text{ s} < T \leq 1.00 \text{ s} \\ -1.070 T + 2.795 & 1.00 \text{ s} < T \leq 1.50 \text{ s} \\ 3.903 T - 4.665 & 1.50 \text{ s} < T \leq 2.50 \text{ s} \\ 5.094 & 2.50 \text{ s} < T \leq 5.00 \text{ s} \end{cases} \quad (19)$$

A modo de ejemplo, en la Figura 10 se muestran, para ambas IMs, las correlaciones obtenidas para estructuras con periodo $T = 2$ s, considerando todos los eventos y valores de α constantes. En gris se muestran las correlaciones de cada evento, considerando los valores de β ajustados mediante mínimos cuadrados (ver Tabla 4), y en color la mediana y el rango intercuartílico de todos los eventos. En la Figura 10 también se muestra la curva considerando el modelo de las Ecuaciones (18) y (19) para los parámetros β_{Sa} y β_{FIV3} . El modelo propuesto se ajusta de buena manera a la mediana de todos los eventos. Además, el rango intercuartílico para este periodo es acotado, lo cual denota una baja variabilidad evento-a-evento en estas correlaciones producto de la variabilidad en los terremotos considerados.

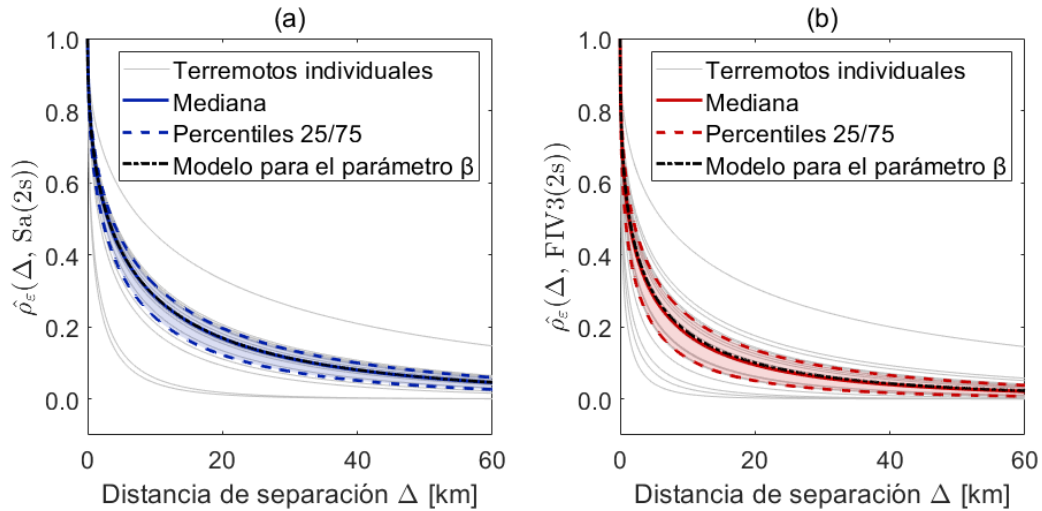


Figura 10. Comparación de las correlaciones espaciales entre los residuales registro-a-registro, ϵ , de cada evento, considerando parámetros β empíricos (ver Tabla 4) y modelados con las Ecuaciones (18) y (19), utilizando (a) Sa(2s); y (b) FIV3(2s).

5 Modelos de correlación $\rho_c(\Delta)$

Una vez determinado $\phi(\text{IM})$ y $\hat{\rho}_\epsilon(\Delta, \text{IM})$, y según lo especificado en la Ecuación (6), solamente falta cuantificar ρ_η y τ para poder determinar las correlaciones en las capacidades de colapso ($\rho_c(\Delta, \text{IM})$). Para estimar τ , se siguió el siguiente procedimiento:

1. Se comenzó fijando el periodo de vibración en $T = 0.5$ s.
2. De cada evento se seleccionaron 30 registros aleatorios.

3. Para cada registro, se muestreó un total de 100 sistemas SDOF, considerando el periodo fijado anteriormente y las distribuciones y correlaciones especificadas en las Tabla 1 y Tabla 2 (en esta última, solamente considerando correlaciones ρ_{ij} , ya que las estructuras no se modelan por pares).
4. Para cada sistema, se calculó la intensidad de capacidad asociada al registro correspondiente a través de análisis dinámicos no lineales, tal como se especificó en la Sección 3.3.
5. Para cada registro se obtuvieron entonces 100 valores de capacidad de colapso, a partir de los cuales se calculó la desviación estándar logarítmica. Esta desviación estándar corresponde a τ , pero considerando un solo registro en particular. Así, para cada evento se calcularon 30 estimaciones de τ , una por cada registro.
6. Este procedimiento se repitió para cada evento. Es decir, se obtuvieron 600 estimaciones de τ , a partir de las cuales se calculó el valor promedio.
7. Los puntos 1 a 6 se repitieron variando el periodo de vibración, T , entre 0.5 s y 5 s.

Analíticamente se tiene que, por cada registro i , en cada simulación j de las 100 muestras de sistemas SDOF, la intensidad de capacidad de colapso está dada por:

$$\ln(C_{ij}) = \mu_{\ln C} + \varepsilon_i + \eta_j \quad (20)$$

Notar que ε_i no varía entre una simulación y otra, ya que el registro es el mismo. Por lo cual se define la constante $\widehat{\mu_{\ln C_i}}$ como:

$$\widehat{\mu_{\ln C_i}} = \mu_{\ln C} + \varepsilon_i \quad (21)$$

De esta forma,

$$\ln(C_{ij}) = \widehat{\mu_{\ln C_i}} + \eta_j \quad (22)$$

Calculando la desviación estándar de estas 100 intensidades de capacidad de colapso,

$$\sigma_{\ln(C_i)} = \tau_i \quad (23)$$

Cabe destacar que el valor de τ_i no depende de la medida de intensidad (S_a o FIV3), y por lo tanto solo depende del periodo de la estructura, $\tau_i(T)$.

En la Figura 11a se muestra mediante diagramas de cajas y bigotes la distribución de τ para cada evento, considerando estructuras con un periodo de $T = 2$ s, mientras que en la Figura 11b se muestran los valores de $\tau(T)$ promedios considerando los 20 eventos y 30 registros por evento, para cada periodo del sistema. De la Figura 11b se puede observar que, en general, el valor promedio de $\tau(T)$ aumenta levemente a medida que aumenta el periodo del sistema, entre 0.40 y 0.48.

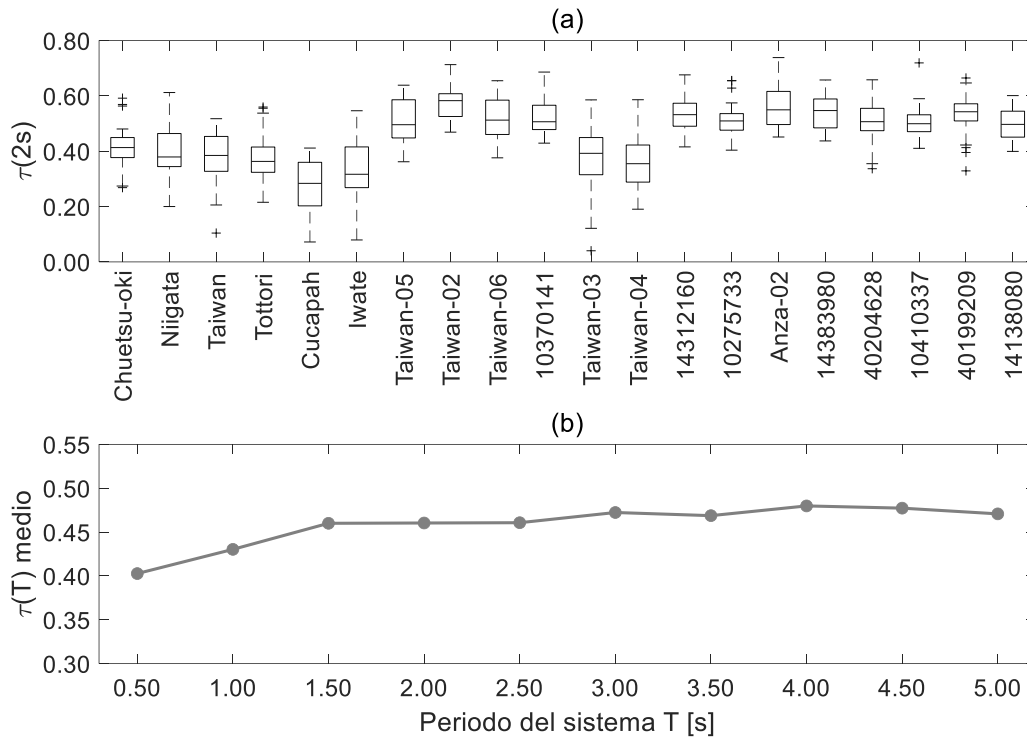


Figura 11. (a) Distribución de la desviación estándar del residual debido a la incertidumbre del modelo, η , de cada evento, para sistemas con periodo $T = 2$ s. (b) Desviación estándar media del residual debido a la incertidumbre del modelo, η , considerando todos los terremotos, en función del periodo del sistema, T .

Para poder estimar las correlaciones $\rho_\eta(T)$ se considera lo especificado en la Ecuación (14). Para esto, se realiza un procedimiento similar al anterior, el cual se describe a continuación:

1. Se comenzó fijando el periodo de vibración en $T = 0.5$ s.
2. De cada evento se seleccionaron 30 registros aleatorios.
3. Para cada registro, se muestreó un total de 100 pares de sistemas SDOF (i.e., 200 sistemas en total), considerando el periodo fijado anteriormente y las distribuciones y correlaciones especificadas en las Tabla 1 y Tabla 2 (en esta última, considerando ambas correlaciones ρ_{ii} y ρ_{ij}).
4. Para cada sistema, se calculó la intensidad de capacidad asociada al registro correspondiente a través de análisis dinámicos no lineales, tal como se especificó en la Sección 3.3.
5. Para cada registro se obtuvieron entonces 100 pares de valores de capacidad de colapso, a partir de los cuales se calculó la desviación estándar de las diferencias de los logaritmos, σ_{δ_η} (Ecuaciones. (12) y (13)). Con este valor y el valor de $\tau(T)$ promedio del evento, es posible cuantificar la correlación $\rho_\eta(T)$, considerando únicamente un registro en particular. Así, para cada evento se calcularon 30 estimaciones de $\rho_\eta(T)$, una por cada registro.
6. Este procedimiento se repitió para cada evento. Es decir, se obtuvieron 600 estimaciones de $\rho_\eta(T)$, a partir de las cuales se calculó el valor promedio.
7. Los puntos 1 a 6 se repitieron variando el periodo de vibración, T , entre 0.5 s y 5 s.

En la Figura 12a se muestra mediante diagramas de cajas y bigotes la distribución de ρ_η para cada evento, considerando estructuras con un periodo de $T = 2$ s. Tal como en la estimación de τ , la estimación de ρ_η solo depende del periodo del sistema. Así entonces estimar ρ_η a partir del promedio de las 600 estimaciones realizadas anteriormente es adecuado. En la Figura 12b se muestran los valores de $\rho_\eta(T)$ promedios considerando los 20 eventos, para cada periodo del sistema. Se puede apreciar que $\rho_\eta(T)$ disminuye de 0.53 a 0.43 al aumentar el periodo de vibración, T .

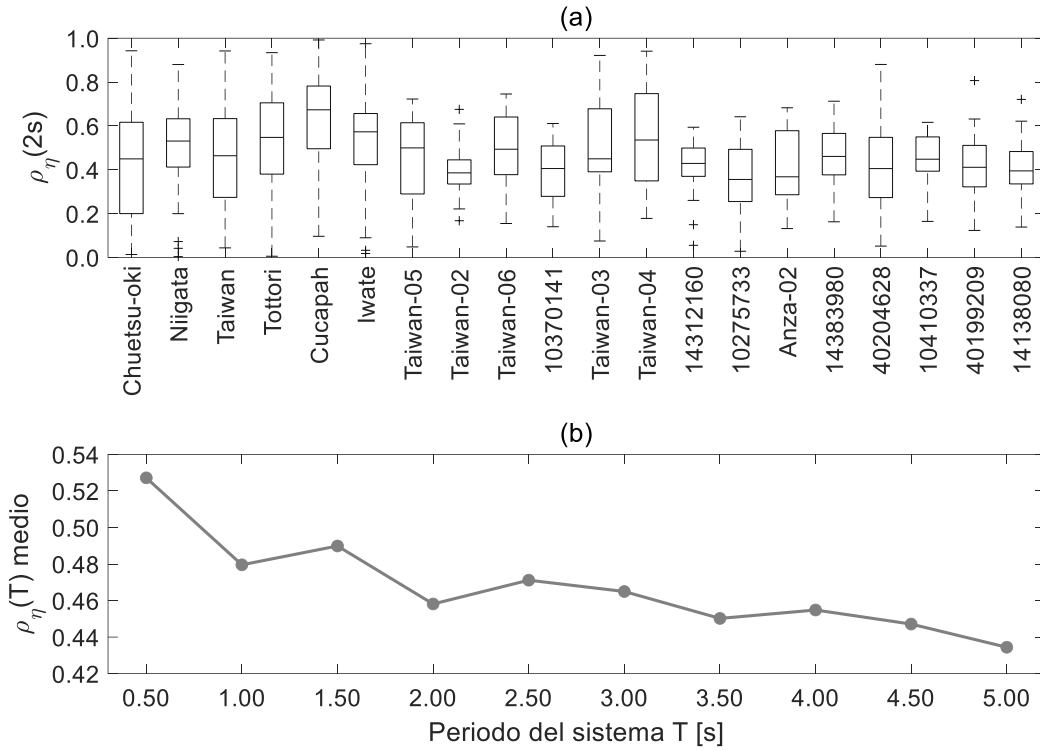


Figura 12. (a) Correlación entre los residuales debido a la incertidumbre del modelo, η , de cada evento, para sistemas con periodo $T = 2s$. (b) Correlación media entre los residuales debido a la incertidumbre del modelo, η , considerando todos los terremotos, en función del periodo del sistema, T .

Determinados los valores de $\phi(IM)$, $\tau(T)$, $\rho_\varepsilon(\Delta, IM)$, y $\rho_\eta(T)$ y según lo señalado en la Ecuación (6), es posible cuantificar las correlaciones en las capacidades de colapso $\rho_c(\Delta, IM)$. En la Figura 13 se muestra un ejemplo de los resultados obtenidos al analizar estructuras con periodo de $T = 2$ s. Mediante puntos se muestran las correlaciones $\rho_c(\Delta, IM)$ para cada evento y mediante curvas las medianas y rangos intercuartílicos de todos los eventos. De la Figura 13 se puede notar que estas correlaciones son distintas de 1 en caso de que la distancia de separación sea igual a 0, ya que corresponde a pares de estructuras correlacionadas (i.e., no idénticas), sometidas al mismo registro. A partir de la Ecuación (6) se tiene que para $\Delta = 0$, $\rho_c(\Delta = 0, IM) = \frac{\phi(IM)^2 + \tau(T)^2 \rho_\eta(T)}{\phi(IM)^2 + \tau(T)^2}$. Al aumentar la distancia de separación, estas correlaciones decaen de manera exponencial, lo cual es de esperarse, ya que en la Ecuación (6) el único parámetro que depende de la distancia es $\rho_\varepsilon(\Delta, IM)$, el cual decae de forma exponencial. Además, a diferencia de $\rho_\varepsilon(\Delta, IM)$, $\rho_c(\Delta, IM)$ para grandes distancias de separación tiende a un valor constante distinto de 0. A partir de la Ecuación (6), se tiene que este valor es $\rho_c(\Delta \rightarrow \infty, IM) = \frac{\tau(T)^2}{\phi(IM)^2 + \tau(T)^2} \rho_\eta(T)$.

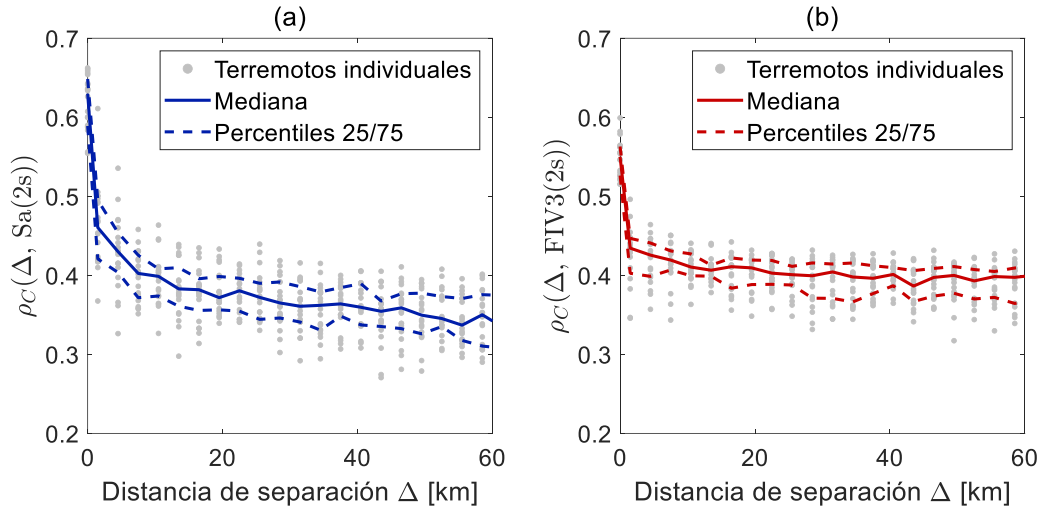


Figura 13. Correlación entre capacidades estructurales, de cada evento, junto con la mediana y el rango intercuartílico, utilizando (a) Sa(2s); y (b) FIV3(2s).

A partir de la Ecuación (6), se propone ajustar el siguiente modelo.

$$\hat{\rho}_c(\Delta, T) = \gamma \cdot \hat{\rho}_\varepsilon(\Delta, T) + \delta \quad (24)$$

Donde γ y δ son parámetros a ajustar, mientras que $\hat{\rho}_\varepsilon(\Delta, T)$ queda definido por las Ecuaciones. (16)-(19).

Al comparar las Ecuaciones (24) y (6), se llega a las siguientes equivalencias.

$$\gamma = \frac{\phi(IM)^2}{\phi(IM)^2 + \tau(T)^2} \quad (25)$$

$$\delta = \frac{\rho_\eta(T) \cdot \tau(T)^2}{\phi(IM)^2 + \tau(T)^2} \quad (26)$$

En base a esta definición, la correlación en la capacidad de colapso para una distancia de separación $\Delta = 0$ es $(\gamma + \delta)$, mientras que la correlación para altas distancias de separación es δ .

En la Figura 14a se muestra un ejemplo de los resultados empíricos y el modelo ajustado para correlaciones espaciales de capacidades de colapso para sistemas con un periodo de $T = 2$ s ($(\rho_c(\Delta, IM)$ y $\hat{\rho}_c(\Delta, IM)$, respectivamente), considerando únicamente el terremoto de Chuetsu-oki, Japón 2007. Por otra parte, en las Figura 14b y 14c, se muestran los modelos ajustados para cada evento considerando estructuras con $T = 2$ s, usando Sa(2s) y FIV3(2s) como IMs, respectivamente.

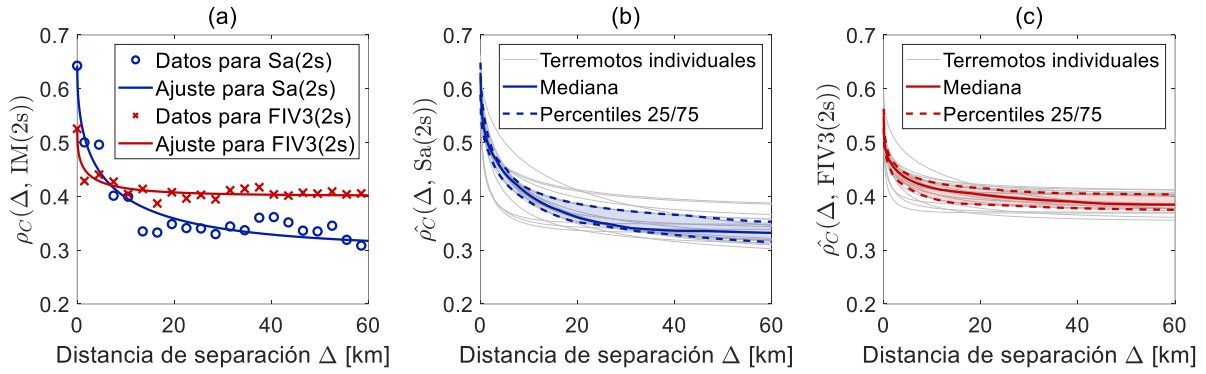


Figura 14. (a) Correlación espacial entre capacidades estructurales empírica y ajustada (ver Ecuación (24)), para sistemas con periodo $T = 2s$, utilizando diferentes medidas de intensidad y los registros del terremoto de Chuetsu-oki, Japón, 2007. Los parámetros de ajuste son $(\alpha, \beta, \gamma, \delta) = (0.50, 6.55\text{km}, 0.61, 0.15)$ para $Sa(2s)$ y $(\alpha, \beta, \gamma, \delta) = (0.45, 9.51\text{km}, 0.37, 0.24)$ para $FIV3(2s)$. (b) Correlación espacial entre capacidades estructurales ajustada para cada evento, junto con la mediana y el rango intercuartílico, utilizando $Sa(2s)$. (c) Correlación espacial entre capacidades estructurales ajustada para cada evento, junto con la mediana y el rango intercuartílico, utilizando $FIV3(2s)$.

Para evaluar el efecto de considerar correlaciones entre los parámetros que definen el comportamiento histerético de las estructuras (ρ_{ij}) sobre las correlaciones entre las capacidades estructurales, se evalúan 3 casos posibles para las correlaciones $\rho_{\eta}(T)$:

1. Caso “Modelos independientes”, considerando pares de estructuras completamente independientes, donde la correlación $\rho_{\eta}(T)$ es igual a 0. Notar que, como se ve en la Ecuación (26), en este caso $\delta = 0$;
2. Caso “Modelos parcialmente correlacionados”, utilizando los valores calculados anteriormente, donde se consideró la correlación de Ugurhan et al. (2014);
3. Caso “Modelos idénticos”, considerando pares de estructuras idénticas, donde la correlación $\rho_{\eta}(T)$ es igual a 1.

En la Figura 15, se muestra mediante diagramas de cajas y bigotes la distribución de los parámetros γ y δ en función del periodo del sistema, para ambas intensidades y considerando los 20 terremotos. En las Figura 15c y 15f, se muestra la dispersión de cada uno de estos parámetros, la cual fue cuantificada a través de la desviación estándar de los logaritmos naturales de γ y δ (junto con la desviación estándar de los logaritmos naturales de β , calculada anteriormente, para comparación). Como se puede ver en las Figura 15c y 15f, las dispersiones de los parámetros γ y δ son considerablemente menores que la del parámetro β , por lo cual, la variabilidad de $\hat{\rho}_C(\Delta, IM)$ está controlada en su mayoría por la dispersión de β . Por lo tanto, se proponen modelos para los parámetros γ y δ que ajustan la media de todos los eventos para cada periodo, los cuales se pueden ver mediante curvas en la Figura 15a, 15b, 15d y 15e.

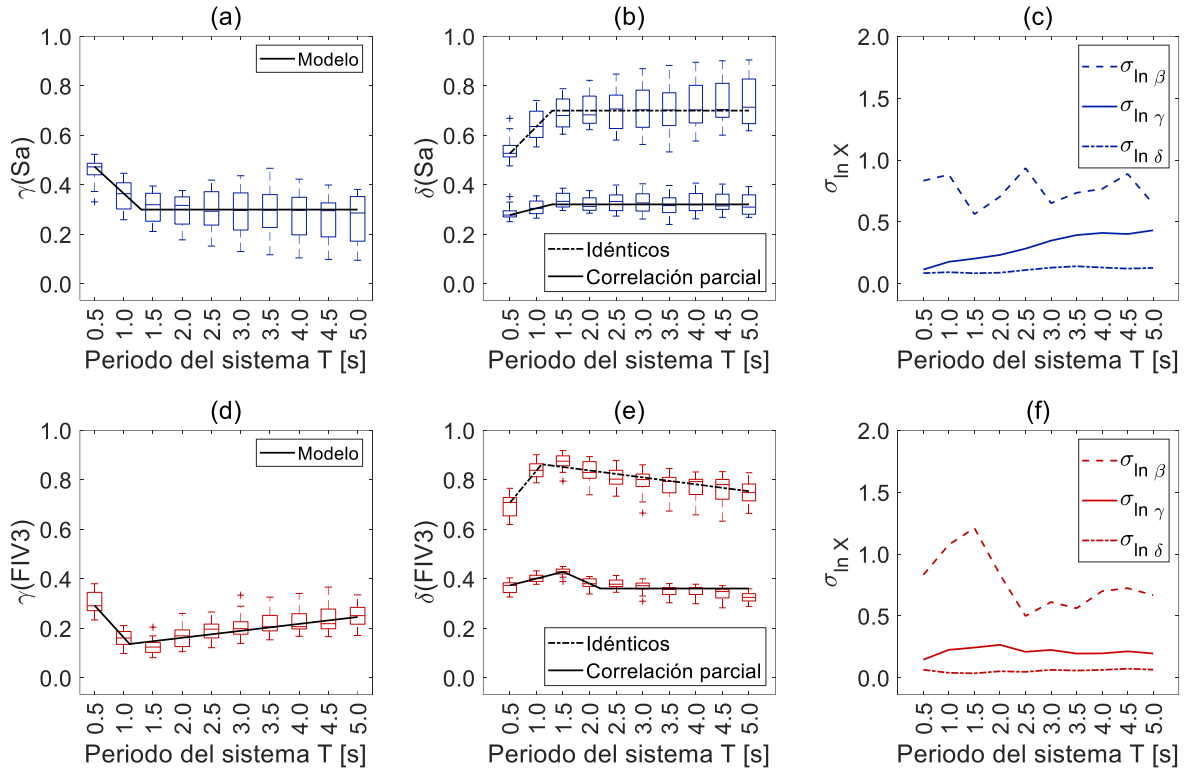


Figura 15. Variación y modelo del parámetro γ para cada periodo, considerando todos los terremotos, utilizando (a) $Sa(T)$; y (d) $FIV3(T)$. Variación y modelo del parámetro δ para cada periodo, considerando todos los terremotos, utilizando (b) $Sa(T)$; y (e) $FIV3(T)$. Dispersión (desviación estándar logarítmica) de los parámetros β , γ y δ para cada periodo, considerando todos los terremotos, utilizando (c) $Sa(T)$ y (f) $FIV3(T)$.

A continuación, se muestran las funciones que definen al modelo de γ y δ :

$$\gamma_{Sa}(T) = \begin{cases} -0.217 T + 0.582 & 0.50 \text{ s} < T \leq 1.30 \text{ s} \\ 0.300 & 1.30 \text{ s} < T \leq 5.00 \text{ s} \end{cases} \quad (27)$$

$$\gamma_{FIV3}(T) = \begin{cases} -0.260 T + 0.423 & 0.50 \text{ s} < T \leq 1.10 \text{ s} \\ 0.028 T + 0.106 & 1.10 \text{ s} < T \leq 5.00 \text{ s} \end{cases} \quad (28)$$

$$\delta_{Sa-idéntico}(T) = \begin{cases} 0.217 T + 0.418 & 0.50 \text{ s} < T \leq 1.30 \text{ s} \\ 0.700 & 1.30 \text{ s} < T \leq 5.00 \text{ s} \end{cases} \quad (29)$$

$$\delta_{FIV3-idéntico}(T) = \begin{cases} 0.26 T + 0.577 & 0.50 \text{ s} < T \leq 1.10 \text{ s} \\ -0.028 T + 0.894 & 1.10 \text{ s} < T \leq 5.00 \text{ s} \end{cases} \quad (30)$$

$$\delta_{Sa-parcialmente\ correlacionado}(T) = \begin{cases} 0.054 T + 0.251 & 0.50 \text{ s} < T \leq 1.30 \text{ s} \\ 0.321 & 1.30 \text{ s} < T \leq 5.00 \text{ s} \end{cases} \quad (31)$$

$$\delta_{FIV3-parcialmente\ correlacionads}(T) = \begin{cases} 0.055 T + 0.346 & 0.50 \text{ s} < T \leq 1.50 \text{ s} \\ -0.096 T + 0.573 & 1.50 \text{ s} < T \leq 2.20 \text{ s} \\ 0.362 & 2.20 \text{ s} < T \leq 5.00 \text{ s} \end{cases} \quad (32)$$

En las Tabla 4 y Tabla 5 se muestra la mediana y desviación estándar logarítmica de γ y δ para cada periodo de análisis, respectivamente.

A modo de ejemplo, en la Figura 16 se muestran, para ambas IMs, las correlaciones obtenidas para estructuras con periodo $T = 2$ s, considerando correlación parcial entre sus parámetros estructurales. En gris se muestran las correlaciones de cada evento, considerando γ y δ con los valores de las Ecuaciones (25) y (26), respectivamente, y en color la mediana y el rango intercuartílico de todos los eventos. En la Figura 16 también se muestra la curva considerando el modelo de las Ecuaciones (27), (28), (31) y (32) para los parámetros valores de γ y δ . El modelo propuesto para se ajusta de buena manera a la mediana de todos los eventos. Además, el rango intercuartílico para este periodo es acotado, lo cual denota una baja variabilidad evento-a-evento en estas correlaciones producto de la variabilidad en los terremotos considerados.

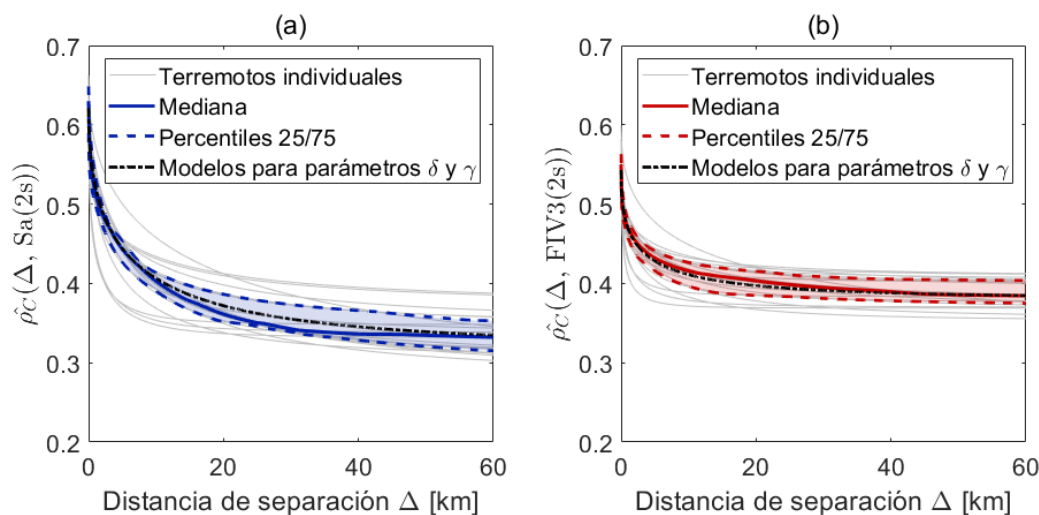


Figura 16. Comparación de las correlaciones espaciales entre las capacidades estructurales de cada evento, considerando parámetros δ y γ empíricos (ver Tabla 4 y 5) y modelados con las Ecuaciones (31) y (32), utilizando (a) $Sa(2s)$; y (b) $FIV3(2s)$.

En la Figura 17 se muestran, para ambas IMs, las correlaciones en las capacidades de colapso obtenidas para estructuras con periodo $T = 2$ s, considerando los 3 casos posibles para las correlaciones $\rho_{ij}(T)$. Mediante curvas continuas se muestran los modelos utilizando las Ecuaciones (27), (28), (31) y (32) y mediante curvas discontinuas el rango intercuartílico considerando los parámetros de cada evento. De la Figura 17a se puede notar que el no considerar correlación entre los parámetros estructurales ($\rho_{ij} = 0$) provoca que las correlaciones en las capacidades de colapso sean bajas y que estas decaigan a 0 para distancias de separación elevadas. Es decir, las correlaciones en las capacidades de colapso tienen un aporte bajo debido a las correlaciones registro-a-registro.

De las Figura 17b y 17c, se observa que el incluir las correlaciones ρ_{ij} , ya sea parcialmente a través de la matriz de la Tabla 2 (Figura 17b) o perfectamente considerado estructuras idénticas (Figura 17c), provoca que las correlaciones en las capacidades de colapso sean más altas y que decaigan a un valor constante distinto de 0 para distancias de separación elevadas, siendo este mayor en caso de considerar estructuras idénticas.

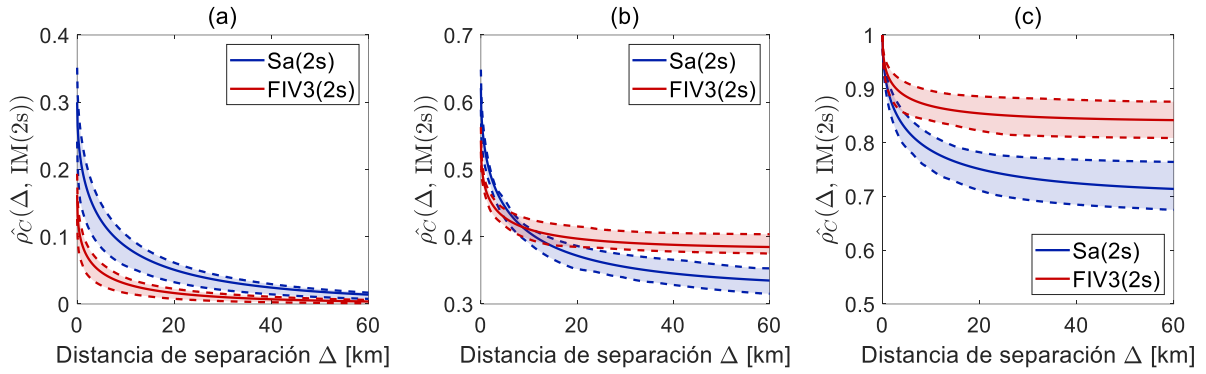


Figura 17. Modelos de correlaciones espaciales entre las capacidades estructurales, utilizando Sa(2s) y (b) FIV3(2s) y considerando modelos independientes (a); modelos parcialmente correlacionados (b); y modelos idénticos (c).

Para comparar las correlaciones en las capacidades de colapso obtenidas utilizando Sa y FIV3 y el efecto del periodo de los sistemas, en la Figura 18 se grafican los modelos propuestos para los parámetros β , $\gamma + \delta$ y δ , considerando ambas medidas de intensidad, en función del periodo del sistema. De la Figura 18a, se puede notar que, para todo el rango de periodos estudiados, $\beta(\text{FIV3}) < \beta(\text{Sa})$, lo cual indica que las correlaciones de FIV3 decaen más rápidamente que las de Sa, como se mencionó anteriormente, esto se debe a que, para estimar colapso, FIV3 es más suficiente con respecto a otros parámetros de los registros sísmicos que Sa. De la Figura 18b, se puede notar que, en general, $\gamma(\text{Sa}) + \delta(\text{Sa}) > \gamma(\text{FIV3}) + \delta(\text{FIV3})$ lo que indica que, $\hat{\rho}_c(\Delta = 0 \text{ km}, \text{Sa}) > \hat{\rho}_c(\Delta = 0 \text{ km}, \text{FIV3})$. Cabe destacar que solo se muestra el caso con δ correspondiente a un grado de correlación parcial entre modelos estructurales, ya que, en caso de considerar correlación perfecta, esta suma es igual a 1 independientemente del IM. De la Figura 18c, se tiene que $\delta(\text{FIV3}) > \delta(\text{Sa})$, por lo que la correlación residual para grandes distancias de separación es mayor para FIV3 que para Sa. Esto se debe a que los parámetros $\rho_\eta(T)$ y $\tau(T)$ son independientes de la medida de intensidad, mientras que $\phi(\text{Sa}) > \phi(\text{FIV3})$. En general, las correlaciones en las capacidades de colapso utilizando FIV3 respecto a Sa, son más bajas para distancias cortas y decaen de manera más rápida a una correlación residual mayor. Este comportamiento se puede observar en las Figura 17b y 17c.

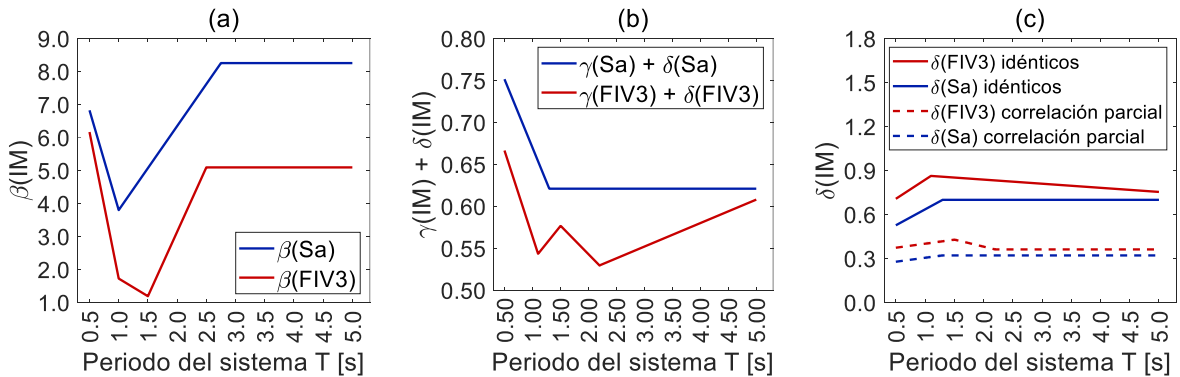


Figura 18. (a) Comparación del parámetro β (con $\alpha = 0.5$ para Sa y $\alpha = 0.45$ para FIV3), para cada periodo, utilizando Sa(T) y FIV3(T). (b) Comparación de $\gamma + \delta$, para cada periodo, utilizando Sa(T) y FIV3(T) y modelos parcialmente correlacionados. (c) Comparación de parámetro δ , para cada periodo, considerando modelos idénticos y parcialmente correlacionados, utilizando Sa(T) y FIV3(T).

6 Conclusiones

El objetivo de los estudios de riesgo sísmico a nivel regional es poder estimar el desempeño de un grupo de estructuras, pudiendo este medirse en impactos económicos y sociales, entre otros. Para que los resultados de estos estudios se ajusten de buena manera al desempeño esperado, investigaciones han demostrado que es necesario considerar distintas correlaciones, entre las cuales se encuentra la correlación entre las intensidades del movimiento del suelo, altamente estudiada en las últimas décadas, y la correlación entre las capacidades estructurales, la cual ha recibido significativamente menos atención.

Esta tesis se centra en cuantificar y modelar las correlaciones espaciales entre las capacidades estructurales de colapso de sistemas de 1 grado de libertad. Para llevar a cabo esto, se define la capacidad de colapso de una estructura en base a su capacidad mediana y el aporte de dos términos residuales, uno debido a la incertidumbre en las características de los registros sísmicos o “variabilidad registro-a-registro”, y el segundo debido a la incertidumbre en los parámetros que definen al modelo estructural, o “incertidumbre del modelo”. En base a esta definición, es posible cuantificar las correlaciones espaciales entre las capacidades estructurales de colapso debido al aporte de la correlación de la variabilidad registro-a-registro y al aporte debido a las correlaciones entre las propiedades de las estructuras, que les permiten a estas tener una mayor o menor capacidad de colapso que otras estructuras de la misma tipología.

Una vez cuantificadas estas correlaciones para 20 terremotos superficiales con más de 150 registros cada uno, y 10 estructuras consideradas, se ajustan modelos exponenciales decrecientes dependientes de cuatro parámetros (α , β , γ , δ), para cada uno de los terremotos. Luego, con el fin de generar un único modelo de correlación que represente a todos estos terremotos, se ajustan modelos lineales por tramos sobre las medianas de los parámetros. Tres de estos parámetros (β , γ , δ) se consideran dependientes del periodo del sistema y de la medida de intensidad, mientras que solamente 1 (α) se considera constante, dependiente solo de la medida de intensidad. Esta simplificación es posible realizarla ya que las dispersiones de los parámetros α , γ y δ son considerablemente menores a la de β , por lo cual un ajuste en sus valores medios no genera un gran cambio en las curvas de correlación.

De los resultados obtenidos, se puede comentar que la dispersión observada en la correlación entre capacidades de colapso debido a la variabilidad terremoto-a-terremoto en los 3 casos de correlación entre los modelos estructurales estudiados es relativamente baja, por lo cual resulta razonable ajustar y utilizar modelos de correlación espacial a partir de las medianas de los resultados obtenidos. Respecto a la correlación entre los modelos estructurales, se observa que esta genera un gran cambio en la correlación entre las capacidades de colapso, ya que, al considerarse invariante de la distancia de separación entre estructuras, genera mayores correlaciones para bajas distancias de separación y que, para grandes distancias, esta decaiga a un valor residual distinto de 0. El despreciar la correlación entre los modelos estructurales provoca que la correlación entre las capacidades de colapso decaiga a 0 y sea considerablemente menor que los otros 2 casos, por lo cual el considerar esta interdependencia entre los modelos estructurales es crucial para no subestimar los resultados.

Respecto al periodo de los sistemas, se tiene que este genera una variabilidad en las correlaciones entre capacidades de colapso, tanto en el valor inicial como en sus tasas de decrecimiento y en el valor residual que estas alcanzan. Sin embargo, este efecto no es sistemático y depende de la medida de intensidad. Finalmente, respecto a las 2 medidas de intensidad utilizadas, se tiene que las correlaciones en las capacidades de colapso utilizando FIV3 respecto a S_a , son más bajas y decaen más rápido para distancias entre 20 y 30 km, lo cual se debe a que FIV3 es más suficiente que S_a para la estimación de colapso. Sin embargo, para distancias mayores, se observó que la correlación residual utilizando FIV3 es mayor que considerando S_a .

Si bien en este estudio se utilizaron sistemas simples de 1 grado de libertad, entrega una primera y valiosa aproximación a las correlaciones espaciales de capacidad de colapso que pueden exhibir estructuras más complejas. Así, el modelo presentado puede ser utilizado para obtener mejores resultados en estudios de riesgo sísmico a nivel regional, sobre todo al estimar riesgos de alta consecuencia y baja probabilidad, en comparación con el supuesto típicamente utilizado de considerar que las capacidades de diferentes estructuras son totalmente independientes.

7 Agradecimientos

Este trabajo va dedicado en primer lugar a mi familia, ya que con todo su amor y enseñanzas han provocado que yo sea una persona feliz, con principios y valores para enfrentar el mundo. Gracias a mi mamá, Cecilia, por demostrarme lo importante que es tener paciencia y ser positivo. Gracias a mi papá, Rodrigo, por enseñarme que siempre las cosas se deben hacer de la mejor manera posible. Finalmente agradezco a mi hermano, Ignacio, por demostrarme la importancia de la perseverancia y la resiliencia.

Agradezco de manera especial a Rosario, porque fue con quien compartí esta etapa en su totalidad. Gracias por todos los momentos que vivimos juntos y por todo lo que me enseñaste en este camino, que, sin ti, hubiese sido más difícil y menos especial.

Menciono también a mis amigos, a aquellos que mantengo desde el colegio, José, Jonathan y Pablo, y a aquellos que se sumaron en esta etapa universitaria, Alonso, Andrés, Carlos, Diego, Javier, Nicholas y Mauro. Porque con sus acciones me han demostrado lo importante que es tener amigos y lo reales que son las relaciones humanas. Espero que el futuro nos depare más experiencias memorables.

Agradezco a mi profesor guía, Pablo Heresi, por su orientación durante el desarrollo de esta tesis y por su amabilidad al momento de aclarar todas las dudas que fueron surgiendo. Su conocimiento fue fundamental para el desarrollo de esta investigación.

Los registros utilizados en esta investigación se obtuvieron de la base de datos de movimiento del suelo PEER NGA-West2. Agradezco a las diversas agencias gubernamentales responsables de la instalación y el mantenimiento de la instrumentación sísmica y por poner sus datos a disposición del público, y a PEER por recopilar, procesar y distribuir estos registros. Este estudio fue financiado por la Beca de Iniciación en Investigación ANID FONDECYT No. 11230463.

8 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 and Structural Dynamics*, 51(11), 2575–2590. <https://doi.org/10.1002/eqe.3674>
- Ancheta, T. D., Darragh, R. B., Stewart, J. P., Seyhan, E., Silva, W. J., Chiou, B. S. J., Wooddell, K. E., Graves, R. W., Kottke, A. R., Boore, D. M., Kishida, T., & Donahue, J. L. (2014). NGA-West2 database. *Earthquake Spectra*, 30(3), 989–1005. <https://doi.org/10.1193/070913eqs197m>
- Aslani, H., & Miranda, E. (2004). Component-level and system-level sensitivity study for earthquake loss estimation. *13th World Conference on Earthquake Engineering (13WCEE)*, Vancouver, B.C., Canada, 2004.
- Aslani, H., & Miranda, E. (2005). *Probabilistic earthquake loss estimation and loss disaggregation in buildings* (Issue 157). John A. Blume Earthquake Engineering Center, Stanford University.
- Baker, J. W., Almeter, E., Cook, D., Liel, A. B., & Haselton, C. (2024). A model for partially dependent component damage fragilities in seismic risk analysis. *Earthquake Spectra*, 40(1), 609–628. <https://doi.org/10.1177/87552930231205790>
- Bazzurro, P., & Luco, N. (2005). Accounting for uncertainty and correlation in earthquake loss estimation. *9th International Conference on Structural Safety and Reliability (ICOSSAR05)*, Rome, Italy, 2005.

- Bonstrom, H., & Corotis, R. B. (2015). Building portfolio seismic loss assessment using the First-Order Reliability Method. *Structural Safety*, 52, 113–120. <https://doi.org/10.1016/j.strusafe.2014.09.005>
- Borzoo, S., Bastami, M., Fallah, A., Garakaninezhad, A., & Abbasnejadfar, M. (2024). Correlated damage probabilities of bridges in seismic risk assessment of transportation networks: Case study, Tehran. *Earthquake and Structures*, 26(2), 87–96. <https://doi.org/10.12989/eas.2024.26.2.087>
- Bradley, B. A., & Lee, D. S. (2010). Component correlations in structure-specific seismic loss estimation. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 39(3), 237–258. <https://doi.org/10.1002/eqe.937>
- Dávalos, H., Heresi, P., & Miranda, E. (2020). A ground motion prediction equation for filtered incremental velocity, FIV3. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 139, 106346. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2020.106346>
- Dávalos, H., & Miranda, E. (2019). Filtered incremental velocity: A novel approach in intensity measures for seismic collapse estimation. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 48(12), 1384–1405. <https://doi.org/10.1002/eqe.3205>
- Dávalos, H., & Miranda, E. (2020). Evaluation of FIV3 as an Intensity Measure for Collapse Estimation of Moment-Resisting Frame Buildings. *Journal of Structural Engineering*, 146(10), 04020204. [https://doi.org/10.1061/\(asce\)st.1943-541x.0002781](https://doi.org/10.1061/(asce)st.1943-541x.0002781)
- Dávalos, H., & Miranda, E. (2021). Robustness evaluation of fiv3 using near-fault pulse-like ground motions. *Engineering Structures*, 230, 111694. <https://doi.org/10.1016/j.engstruct.2020.111694>
- DeBock, D. J., Garrison, J. W., Kim, K. Y., & Liel, A. B. (2014). Incorporation of spatial correlations between building response parameters in regional seismic loss assessment. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 104(1), 214–228. <https://doi.org/10.1785/0120130137>
- 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., & Hong, H. P. (2008a). Estimation of seismic loss for spatially distributed buildings. *Earthquake Spectra*, 24(4), 889–910. <https://doi.org/10.1193/1.2983654>
- Goda, K., & Hong, H. P. (2008b). Spatial correlation of peak ground motions and response spectra. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 98(1), 354–365. <https://doi.org/10.1785/0120070078>
- Gokkaya, B. U., Baker, J. W., & Deierlein, G. G. (2016). Quantifying the impacts of modeling uncertainties on the seismic drift demands and collapse risk of buildings with implications on seismic design checks. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 45(10), 1661–1683. <https://doi.org/10.1002/eqe.2740>
- Gokkaya, B. U., Baker, J. W., & Deierlein, G. G. (2017). Estimation and impacts of model parameter correlation for seismic performance assessment of reinforced concrete structures. *Structural Safety*, 69, 68–78. <https://doi.org/10.1016/j.strusafe.2017.07.005>
- Goovaerts, P. (1997). Geostatistics for Natural Resources Evaluation. In *Oxford University Press, New York*. Oxford University Press.
- Haselton, C. B., Goulet, C. A., Mitrani-Reiser, Judith., Beck, J. L., Deierlein, G. G., Porter, K. A., Stewart, J. P., & Taciroglu, Ertugrul. (2008). An Assessment to Benchmark the Seismic Performance of a Code-Conforming Reinforced concrete Moment-Frame Building. In *Peer report*. PEER - Pacific Earthquake Engineering Research Center.
- Heresi, P., & Miranda, E. (2019). Uncertainty in intraevent spatial correlation of elastic pseudo-acceleration spectral ordinates. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 17(3), 1099–1115. <https://doi.org/10.1007/s10518-018-0506-6>

- Heresi, P., & Miranda, E. (2022). Structure-to-structure damage correlation for scenario-based regional seismic risk assessment. *Structural Safety*, 95, 102155. <https://doi.org/10.1016/j.strusafe.2021.102155>
- Heresi, P., & Miranda, E. (2023). Regional-risk-targeted seismic design: A novel approach for earthquake resistant design. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 52(13), 3983–4008. <https://doi.org/10.1002/eqe.3972>
- Ibarra, L. F., & Krawinkler, H. (2005). Global Collapse of Frame Structures under Seismic Excitations. In *Evaluation* (Issue 152). John A. Blume Earthquake Engineering Center, Stanford University.
- Ibarra, L. F., Medina, R. A., & Krawinkler, H. (2005). Hysteretic models that incorporate strength and stiffness deterioration. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 34(12), 1489–1511. <https://doi.org/10.1002/eqe.495>
- Jayaram, N., & Baker, J. W. (2009). Correlation model for spatially distributed ground-motion intensities. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 38(15), 1687–1708. <https://doi.org/10.1002/eqe.922>
- Kang, C., Kim, T., Kwon, O. S., & Song, J. (2023). Deep neural network-based regional seismic loss assessment considering correlation between EDP residuals of building structures. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 52(11), 3414–3434. <https://doi.org/10.1002/eqe.3775>
- Kang, C., Kwon, O. S., & Song, J. (2021). Evaluation of correlation between engineering demand parameters of structures for seismic system reliability analysis. *Structural Safety*, 93, 102133. <https://doi.org/10.1016/j.strusafe.2021.102133>
- Kang, C., Kwon, O. S., & Song, J. (2022). Quantifying uncertainties and correlations of engineering demand parameters of building structures for regional seismic loss assessment. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 51(7), 1751–1769. <https://doi.org/10.1002/eqe.3648>
- Krawinkler, H., & Miranda, E. (2004). Performance-based earthquake engineering. In Y. Bozorgnia & V. Bertero (Eds.), *Earthquake Engineering: From Engineering Seismology to Performance-Based Engineering* (pp. 560–635). CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9780203486245>
- Lee, R., & Kiremidjian, A. S. (2007). Uncertainty and correlation for loss assessment of spatially distributed systems. *Earthquake Spectra*, 23(4), 753–770. <https://doi.org/10.1193/1.2791001>
- Liel, A. B., Haselton, C. B., Deierlein, G. G., & Baker, J. W. (2009). Incorporating modeling uncertainties in the assessment of seismic collapse risk of buildings. *Structural Safety*, 31(2), 197–211. <https://doi.org/10.1016/j.strusafe.2008.06.002>
- Loth, C., & Baker, J. W. (2013). A spatial cross-correlation model of spectral accelerations at multiple periods. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 42(3), 397–417. <https://doi.org/10.1002/eqe.2212>
- Miranda, E., Aslani, H., & Taghavi, S. (2004). Assessment of Seismic Performance in terms of Economic Losses. *International Workshop on Performance-Based Seismic Design: Concepts and Implementation*, Bled, Slovenia, 2004.
- Park, J., Bazzurro, P., & Baker, J. (2007). Modeling spatial correlation of ground motion Intensity Measures for regional seismic hazard and portfolio loss estimation. *10th International Conference on Applications of Statistics and Probability (ICASP)*, Tokyo, Japan, 2007.
- Shome, N., Jayaram, N., & Rahnama, M. (2012). Uncertainty and Spatial Correlation Models for Earthquake Losses. *15th World Conference on Earthquake Engineering (15WCEE)*, Lisbon, Portugal, 2012.
- Sokolov, V., & Wenzel, F. (2013). Spatial correlation of ground motions in estimating seismic hazards to civil infrastructure. *Handbook of Seismic Risk Analysis and Management of Civil Infrastructure Systems* (pp. 57–78). Woodhead Publishing. <https://doi.org/10.1533/9780857098986.1.57>

- Ugurhan, B., Baker, J. W., & Deierlein, G. G. (2014). Uncertainty estimation in seismic collapse assessment of modern reinforced concrete moment frame buildings. *10th U.S. National Conference on Earthquake Engineering (NCEE): Frontiers of Earthquake Engineering*, Anchorage, Alaska, 2014.
- Vitoontus, S., & Ellingwood, B. R. (2013). Role of correlation in seismic demand and building damage in estimating losses under scenario earthquake. *11th International Conference on Structural Safety and Reliability (ICOSSAR)*, New York, United States, 2013.
- Weatherill, G. A., Silva, V., Crowley, H., & Bazzurro, P. (2015). Exploring the impact of spatial correlations and uncertainties for portfolio analysis in probabilistic seismic loss estimation. *Bulletin of Earthquake Engineering*, *13*(4), 957–981. <https://doi.org/10.1007/s10518-015-9730-5>
- Xiang, M., Shen, J., Xu, Z., & Chen, J. (2024). Structure-to-structure seismic damage correlation model. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, *53*(10), 3205–3229. <https://doi.org/10.1002/eqe.4172>
- You, T., Wang, W., Chen, Y., & Tesfamariam, S. (2022). Gaussian random field based correlation model of building seismic performance for regional loss assessment. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, *162*, 107501. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2022.107501>
- Zeng, D., Zhang, H., Dai, H., & Beer, M. (2023). Scalable risk assessment of large infrastructure systems with spatially correlated components. *Structural Safety*, *101*, 102311. <https://doi.org/10.1016/j.strusafe.2022.102311>

9 Anexos

Tabla 4. Medianas y desviaciones estándar logarítmicas para los parámetros β y γ , obtenidos mediante regresiones de mínimos cuadrados y la Ecuación (25), respectivamente.

T	Sa(T)			FIV3(T)			
	β mediano [km]	Desviación estándar de β	γ mediano	Desviación estándar de γ	β mediano [km]	Desviación estándar de β	γ mediano
0.5	6.824	0.833	0.473	0.115	6.166	0.832	0.291
1.0	3.800	0.882	0.364	0.178	1.725	1.077	0.161
1.5	4.748	0.563	0.320	0.204	1.190	1.210	0.125
2.0	6.296	0.705	0.317	0.234	2.985	0.835	0.170
2.5	7.020	0.935	0.293	0.285	4.834	0.500	0.197
3.0	9.028	0.652	0.297	0.349	4.576	0.613	0.199
3.5	6.970	0.736	0.298	0.394	5.330	0.562	0.206
4.0	8.107	0.767	0.297	0.411	5.754	0.701	0.207
4.5	8.294	0.888	0.296	0.403	5.142	0.725	0.219
5.0	9.439	0.645	0.286	0.433	5.230	0.668	0.252

Tabla 5. Medianas y desviaciones estándar logarítmicas para el parámetro δ , obtenido mediante la Ecuación (26).

T	Modelos idénticos			Modelos parcialmente correlacionados				
	Sa(T)	FIV3(T)		Sa(T)	FIV3(T)			
[s]	δ mediano	Desviación estándar de δ	δ mediano	Desviación estándar de δ	δ mediano	Desviación estándar de δ		
0.50	0.527	0.086	0.709	0.065	0.278	0.086	0.374	0.065
1.00	0.636	0.094	0.839	0.041	0.305	0.094	0.402	0.041
1.50	0.680	0.086	0.876	0.036	0.333	0.086	0.429	0.036
2.00	0.683	0.090	0.830	0.053	0.313	0.090	0.380	0.053
2.50	0.707	0.111	0.803	0.049	0.333	0.111	0.378	0.049
3.00	0.703	0.131	0.801	0.064	0.327	0.131	0.373	0.064
3.50	0.703	0.142	0.794	0.059	0.316	0.142	0.357	0.059
4.00	0.703	0.132	0.793	0.064	0.320	0.132	0.361	0.064
4.50	0.704	0.123	0.781	0.074	0.315	0.123	0.349	0.074
5.00	0.714	0.129	0.749	0.066	0.310	0.129	0.325	0.066