



UNIVERSIDAD DE CHILE  
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS  
DEPARTAMENTO DE GEOFÍSICA

PROPIEDADES DE SIMILARIDAD DE CATÁLOGOS DE SISMICIDAD  
EN EL CONTEXTO TECTÓNICO DE SUBDUCCIÓN  
DEL NORTE GRANDE DE CHILE  
(19°S Y 24°S)

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE  
MAGÍSTER EN CIENCIAS, MENCIÓN GEOFÍSICA

CRISTIÁN EDUARDO SIEGEL IGNATIEW

PROFESOR GUÍA:  
JAIME ARTURO CAMPOS MUÑOZ

PROFESOR CO-GUÍA:  
PATRICIO ANTONIO TOLEDO PEÑA

MIEMBROS DE LA COMISIÓN:  
RAÚL IVAN MADARIAGA MESA  
MARIO HERNÁN PARDO PEDEMONTTE

SANTIAGO DE CHILE

2022

# Resumen

En este trabajo de tesis se analizan propiedades de similaridad de catálogos sísmicos, con el propósito de obtener un mejor entendimiento de la recurrencia sísmica: la repetida observación de eventos sísmicos. Esto es importante porque los terremotos son los eventos catastróficos que más pérdidas y fatalidades han generado en los últimos años en Chile. Como caso de estudio se utiliza la zona de subducción del Norte de Chile, donde existe una red adecuada para localizar con precisión y baja magnitud de completitud los sismos que allí ocurren. Descartando los sismos en la placa continental y outer-rise, los eventos se distribuyen en profundidad en dos grupos, uno que comprende la zona de influencia de la interfaz de subducción ( $z < 75$  km) y un grupo de sismos de profundidad intermedia ( $z \geq 75$  km). Si bien ambos grupos han demostrado potencial destructivo, los segundos generan mayores aceleraciones en superficie, planteando la posibilidad de determinar la influencia del tipo de sismicidad en la respuesta a qué esperar luego de un terremoto, en cuanto a la ocurrencia de un próximo evento con una magnitud similar o mayor y en un área epicentral acotada en torno a su localización. Para esto se formaliza teóricamente y se implementa computacionalmente un análisis con una Ley de Escala Unificada para Terremotos. Luego, utilizando la hipótesis de similaridad incompleta o escalamiento en forma de ley de potencia de la densidad de probabilidad  $D$  de los tiempos de espera con el momento sísmico y con el área epicentral se obtiene la relación:  $D/\lambda = \Psi(\lambda\tau)$ , en que  $\lambda \propto M^{-\beta}L^\gamma$  representa el número promedio de eventos por unidad de tiempo que recurren en un área epicentral de dimensión lineal  $L$  con momento sísmico mayor o igual a  $M$  y  $\Psi$  es una función de escala a la cual colapsan todas las distribuciones de tiempos de espera en las distintas escalas.  $\beta$  en tanto, es el coeficiente asociado al balance del número de eventos con el momento sísmico ( $= 2/3$  del b-value de la ley de Gutenberg-Richter) y  $\gamma$  es el coeficiente asociado a la distribución fractal de los epicentros en el espacio. Utilizando dos catálogos sísmicos que recopilan terremotos del margen de subducción del Norte de Chile, entre los  $19^\circ S$  y  $24^\circ S$ , uno de mediano plazo (1974–2017) y magnitud de completitud 5,0 y uno de corto plazo (2007–2014) y magnitud de completitud 3,0, se muestra que los sismos asociados a la interfaz de subducción presentan una mayor densidad de probabilidad en la escala corta, manifestada en una asíntota  $D = \tau^{-1}$  análoga a la ley de Omori para las réplicas, que implica un máximo de probabilidad de recurrencia en tiempos cercanos a la ocurrencia de un sismo. Los sismos de profundidad intermedia, en tanto, poseen una naturaleza poissonneana, es decir, baja correlación temporal en la escala corta y un solo modo de probabilidad asociado a una función de escala exponencial, consistente con observaciones previas que dan cuenta de una baja productividad de réplicas. Finalmente, se plantea que trabajos futuros puedan explotar la similaridad del proceso sísmico para mejorar el entendimiento y manejo de la amenaza sísmica en Chile.

*A mi madre Nadesda y mi padre Claudio.*

*In conclusion, self-organization is a result of nonequilibrium dynamics in a strongly nonlinear system. The nonlinearity causes the system to fluctuate and to change, while the continuity properties want to stabilize the system. The dialectics between continuity and change create a synthesis that represents a new kind of order. Self-organization is itself a kind of equilibrium, or rather a compromise with instability. When such a compromise is denied, the system becomes either erratic (totally disorganized) or dead (totally organized).*

*Cinna Lomnitz, 1994. Fundamentals of Earthquake Prediction p. 208.*

# Agradecimientos

Agradezco a los profesores Jaime Campos y Patricio Toledo que me han guiado en la prosecución de esta tesis, les agradezco sus enseñanzas, apoyo, paciencia y momentos de distensión. Agradezco al profesor Raúl Madariaga su cuidadosa revisión y colaboración en la elaboración de un artículo y al profesor Mario Pardo su participación en la comisión de revisión y sus críticas que mejoraron el documento en su versión final. Agradezco también a Benoit Derode por las discusiones. Se agradece el apoyo económico del Departamento de Geofísica de la Universidad de Chile por una reducción del arancel de magíster, al Programa de Riesgo Sísmico de la Universidad de Chile por la línea de investigación y posteriormente la tesis que desarrollé con fondos del proyecto Conicyt 1170218. Mis agradecimientos a integrantes y personal administrativo de la Escuela de Postgrado, del DGF y del PRS.

Agradezco a mi madre Nadesda y mi padre Claudio la educación que me han brindado, su constante apoyo y cariño. Gracias a mis hermanas Camila, Natalia y mi hermano Pablo, por la buena compañía. Agradezco también a los amigos y las amigas con los que he compartido experiencias en este camino. Agradezco muy especialmente a mi partner Katherina por la paciencia, confianza y cariñoso apoyo.

Por último, se agradece a IPOC y CSN por operar y mantener las redes, a IPOC, USGS y CIGIDEN por poner a libre disposición los catálogos sísmicos que se utilizaron en esta tesis y a la comunidad de python por proveer herramientas computacionales de código libre.

# Tabla de Contenido

<b>1. Introducción</b>	<b>1</b>
1.1. Antecedentes . . . . .	2
1.2. Hipótesis . . . . .	6
1.3. Objetivos . . . . .	6
1.4. Metodología . . . . .	7
<b>2. Zona de estudio y datos</b>	<b>8</b>
2.1. Contexto tectónico . . . . .	8
2.2. Datos . . . . .	11
2.3. Distribución espacial de la sismicidad . . . . .	14
2.4. Distribución temporal de la sismicidad . . . . .	15
2.5. Separación de la sismicidad . . . . .	17
2.6. Síntesis . . . . .	18
<b>3. Formulación del análisis de escala</b>	<b>19</b>
3.1. Análisis dimensional e hipótesis de similaridad incompleta . . . . .	19
3.2. Implementación . . . . .	22
3.2.1. Rangos espaciales . . . . .	23
3.2.2. Rangos de magnitud . . . . .	23
3.2.3. Obtención de densidades empíricas . . . . .	24
3.2.4. Estimación del factor de renormalización $\lambda$ . . . . .	25
3.2.5. Implementación computacional . . . . .	25

3.2.6. Herramientas de parametrización y comparación . . . . .	26
3.3. Síntesis . . . . .	27
<b>4. Caso de estudio</b>	<b>28</b>
4.1. Preparación del análisis . . . . .	28
4.2. Resultados . . . . .	30
4.2.1. Distribuciones de tiempo de espera . . . . .	31
4.2.2. Factores de renormalización . . . . .	33
4.2.3. Distribuciones renormalizadas . . . . .	39
4.2.4. Función de escala $\Psi$ . . . . .	41
4.3. Comparación de la probabilidades empíricas de recurrencia . . . . .	46
4.4. Síntesis . . . . .	50
<b>5. Discusión</b>	<b>51</b>
5.1. Sobre el proceso de escalamiento . . . . .	51
5.2. Diferencias en la organización temporal de la sismicidad . . . . .	53
5.3. Parametrización de la función de escala . . . . .	56
5.4. Importancia del escalamiento y similaridad en la sismicidad . . . . .	56
<b>6. Conclusión</b>	<b>57</b>
<b>Bibliografía</b>	<b>66</b>
<b>Anexos</b>	<b>67</b>

# Índice de Tablas

2.1.	Información general de catálogos A y B. . . . .	12
2.2.	Criterio de selección de clústers propuesto por Sippl et al. (2018). . . . .	13
4.1.	Coeficientes $\Lambda$ , $\beta$ , $\gamma$ y suma de cuadrados de residuos de la inversión de mínimos cuadrados ( <i>RES</i> ) asociados a la estimación de los factores de renormalización $\hat{\lambda}$ para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, además de las separaciones de clúster del catálogo B. Los valores se muestran como la mediana de la distribución, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo. . . . .	36
4.2.	Exponentes de ley de potencia $\alpha$ y respectivas desviaciones estándar $\sigma$ asociados a dominios de la densidad de probabilidad empírica de los tiempos renormalizados $\hat{\lambda}\tau$ , para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos además de los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia del catálogo B. Los valores se muestran como la mediana de la distribución, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo. 46	46
4.3.	Resultados del test de ratio ( $R$ ) de verosimilitud entre ajuste con ley de potencia y ajuste con exponencial. Se entrega también el valor de significación $p$ asociado. Los valores se muestran como la mediana de la distribución, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo. La columna <i>PL test</i> indica el resultado del test $R > 0 \wedge p \leq 0,05$ . . . . .	47
6.1.	Coeficientes $\Lambda$ , $\beta$ , $\gamma$ y suma de cuadrados de residuos de la inversión de mínimos cuadrados ( <i>RES</i> ) asociados a la estimación de los factores de renormalización $\hat{\lambda}$ para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, además de las separaciones de clúster del catálogo B. Se entregan tanto para la extensión temporal completa (Full) como para las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) de cada catálogo. Los valores se refieren a la mediana de las distribuciones de los coeficientes y residuos, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo. 72	72

- 6.2. Exponentes de ley de potencia  $\alpha$  y respectivas desviaciones estándar  $\sigma$  asociados a dominios de la densidad empírica de los tiempos renormalizados  $\hat{\lambda}\tau$ , para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, además de los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia del catálogo B. Se entregan tanto para la extensión temporal completa (Full) como para las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) de cada catálogo. Los valores se refieren a la mediana de la distribución de los exponentes y desviaciones estándar, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo. . . . . 75
- 6.3. Resultados del test de ratio ( $R$ ) de verosimilitud entre ajuste con ley de potencia y ajuste con exponencial. Se entrega también el valor de significación  $p$  asociado. Los valores se muestran como la mediana de la distribución, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo. La columna *PL test* indica el resultado del test  $R > 0 \wedge p \leq 0,05$ . . . . . 76

# Índice de Ilustraciones

2.1. Zona de estudio en el norte de Chile comprendida entre los 67–73° W y los 18–24° S. Se señalan las estaciones permanentes de la red CX ( <a href="http://www.ipoc-network.org/observatory/overview/observatory">www.ipoc-network.org/observatory/overview/observatory</a> ), la cadena de volcanes ( <a href="http://portalgeominbeta.sernageomin.cl/doc/Ranking_2019.pdf">portalgeominbeta.sernageomin.cl/doc/Ranking_2019.pdf</a> ), la traza de la fosa, y se indica la dirección y magnitud de la convergencia de placas. Además, están graficados los contornos de isoprofundidad cada 20 km de la placa subductada, según Hayes et al. (2018). La topografía y batimetría se muestra según la escala de colores situada en la parte inferior y se obtuvo de ETOPO1 (National Geophysical Data Center, NESDIS, NOAA, U.S. Department of Commerce, 2011). Elaboración propia, con datos de referencias señaladas. . . . .	9
2.2. (Modificada de Sippl et al. (2018), reproducida con permiso) Diagrama simplificado de una sección de la subducción de la plaza de Nazca bajo la placa Sudamericana, ambas bosquejadas y señalizadas, en el Norte de Chile en torno a la latitud 21° el agrupamiento (clusterización) de los eventos sísmicos. En la abscisa está la distancia a la fosa en km, en la ordenada la profundidad con respecto al nivel del mar en km. La topografía está exagerada 4 veces. En colores, se tienen los diferentes clústers de sismicidad del catálogo de IPOC que se utilizará en este trabajo Sippl et al. (2018), sus nombres según la nomenclatura propuesta por los autores del estudio se señalan en la imagen. Las estrellas celestes señalizan los hipocentros aproximados de terremotos importantes ocurridos en la región de estudio, pertenecientes a la taxonomía ilustrada.	10
2.3. Epicentros de los catálogos A ( $5,0 \leq m_w$ ) y B ( $2,69 \leq m_l$ ) ploteados sobre un mapa de la zona en estudio. Se muestran también las isolíneas de profundidad cada 20 km del modelo slab2 de Hayes et al. (2018) y la fosa tectónica. Elaboración propia, con datos señalados. Los sismos excluidos pueden ser observados en Anexo A. . . . .	12
2.4. Histogramas de densidad, en gráfico de barras, y curva de densidad, con línea continua, de las distribuciones de profundidad de eventos sísmicos de los catálogos A y B, como se señala en la leyenda. . . . .	14

2.5.	Sección a los $21^\circ$ S entre los $72$ y $67^\circ$ W, señalado como A–A' en la Figura 2.3. En la abscisa está la distancia a la fosa en km, en la ordenada la profundidad con respecto al nivel del mar en km. La topografía está exagerada 4 veces. Los rasgos topográficos son la línea de costa y los Andes. Se muestra la sismicidad entre $21,25$ y $21,75^\circ$ S para los catálogos A ( $5,0 \leq m_w$ ) y B ( $2,69 \leq m_l$ ), según la leyenda. . . . .	15
2.6.	Número cumulativo de eventos sísmicos (arriba) y nivel cumulativo de momento sísmico, según el tiempo, para la duración total de los catálogos A ( $5,0 \leq m_w$ ) y B ( $2,69 \leq m_l$ ), según se indica. Se muestran curvas para la totalidad de eventos y para los grupos de sismos a profundidades $z < 75$ km y $z \geq 75$ km, según se indica en la leyenda. Para los eventos del catálogo B se utilizó el factor de conversión de magnitud a momento sísmico $d = 1$ . . . . .	16
2.7.	Gráfico de peine de la distribución temporal de las magnitudes de los eventos sísmicos de los catálogos A ( $5,0 \leq m_w$ ) y B ( $2,69 \leq m_l$ ), según se indica en la leyenda. . . . .	17
4.1.	Arriba: grilla jerárquica $G_{69,5^\circ W, 21,375^\circ E, 4^\circ, 0}$ , posicionada sobre el mapa de la zona de que muestra los epicentros del catálogo B con magnitud sobre 3,0. Se señala en rojo la celda número $r = 23$ del nivel jerárquico $i = 3$ , la cual se intersecta con el catálogo B para obtener un subcatálogo $C_{G_{69,5^\circ W, -21,375^\circ S, L_0=4^\circ, \theta=0}}^{r=23, i=3}$ , mostrado en el panel central. En el panel inferior se aplica el filtro de magnitud de excedencia $m_3 = 5,0$ , para finalmente obtener el subcatálogo $C_{G_{69,5^\circ W, -21,375^\circ S, L_0=4^\circ, \theta=0}}^{r=23, j=3, i=3}$ desde el cual se pueden obtener los tiempos de espera $\tau$ mediante las diferencias temporales. . . . .	29
4.2.	Símbolos correspondientes a las combinaciones posibles de rangos de magnitud (colores) y dimensión lineal de área epicentral (marcadores), para los catálogos A y B, usados en las visualizaciones que se muestran a continuación. . . . .	30
4.3.	Densidad empírica $\hat{D}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera $\tau$ , en la abscisa, para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las curvas que conforman los marcadores de triángulo y los distintos colores corresponden a las relaciones para el rango de magnitud fija en cada catálogo ( $m_w \geq 5,0$ y $m_l \geq 3,5$ ) y todos los rangos de dimensión lineal del área epicentral utilizados ( $L = 4^\circ, 2^\circ, 1^\circ, 0,5^\circ$ y $0,25^\circ$ ), respectivamente, según la leyenda de la figura 4.2. . . . .	31
4.4.	Densidad empírica $\hat{D}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera $\tau$ , en la abscisa, para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las curvas que conforman los distintos marcadores y su color verde corresponden a las relaciones para todos los rangos de magnitud utilizados ( $m_w \geq 5,0$ y $m_l \geq 3,5$ ) y dimensión lineal del área epicentral fija ( $L = 1^\circ$ ), respectivamente, según la leyenda de la figura 4.2. . . . .	32

4.5.	Factores de renormalización $\hat{\lambda}$ (en la ordenada) versus dimensión lineal del área epicentral (en la abscisa) según distintos para rangos de magnitud de excedencia fija, según la leyenda de la figura 4.2, para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las líneas punteadas corresponden al ajuste por de mínimos cuadrados, con coeficientes mostrados en la Tabla 4.1.	34
4.6.	Factores de renormalización $\hat{\lambda}$ (en la ordenada) versus magnitud de excedencia (en la abscisa) según distintas dimensiones lineales del área epicentral fijas, según la leyenda de la figura 4.2, para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las líneas punteadas corresponden al ajuste por de mínimos cuadrados, con coeficientes mostrados en la Tabla 4.1.	35
4.7.	Histogramas de densidad empírica (en porcentaje) asociados a los coeficientes $\Lambda$ , $\beta$ y $\gamma$ y los residuos $RES$ , para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada fila.	37
4.8.	Histogramas de densidad empírica (en porcentaje) asociados a los coeficientes $\Lambda$ , $\beta$ y $\gamma$ y los residuos $RES$ , para las separaciones de clúster del catálogo B, según se indica en el título de cada fila.	38
4.9.	Densidad empírica renormalizada $\hat{D}\hat{\lambda}^{-1}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado $\hat{\lambda}\tau$ , en la abscisa, para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las curvas que conforman los distintos marcadores y su color corresponden a las relaciones para los rangos de magnitud utilizados y dimensión lineal del área epicentral, respectivamente, según la leyenda de la figura 4.2. La curva continua azul en cada gráfico corresponde a la densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos $f_{(\hat{\lambda}T)}$ .	40
4.10.	Densidad empírica renormalizada $\hat{D}\hat{\lambda}^{-1}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado $\hat{\lambda}\tau$ , en la abscisa, para los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia, según se indica en el título de cada figura. Las curvas que conforman los distintos marcadores y su color corresponden a las relaciones para los rangos de magnitud utilizados y dimensión lineal del área epicentral, respectivamente, según la leyenda de la Figura 4.2. La curva continua azul en cada gráfico corresponde a la densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos $f_{(\hat{\lambda}T)}$ .	42
4.11.	Densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos $f_{(\hat{\lambda}T)}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado $\hat{\lambda}\tau$ , en la abscisa, para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las líneas continuas corresponden a segmentos de ley de potencia, mientras que la línea discontinua corresponde a una función de escala $\Psi$ exponencial.	44

4.12.	Densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos $f_{(\hat{\lambda}T)}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia, según se indica en el título de cada figura. Las líneas continuas corresponden a segmentos de ley de potencia, mientras que la línea discontinua corresponde a una función de escala $\Psi$ exponencial. . . . .	45
4.13.	Fracción de eventos $\hat{P}$ que recurren luego de un intervalos de tiempo $\tau < T \leq \tau + \delta\tau$ , con magnitud mayor a 5,0 en un área epicentral de dimensión lineal $1^\circ = 111,111$ km, según las separaciones $z < 75$ km, $z \geq 75$ km y los catálogos A y B completos, como se indica en la leyenda. En la abcisa el tiempo de espera se muestra en espaciamiento logarítmico y para facilitar la comprensión se han marcado los tiempos de espera de 1 minuto, 1 hora, 1 día, 1 mes y 1 año. . .	48
4.14.	Fracción de eventos $\hat{P}$ que recurren luego de un intervalo de tiempo $\tau < T \leq \tau + \delta\tau$ , con magnitud mayor a 5,0 en un área epicentral de dimensión lineal $1^\circ = 111,111$ km, según las separaciones $z < 75$ km, $z \geq 75$ km y los catálogos A y B completos, como se indica en la leyenda. En la abcisa el tiempo de espera se muestra en espaciamiento logarítmico y para facilitar la comprensión se han marcado los tiempos de espera de 1 minuto, 1 hora, 1 día, 1 mes y 1 año. . .	49
6.1.	Epicentros de los catálogos A y B utilizados ploteados sobre un mapa de la zona. Se muestran tanto los eventos utilizados como los eventos excluidos. Se muestra la fosa tectónicas y las isolíneas de profundidad cada 20 km obtenidas desde SLAB2 (Hayes et al., 2018). . . . .	67
6.2.	Un “telescopio”, construido con $h = 5$ niveles jerárquicos. Figura extraída desde Nekrasova y Kossobokov (2002). . . . .	68
6.3.	Histogramas de densidad empírica (en porcentaje) asociados a los coeficientes $\Lambda$ , $\beta$ y $\gamma$ y los residuos $RES$ , para las divisiones $z < 75$ km y $z \geq 75$ km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada fila, utilizando las ventanas temporales correspondientes al catálogo completo (Full) la primera (1st Half) y segunda (2nd Half) mitad de cada catálogo. . . . .	70
6.4.	Histogramas de densidad empírica (en porcentaje) asociados a los coeficientes $\Lambda$ , $\beta$ y $\gamma$ y los residuos $RES$ , para las separaciones de clúster del catálogo B, según se indica en el título de cada fila, y utilizando las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) mitad del catálogo B. . . . .	71

- 6.5. Densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{(\hat{\lambda}T)}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Se entregan resultados para ventanas temporales completas y para las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) mitad del catálogo B. Las líneas continuas corresponden a segmentos de ley de potencia, mientras que la línea discontinua corresponde a una función de escala  $\Psi$  exponencial. . . . . 73
- 6.6. Densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{(\hat{\lambda}T)}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia, según se indica en el título de cada figura. Se entregan resultados para ventanas temporales completas y para las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) mitad del catálogo B. Las líneas continuas corresponden a segmentos de ley de potencia, mientras que la línea discontinua corresponde a una función de escala  $\Psi$  exponencial. . . . . 74

# Capítulo 1

## Introducción

Los terremotos son un fenómeno recurrente en la litosfera de la Tierra. Independientemente de la zona sismogénicamente en la que se haya observado un terremoto, es de esperar que al cabo de un tiempo se observe allí otro terremoto que libere una cantidad de energía similar. Esta es una consecuencia de la propiedad de criticalidad autoorganizada que posee la litósfera (e.g. Sornette y Sornette (1989); Bak y Tang (1989); Ito y Matsuzaki (1990); Scholz (1991)). Sistemas que poseen esta propiedad disipan energía en forma de eventos repentinos o avalanchas y, además, tienen puntos críticos como atractores de su dinámica. Estando en un punto crítico, eventos de todos los tamaños posibles tienen probabilidad de ocurrir. En la dinámica de la litósfera los eventos son los terremotos y su tamaño es cuantificado a través del momento sísmico o la medida logarítmica de este, la magnitud. Que la dinámica de la litósfera sea continuamente atraída a un punto crítico implica que terremotos de todas las magnitudes posibles pueden recurrir.

El margen de subducción andino, donde se emplaza parte de la geografía chilena, es una de las zonas tectónicamente activas donde los terremotos son una manifestación física recurrente (e.g. de Ballore (1913); Lomnitz (2004); Comte y Pardo (1991)). Además de la repetida ocurrencia de sismos y fenómenos asociados como tsunamis o deslizamientos de tierra, la exposición y vulnerabilidad de asentamientos, ambientes e infraestructuras, ha provocado que los terremotos en Chile en los últimos cien años sean el tipo de desastre socionatural causante del mayor número de fatalidades y pérdidas económicas (Camus et al., 2016). Por esto, entender la recurrencia sísmica, es decir, determinar qué se puede esperar en cuanto a la ocurrencia de futuros eventos dados los eventos ya registrados, es esencial para entender el riesgo por terremotos en Chile.

Otro factor a tener en cuenta es que en el el margen de subducción andino se ha observado que la actividad sísmica se estructura espacialmente, con eventos en la zona de interacción o *interfaz* entre las placas de Nazca y Sudamericana, eventos que delínean la placa subduc-tante, en el denominado plano de Wadati–Benioff, eventos que delínean un segundo plano bajo el recién descrito y eventos que conforman clústers de sismos de profundidad intermedia, además de sismicidad asociada a la placa continental y sismicidad outer–rise. Luego, aún en un ambiente geodinámico acotado, la sismicidad posee una clasificación o *taxonomía*, según su localización espacial. En los últimos años se ha determinado que distintos sismos dentro de

esta taxonomía pueden presentar distinto potencial destructivo. En particular, se ha demostrado que sismos de profundidad intermedia poseen en promedio mayores caídas de tensión y de energía radiada (Kausel y Campos, 1992; Astroza et al., 2005; Leyton et al., 2009; Derode y Campos, 2019; Otarola et al., 2021), lo que en conjunto con el efecto de directividad genera aceleraciones en superficie mayores que las que se esperarían para sismos de la misma magnitud, pero asociados a la interfaz de subducción. Este fue el caso del terremoto  $M_s \sim 8,0$  de Chillán 1939, con profundidad estimada de 80 km, el desastre que más fatalidades ha causado en la historia sísmica chilena (Campos y Kausel, 1990). También, estudios recientes (Hainzl et al., 2019; Telesca et al., 2020; Cabrera et al., 2021) han evidenciado diferencias en la estructura temporal de la sismicidad, particularmente entre sismos interplaca y sismos del segundo plano de subducción o de profundidad intermedia, evidenciando una baja productividad de réplicas en estos últimos. Esto ciertamente plantea un desafío a la hora de estimar la amenaza sísmica que representan eventos de distintos tipos dentro de la taxonomía en que se organiza la sismicidad en una zona de subducción, lo cual requiere datos de alta calidad y nuevas técnicas de análisis.

El norte de Chile es un lugar idóneo para estudiar la taxonomía de eventos sísmicos, tanto por su geometría que permite una adecuada caracterización tectónica (e.g. Oncken et al. (2003)) como por la existencia de una completa red sismológica (Barrientos y Team, 2018), fruto de un esfuerzo colaborativo de más de 20 años entre instituciones chilenas, francesas y alemanas, denominado Observatorio IPOC (GFZ German Research Centre For Geosciences y Institut Des Sciences De L'Univers-Centre National De La Recherche CNRS-INSU, 2006). Si bien los avances tecnológicos y científicos han permitido que en la actualidad existan redes instrumentales capaces de localizar con precisión sismos de magnitudes hasta imperceptibles para la población, aún no se cuenta con esquemas capaces de utilizar esta información y que estén calificados para la predicción de terremotos con fines operacionales (Jordan et al., 2011; Rundle et al., 2021). Por esto, es necesario recurrir a otro tipo de técnicas que contribuyan al propósito de entender y manejar el riesgo de desastres por la ocurrencia de terremotos.

## 1.1. Antecedentes

El escalamiento, la técnica utilizada en esta tesis, es el proceso de caracterizar un fenómeno natural comparando los valores de alguna propiedad de interés en distintas escalas. Luego, la comparación permite determinar que tipo de similaridad existe entre escalas (Barenblatt, 2003) y formular relaciones entre los parámetros de gobierno. El caso más simple es cuando existe una relación lineal, como por ejemplo una amplificación según una regla de proporcionalidad directa. Este difícilmente es el caso en fenómenos multi-escala como la sismicidad.

Los terremotos ocurren en sistemas jerárquicos de bloques y fallas (Keilis-Borok, 1990), con dimensión lineal desde los milímetros, en el caso de granos de roca, hasta los miles de kilómetros, en el caso de placas tectónicas. La variedad de tamaños de bloques y fallas explica también que se registren terremotos con energías en al menos 26 órdenes de magnitud (Toledo, 2014), ya que la energía es proporcional al tamaño de la falla involucrada. Esta energía, de tipo elástica en el caso de los terremotos analizados en este trabajo, es una forma de disipación

de la energía proveniente del manto que continuamente es inyectada y acumulada como una carga tectónica en el sistema de bloques y fallas de la litósfera. La energía inyectada en forma continua se disipa en súbitos eventos sísmicos. En la dimensión temporal, los sismos poseen tiempos de espera del orden de centésimas de segundos, en el caso de réplicas o terremotos “dobletes o multiplètes” , hasta cientos de años para los terremotos de mayor magnitud.

Las dimensiones espaciales, en la energía y temporales de la sismicidad están presentes en catálogos sísmicos: listas ordenadas de sismos ocurridos en una determinada ventana temporal, en una cierta región geográfica y cada uno de ellos con la información de su hipocentro, es decir, coordenadas geográficas (latitud y longitud) y la profundidad del foco, su tiempo de ocurrencia y su magnitud. Para realizar el proceso de escalamiento y ayudar a caracterizar la amenaza sísmica se analiza la información contenida en los catálogos sísmicos. Así, la estadística del fenómeno se compara de una escala a otra, obteniéndose relaciones o leyes empíricas.

Una aplicación pionera del escalamiento en la sismicidad fue el estudio de la estadística del número de réplicas que suceden a la ocurrencia de un terremoto. Omori encontró que las réplicas del terremoto de Nobi de 1891 ocurrieron a una tasa proporcional al inverso del tiempo transcurrido (Utsu et al., 1995). Así, sus registros muestran, por ejemplo, que el número de réplicas en el décimo día es igual a 50, lo cual es 10 veces mayor al número de réplicas (5) percibidas en el centésimo día, luego  $50/5 = (10/100)^{-1}$ . Esta ley se demostró válida hasta después de 100 años (Utsu et al., 1995), y puede ser formulada de manera simple como  $n \propto t^{-a}$ , donde  $n$  es el número de réplicas diarias,  $t$  el número de días y  $a$  el exponente, con valor típico  $a \sim 1$ .

Otro caso de análisis de similaridad de una propiedad estadística de la sismicidad corresponde a la realizada por Gutenberg y Richter (Gutenberg y Richter, 1965). Contando el número de eventos ocurridos según determinados rangos de magnitud, encontraron que el número de eventos depende exponencialmente de la magnitud de estos (a mayor magnitud, se observan exponencialmente menos sismos), mediante un coeficiente “b-value”. Esto puede ser escrito como  $\lambda \propto \exp^{-mb}$ . Dado que la magnitud es una medida proporcional al logaritmo del momento sísmico Hanks y Kanamori (1979), esto implica que el número promedio  $\lambda$  de eventos por unidad de tiempo (ó tasa) con un determinado rango  $M$  de momento sísmico es proporcional al momento, elevado a una potencia:  $\lambda \propto 10^{-mb} \propto M^{-\beta}$ , con  $\beta = 2b/3$ . Luego, para un valor típico de  $b = 1$ , por ejemplo, se tiene que en una determinada ventana temporal por cada sismo de magnitud 8,0 registrado se observan, en promedio, 10 sismos de magnitud 7,0.

En cuanto a la estadística espacial se refiere, varios autores (Kagan y Knopoff, 1980; Okubo y Aki, 1987; Aviles et al., 1987; Goltz, 1997) han evidenciado que el número promedio de eventos “escala” con la dimensión lineal del área epicentral donde son contados mediante, también, una ley de potencia. De esta manera se puede generalizar la relación de Gutenberg-Richter:  $\lambda \propto 10^{-mb} L^{d_f}$  (Kossobokov y Mazhkenov, 1992). Ahora  $\lambda$  corresponde al número promedio de eventos con magnitud mayor a  $m$  contenidos en un área epicentral de dimensión  $L$ . El escalamiento implica, por ejemplo, que al comparar el número promedio de eventos en un área epicentral de dimensión lineal  $L$  y otra contenida en ella con dimensión  $L/2$ ,  $\lambda$  no se reduce a la cuarta parte, como se podría esperar, sino que se reduce a la  $1/2^{d_f}$  parte de la cuenta en el área original. El coeficiente  $d_f$  es la dimensión fractal del objeto en estudio

y en el caso de los epicentros tiene valores entre 1 y 2, con lo cual  $1/2^{d_f} > 1/4$ , es decir, el número de eventos es mayor que en el caso de una reducción proporcional. Que la dimensión fractal sea un número real entre 0 y 1 significa que la distribución espacial de los epicentros no es estrictamente a lo largo de una línea ni tampoco recubriendo completamente un área, sino una forma intermedia. Muchos otros fenómenos poseen esta naturaleza fractal, como las ramas de los árboles, la estructura de los pulmones, la distribución de los lineamientos de fallas o de los clústers de galaxias (e.g. Mandelbrot (1982); Turcotte (1989)).

¿Qué es común a estas 3 relacionadas mencionadas? Todas son leyes de potencias, la cuenta del número de sismos es proporcional a la potencia de una cantidad dimensional. Todas dan cuenta de una similaridad de la cuenta del número de sismos con la escala, sin embargo, esta similaridad es *incompleta*. En el caso contrario, de poseer una similaridad *completa*, la escala no tendría influencia, este sería el caso, por ejemplo, en que los sismos se sucediesen entre sí de forma completamente periódica, con una sola magnitud y espaciados regularmente. La similaridad incompleta denota que el fenómeno de la sismicidad posee una regularidad en sus múltiples escalas dimensionales, el fenómeno posee *invarianza de escala*, no existe una sola escala dominante, sino que todas ellas se relacionan entre sí mediante una ley de potencia.

Más recientemente, hace 20 años atrás, Bak et al. (2002); Christensen et al. (2002) se preguntaron si es que había una manera de relacionar la distribución de los tiempos de espera con las leyes de escala de la sismicidad previamente expuestas en una relación única, es decir, si hay una relación entre las diferencias temporales  $\tau$  entre los tiempos de ocurrencia de sismos que tienen lugar en un área epicentral de dimensión lineal  $L$  y magnitud mayor a  $m$ . Inspeccionando la distribución de tiempos de espera de todos los eventos de un catálogo de California (sin descartar las réplicas) se dieron cuenta que estas distribuciones son similares entre sí, pero difieren en un factor de escala al cambiar de un rango a otro de magnitud  $m$  o de un área a otra con distinta dimensión lineal  $L$  de área epicentral. El factor de escala es proporcional a  $\lambda \propto 10^{-mb}L^{d_f}$ , es decir, el número promedio de eventos con magnitud mayor a  $m$  contenidos en un área de dimensión  $L$ . Debido a conjugar las leyes anteriormente evidenciadas, la relación fue denominada por sus autores “ley de escala unificada para los terremotos”.

El análisis de Bak et al. (2002); Christensen et al. (2002) muestra que la densidad de probabilidad empírica de los tiempos de espera  $\hat{D}(\tau)$  (con unidades de frecuencia), normalizada por el tiempo de espera, es decir  $D\tau$ , depende únicamente del tiempo de espera, renormalizado por el factor de escala:  $\tau 10^{-mb}L^{d_f}$ , con este escalamiento colapsar las distribuciones correspondientes a distintos rangos de  $m$  y de  $L$ , que antes se encontradas separadas por diferir en escala, en una única función que liga las escalas conjugadas. Esta función, en el caso del catálogo de California, fue descrita según un comportamiento dual: en la escala corta (sismos cercanos en el tiempo y/o espacio) presenta un segmento constante ( $\hat{D}\tau = cte$ ), lo que implica que la densidad empírica posee un decaimiento de ley de potencia con coeficiente  $-1$ , atribuido a la existencia de sismos correlacionados en el tiempo y/o réplicas (ley de Omori). Pasando el segmento constante existe un punto de inflexión que da comienzo a un decaimiento pronunciado de tipo exponencial, atribuido a la existencia de sismos no correlacionados entre sí (sismos alejados en el tiempo y/o espacio) que siguen un proceso de Poisson.

- Una secuencia de eventos que ocurren independientemente entre sí es descrito por un proceso estocástico de Poisson. En el caso más simple, un proceso de Poisson homogéneo, el número esperado de eventos por unidad de tiempo  $\lambda$  es constante <sup>1</sup>. La probabilidad  $P(n, \lambda, t)$  de observar  $n$  eventos en un intervalo de tiempo  $[0, t]$  es dada por:

$$P(n, \lambda, t) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} \exp(-\lambda t), \quad (1.1)$$

con correspondiente función de densidad de probabilidad (fdp) de los tiempos de espera (o tiempos inter-evento)  $\tau$  entre sismos consecutivos:

$$fdp(\tau) = \lambda \exp(-\lambda \tau). \quad (1.2)$$

Corral (2004) extendió el análisis a distintas zonas sismogénicas y al catálogo mundial completo. En lugar de describir la función de escala mediante una ley de potencia y un decaimiento exponencial, utilizó 2 o 3 leyes de potencia separadas por puntos de inflexión, dependiendo el número de leyes de potencia y los coeficientes de cada región sismogénica. De presentar la sismicidad en la escala larga un decaimiento “de cola pesada”, esto es, un decaimiento no limitado exponencialmente, se tendría un comportamiento que podría considerarse paradójico sobre el tiempo de espera al siguiente sismo.

- Paradoja del tiempo esperado hasta el próximo terremoto: “a mayor tiempo transcurrido desde el último evento, mayor es el tiempo previsto hasta el siguiente” (Sornette y Knopoff, 1997). Esto podría resultar contraintuitivo, ya que se esperaría que un terremoto tuviese mayor probabilidad de ocurrir con un incremento del tiempo de espera, debido a la existencia de una continua carga tectónica.

Bak et al. (2002) y Corral (2004) atribuyeron el escalamiento a la condición de auto-organización en la criticalidad de la litósfera. Bajo esta interpretación, la ley de escala unificada revelaría una compleja organización espacio-temporal de la sismicidad, que puede ser vista como un flujo intermitente de energía liberado dentro de un sistema auto-organizado en la criticalidad, al cual se le podrían aplicar las herramientas y conceptos de la teoría de fenómenos críticos. El escalamiento de la distribución de tiempos de recurrencia como una signatura de la criticalidad auto-organizada fue luego refutado por Saichev y Sornette (2006). Ellos plantearon una función de escala analítica usando un modelo que combina la ley de Omori, una ley de productividad (ley de potencia que relaciona el número de eventos gatillados según la magnitud del evento principal), la ley de Gutenberg-Richter y la distribución fractal de los epicentros.

Revele o no la naturaleza crítica de la sismicidad, todos los análisis en que se ha utilizado la ley de escala unificada mezclan eventos sin importar el ambiente tectónico o el tipo de sismicidad. Las diferencias en las funciones de escala encontradas por Corral (2004) han dejado abierta la interrogante sobre la dependencia del escalamiento de los tiempos de espera con el contexto tectónico. ¿Cómo es la forma de la función de escala para sismos en un contexto de subducción? ¿Qué diferencias existen para distintos clústers de sismos dentro de la taxonomía existente? ¿Qué consecuencias tiene para el entendimiento del peligro sísmico y para la respuesta a la pregunta sobre qué esperar luego de la ocurrencia de un terremoto?

---

<sup>1</sup>Nótese que aquí se utiliza la misma letra para el número promedio (estadístico) y el número esperado (parámetro de un proceso estocástico).

## 1.2. Hipótesis

La recurrencia sísmica es un fenómeno físico que gracias a la existencia de redes sismológicas, el desarrollo de la sismología moderna y la capacidad de análisis de centros sismológicos a nivel local y mundial ha empezado a ser cuantificado, mediante el análisis de la información contenida en catálogos sísmicos. Aunque los terremotos no son, en palabras de Cinna Lomnitz, predecibles en el sentido “calendárico”, el proceso de escalamiento permite rescatar regularidades de la sismicidad que pueden proveer un mejor entendimiento de la amenaza sísmica.

Para simplificar la aplicación del proceso de escalamiento se considerará la sismicidad como isotrópica y homogénea, es decir, que sus propiedades de similaridad no varían dentro de un mismo contexto tectónico, junto con la suposición de que las propiedades de similaridad no dependen del tiempo. Además, se considera que la sismicidad es producida a una tasa regional promedio que no depende del tiempo. Estas consideraciones serán igualmente puestas a pruebas y discutidas a partir de los resultados obtenidos.

Debido a la existencia de evidencias sobre diferencias entre la sismicidad asociada a la interfaz de subducción y la sismicidad de profundidad intermedia e intraplaca, se trabajará la hipótesis: existen diferentes firmas temporales y/o espaciales evidenciadas en las propiedades de similaridad, para distintos clústers o separaciones asociados a ambientes tectónicos distintos del contexto de subducción del Norte de Chile.

## 1.3. Objetivos

El objetivo general de esta tesis es caracterizar las propiedades de similaridad de la recurrencia sísmica.

Los objetivos particulares se enumeran a continuación:

1. Describir la zona de estudio.
2. Recopilar y seleccionar catálogos sísmicos disponibles de la zona de estudio.
3. Realizar un análisis exploratorio de las características de la distribución espacial y temporal de la sismicidad.
4. Obtener separaciones de grupos de sismicidad a estudiar.
5. Formular una relación de similaridad para la densidad de probabilidad de los tiempos de espera.
6. Implementar computacionalmente el análisis de similaridad previamente formulado.
7. Obtener las propiedades de similaridad de catálogos sísmicos de la zona de estudio.
8. Analizar las propiedades de similaridad obtenidas.

## 1.4. Metodología

1. Investigar principales características del contexto de subducción en el Norte de Chile, terremotos recientes, estructuras en que se organizan los hipocentros, red sismológica disponible. Esto se expone en el Capítulo 2, sección 2.1.
2. Investigar catálogos sísmicos disponibles, las características de estos, incluyendo magnitud de completitud, número de eventos, extensión temporal, errores de localización, descartando los eventos asociados a la placa continental y de tipo outer-rise. Esto se expone en el Capítulo 1, sección 2.2.
3. Elaborar visualizaciones de los epicentros en vista de planta, de los hipocentros en una sección vertical, de densidades empíricas de variable profundidad hipocentral y visualización de series de tiempo de las magnitudes en cada catálogo. Esto se expone en el Capítulo 2, sección 2.3 y 2.4.
4. Determinar criterio para separar los grupos de sismicidad en base a las características espaciales y/o temporales. Esto se expone en el Capítulo 2, sección 2.3.
5. Aplicar análisis dimensional sobre las variables disponibles en un catálogo sísmico y en su conteo espacial y temporal, y utilizar la hipótesis de similaridad incompleta, isotropía, homogeneidad y uniformidad temporal de los coeficientes de escala. Esto se expone en el Capítulo 3, sección 3.1
6. Desarrollar un programa computacional en python para obtener subcatálogos correspondientes a distintos rangos espaciales y de magnitud, densidades empíricas de los tiempos de espera, estimaciones de coeficientes de similaridad, escalamiento de la densidad de tiempos de espera. Esto se expone en el Capítulo 3, sección 3.2. y en Capítulo 4, sección 4.1.
7. Aplicar el programa computacional a los catálogos sísmicos recopilados. Esto se expone en el Capítulo 4, sección 4.2.
8. Graficar las distribuciones obtenidas, calcular estadísticas que las describan, ajustar coeficientes. Esto se expone en el Capítulo 4, sección 4.2. Luego, comparar las propiedades de similaridad y las descripciones estadísticas en los distintos grupos estudiados. Elaborar una gráfica que permita comparar la probabilidad empírica de recurrencia de sismos en una determinada escala para las distintas separaciones estudiadas. Esto se expone en el Capítulo 4, sección 4.2.

# Capítulo 2

## Zona de estudio y datos

El cinturón del fuego del pacífico es la zona donde ocurren alrededor del 81 % de los terremotos más energéticos. La geografía chilena se encuentra situada en el cinturón de fuego, lo cual produce terremotos de alta magnitud, tsunamis, erupciones volcánicas y otros desastres de origen geofísico. En particular, la zona norte de Chile posee una alta actividad sísmica. Las redes sismológicas allí situadas y los estudios geofísicos realizados han permitido caracterizar esta zona, además de proveer nuevos catálogos con los cuales hacer análisis.

### 2.1. Contexto tectónico

La zona de estudio, como se muestra en la Figura 2.1, se ubica en el margen de subducción del Norte de Chile, entre los  $19^\circ$  y  $24^\circ$ . En esta zona hay un contacto convergente, donde la placa de Nazca avanza a  $68 \text{ mm a}^{-1}$  (Norabuena et al., 1998) en dirección  $N76^\circ E$  (Angermann et al., 1999) con respecto al continente sudamericano. La traza de esta convergencia (fosa) se ubica en dirección aproximada Norte-Sur marcada por las mayores profundidades batimétricas. Bajo el continente se ubica la placa subductada, que muestra una morfología simple, pero abrupta y con un régimen clasificado como erosivo, con una fosa poco sedimentada (Contreras-Reyes et al., 2012).

Desde el 2001 en adelante se han registrado terremotos destructivos de todos los tipos posibles, a excepción de los outer-rise: en la interfaz de placas el terremoto  $M_w$  8,1 de Iquique de 2014 (Ruiz et al., 2014) y el terremoto  $M_w$  7,7 de Tocopilla de 2007 (Delouis et al., 2009), el terremoto de profundidad intermedia  $M_w$  7,8 de Tarapacá de 2005 (Peyrat et al., 2006) y el terremoto intraplaca cortical  $M_w$  6,3 de Aroma de 2001 (Legrand et al., 2007).

Una característica importante de esta zona es la existencia de una doble zona sísmica en la zona de Wadati-Benioff (Comte et al., 1999; Dorbath et al., 2008; Rietbrock y Waldhauser, 2004; Bloch et al., 2014; Brudzinski et al., 2007). En esta zona ocurrió el terremoto  $M_w$  6,7 de Michilla de 2007 (Ruiz y Madariaga, 2011). La ubicación hipocentral aproximada en una sección que muestra como los hipocentros delínean las zonas mencionadas se puede apreciar en la Figura 2.2.

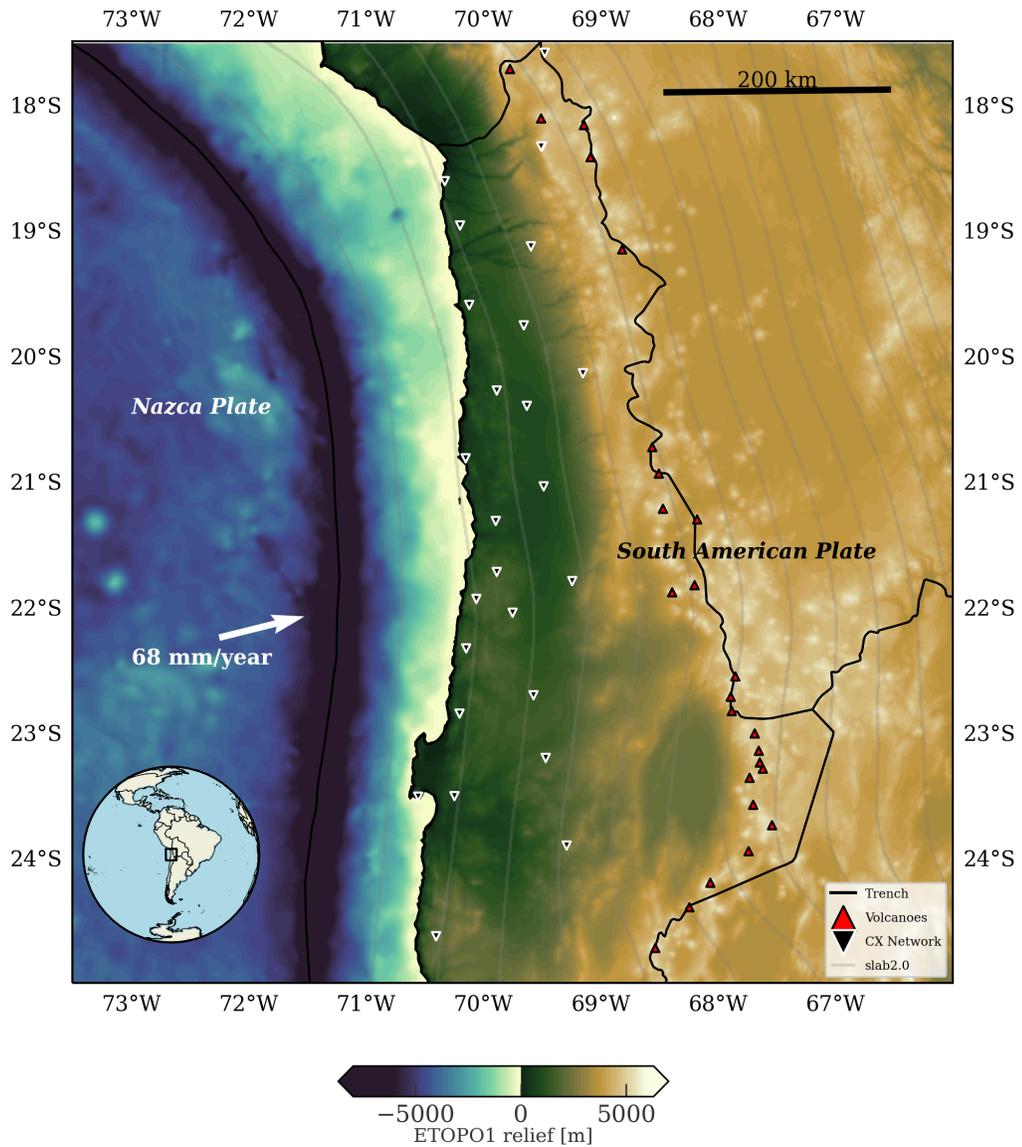


Figura 2.1: Zona de estudio en el norte de Chile comprendida entre los 67–73° W y los 18–24° S. Se señalan las estaciones permanentes de la red CX ([www.ipoc-network.org/observatory/overview/observatory](http://www.ipoc-network.org/observatory/overview/observatory)), la cadena de volcanes ([portalgeominbeta.sernageomin.cl/doc/Ranking\\_2019.pdf](http://portalgeominbeta.sernageomin.cl/doc/Ranking_2019.pdf)), la traza de la fosa, y se indica la dirección y magnitud de la convergencia de placas. Además, están graficados los contornos de isoprofundidad cada 20 km de la placa subductada, según Hayes et al. (2018). La topografía y batimetría se muestra según la escala de colores situada en la parte inferior y se obtuvo de ETOPO1 (National Geophysical Data Center, NESDIS, NOAA, U.S. Department of Commerce, 2011). Elaboración propia, con datos de referencias señaladas.

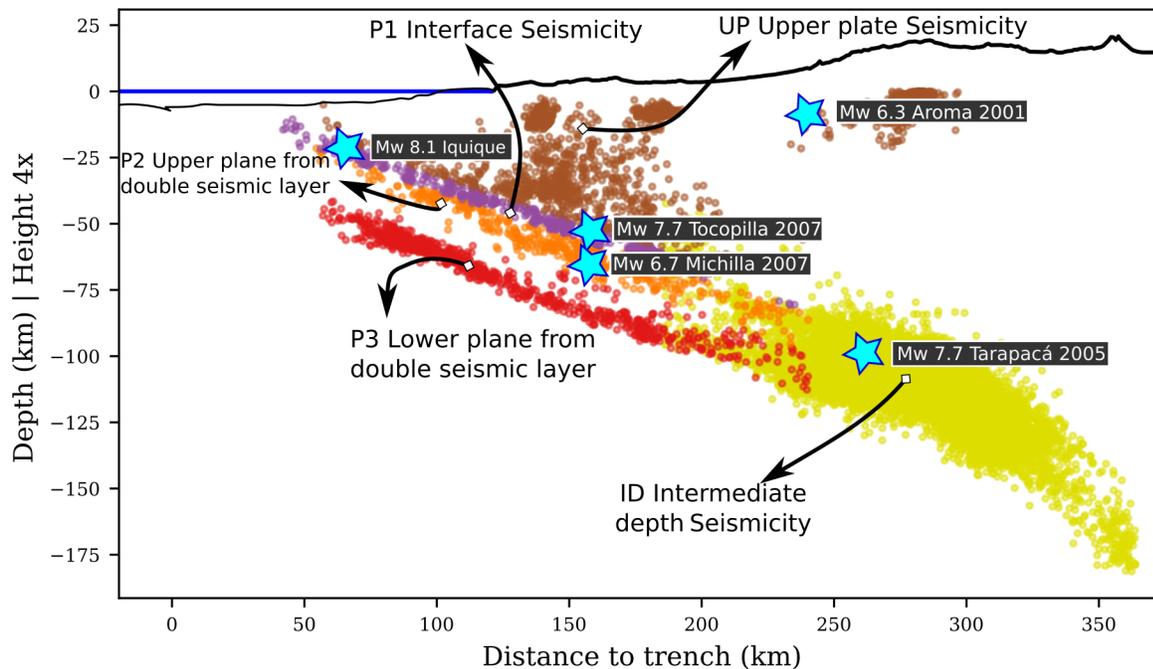


Figura 2.2: (Modificada de Sippl et al. (2018), reproducida con permiso) Diagrama simplificado de una sección de la subducción de la placa de Nazca bajo la placa Sudamericana, ambas bosquejadas y señalizadas, en el Norte de Chile en torno a la latitud  $21^\circ$  el agrupamiento (clusterización) de los eventos sísmicos. En la abscisa está la distancia a la fosa en km, en la ordenada la profundidad con respecto al nivel del mar en km. La topografía está exagerada 4 veces. En colores, se tienen los diferentes clústers de sismicidad del catálogo de IPOC que se utilizará en este trabajo Sippl et al. (2018), sus nombres según la nomenclatura propuesta por los autores del estudio se señalan en la imagen. Las estrellas celestes señalan los hipocentros aproximados de terremotos importantes ocurridos en la región de estudio, pertenecientes a la taxonomía ilustrada.

## 2.2. Datos

La alta sismicidad reciente producto de eventos de gran magnitud, y la existencia de una red sismológica que permite captar con precisión las ondas elásticas propagadas por tales eventos ha permitido compilar catálogos sísmicos con baja magnitud de completitud y buena precisión de localización. Algunos de ellos corresponden a catálogos elaborados para estudiar secuencias sísmicas asociadas a eventos específicos, como lo son los elaborados por Aden-Antóniow et al. (2020) o Soto et al. (2019) o para estudiar detalladamente los parámetros de la fuente en catálogos de corta extensión temporal, como por ejemplo Derode et al. (2019) o Folesky et al. (2021).

Para realizar el análisis de similaridad y verificar la hipótesis sobre catálogos en las dos distintas extensiones temporales disponibles se utilizarán dos catálogos sísmicos: uno de mediano plazo, que es denominado catálogo A (Poulos et al., 2018) y otro de corto plazo (Sippl et al., 2018), denominado catálogo B.

Se entrega información general en la Tabla 2.1 y se describen a continuación:

- Catálogo A: compilado y procesado por Poulos et al. (2018), corresponde a eventos obtenidos desde el International Seismological Centre (ISC) Bulletin y el U.S. Geological Survey (USGS) Comprehensive Catalog (ComCat), prefiriendo los eventos de este último en caso de que estén presentes en ambos catálogos. Las magnitudes disponibles fueron homogeneizadas a magnitud de momento ( $m_w$ ) mediante regresión ortogonal de mínimos cuadrados. La magnitud de completitud fue estimada en  $m_c = 5,0$  desde el año 1974 en adelante, utilizando el método de intervalos de Stepp (1972). Los errores en la localización tienen valores típicos entre 0 y 100 km. La sismicidad cortical fue aislada considerando como tal aquella que se sitúa por sobre la geometría de slab propuesta por Hayes et al. (2012) hasta 40 km de profundidad. La sismicidad tipo outer-rise, al oeste de la fosa, también fue descartada.
- Catálogo B: obtenido, compilado y procesado por Sippl et al. (2018), hace uso de registros adquiridos entre los años 2007-2014 por la red IPOC (International Plate Boundary Observatory Chile) GFZ German Research Centre For Geosciences y Institut Des Sciences De L'Univers-Centre National De La Recherche CNRS-INSU (2006), el Centro Sismológico Nacional (Barrientos y Team, 2018) y la red GEOFON (GFZ, 1993), además de otras estaciones temporales (WestFissureWigger et al. (2012), MINAS (Asch et al., 2011) y red IQ operada por GFZ). Los eventos fueron relocalizados con un método de doble diferencias, utilizando la cadena de procesamiento descrita en Sippl et al. (2013). Según Hainzl et al. (2019) y utilizando el modelo de Ogata y Katsura (1993) el catálogo es completo para magnitudes  $M_l \geq 2,69$ . Los errores de localización tienen valores típicos entre 1,5 y 15 km. La sismicidad cortical fue aislada filtrando eventos que se sitúan por encima de un modelo de límite superior del slab, obtenido mediante una interpolación de cuarto orden de puntos manualmente escogidos, localizados en el plano de interfaz de subducción y más abajo sobre el límite superior del clúster de sismicidad intermedia. El criterio utilizado se presenta en la Tabla 2.2.

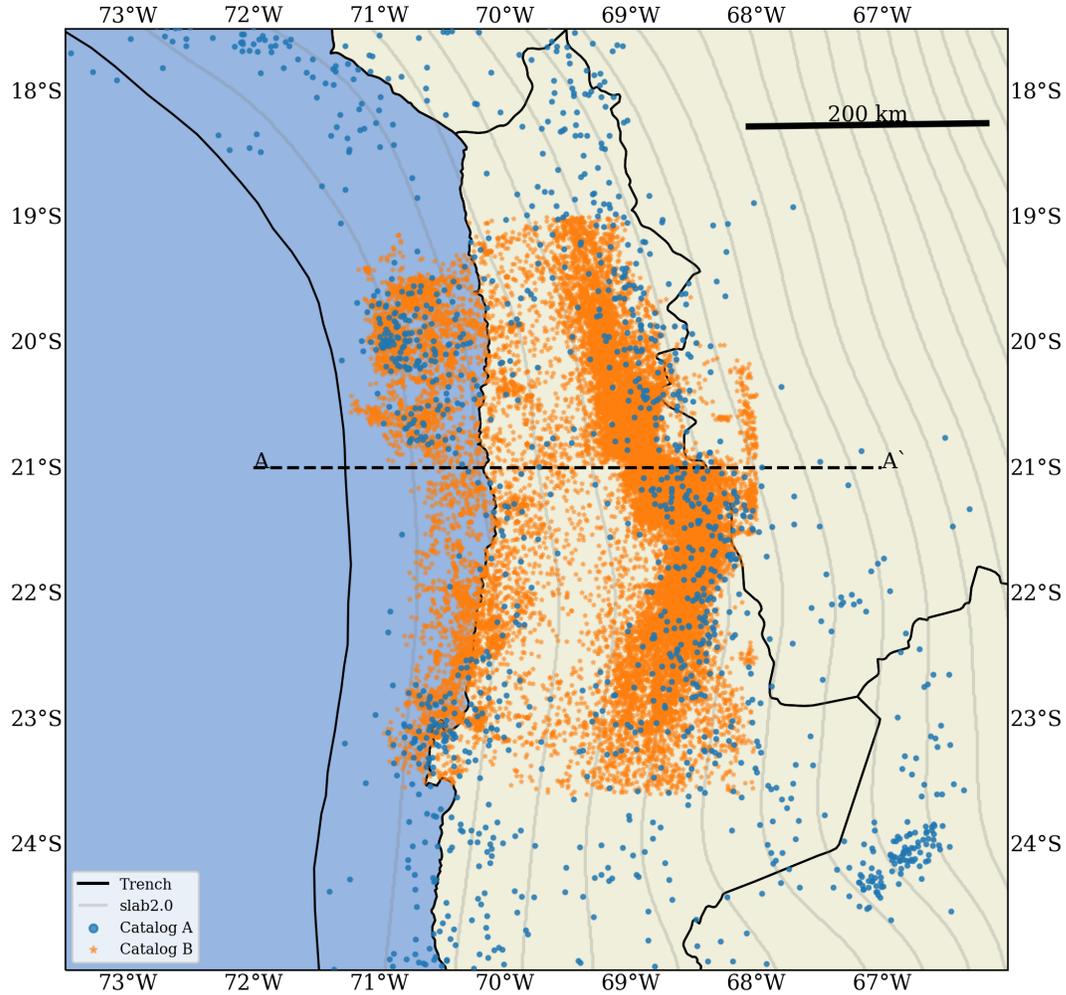


Figura 2.3: Epicentros de los catálogos A ( $5,0 \leq m_w$ ) y B ( $2,69 \leq m_l$ ) plotados sobre un mapa de la zona en estudio. Se muestran también las isolíneas de profundidad cada 20 km del modelo slab2 de Hayes et al. (2018) y la fosa tectónica. Elaboración propia, con datos señalados. Los sismos excluidos pueden ser observados en Anexo A.

Tabla 2.1: Información general de catálogos A y B.

	Catálogo A	Catálogo B
Años	1974-2017	2007-2014
Número de eventos	863	34125
Magnitud de completitud	5,0	2,69
Magnitud máxima	8,2	8,1
Errores de localización (km)	1-15	10-100

Tabla 2.2: Criterio de selección de clústers propuesto por Sippl et al. (2018).

Nombre	Áreas S de 21°S	Áreas N de 21°S	
NN	Eventos excluidos	Eventos S de 23,6°S eventos E de 68°O O de 70,8° O y < 10 km abajo de slab top (ST)	Eventos N de 19°S eventos E de 68° O O de 70,8° O y < 10 km abajo de ST
ID	Clúster de profundi- dad intermedia	69,1° O–68° O y ±30 km desde ST	69,6° O–68° O y ±30 km desde ST
UP	Sismicidad conti- nental	70,8° O–69,1° O y < 3 km sobre ST 69,1° O–68° O y < 30 km sobre ST	70,8° O–69,6° O y < 3 km sobre ST 69,6° O–68° O y <30 km sobre ST
P1	Interfaz	70,8° O–69,1° O y ±3 km alrededor de ST O de 70,8° O y ±10 km alrededor de ST	70,8° O–69,6° O y ±3 km alrededor de ST O de 70,8° O y ±10 km alrededor de ST
P2	Plano superior	70,8° O–69,1° O y 3– 16 km abajo de ST	70,8° O–69,6° O y 3– 16 km abajo de ST
P3	Plano inferior	70,8° O–69,1° O y < 16 km abajo de ST	70,8° O–69,6° O y < 16 km abajo de ST

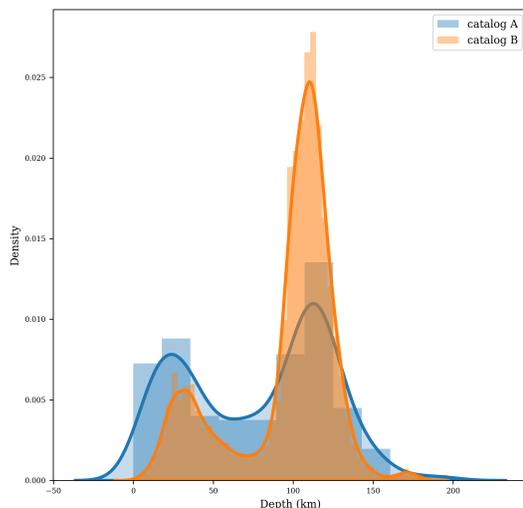


Figura 2.4: Histogramas de densidad, en gráfico de barras, y curva de densidad, con línea continua, de las distribuciones de profundidad de eventos sísmicos de los catálogos A y B, como se señala en la leyenda.

## 2.3. Distribución espacial de la sismicidad

La Figura 2.3 muestra los epicentros de los catálogos utilizados. Acá se muestran solo los eventos que serán utilizados, sin considerar sismos de la corteza continental, outer-rise o de clústers aislados en profundidad. Como característica general, resalta la presencia de dos grupos de acuerdo a la longitud: sismicidad distribuida en torno a la costa y sismicidad al interior del continente en torno al arco volcánico y los Andes. Estos dos grupos están separados por una franja de menor densidad de eventos en torno a las isolíneas de profundidad del slab de 60 y 80 km. El primer grupo corresponde a la sismicidad asociada a la interfaz de subducción entre las placas, notoriamente más densa alrededor de los 20 y 23°S debido a las réplicas de los terremotos de 2014 y 2007, respectivamente, además de sismos intraplaca de la doble zona sísmica. El segundo grupo corresponde a sismos pertenecientes a clústers de sismicidad de profundidad intermedia. Esta distribución bimodal de los sismos asociados a la subducción, según su profundidad puede ser confirmada a través de la observación de la Figura 2.4. Allí se muestra el histograma y curva de densidad de la distribución de las profundidades de los eventos para los catálogos utilizados. En ambos se observa un máximo en torno a los 25–30 km y otro máximo en torno a los 110 km, siendo ligeramente más pronunciado éste en el catálogo A y mucho más pronunciado, con una densidad más de 4 veces mayor, para el catálogo B. Por último, la Figura 2.5 muestra una sección de la sismicidad en profundidad según su distancia a la fosa. Las localizaciones hipocentrales del catálogo B delinean claramente la zona de Wadati-Benioff, con un doble plano sísmico bien definido. Este doble plano se termina como tal alrededor de 230 km de la fosa, donde los eventos forman una nube de sismicidad de profundidad intermedia. Los hipocentros del catálogo A, en tanto, no poseen la precisión y número de eventos para permitir una visualización adecuada de la doble zona sísmica, sin embargo, los dos grupos correspondientes a la distribución bimodal

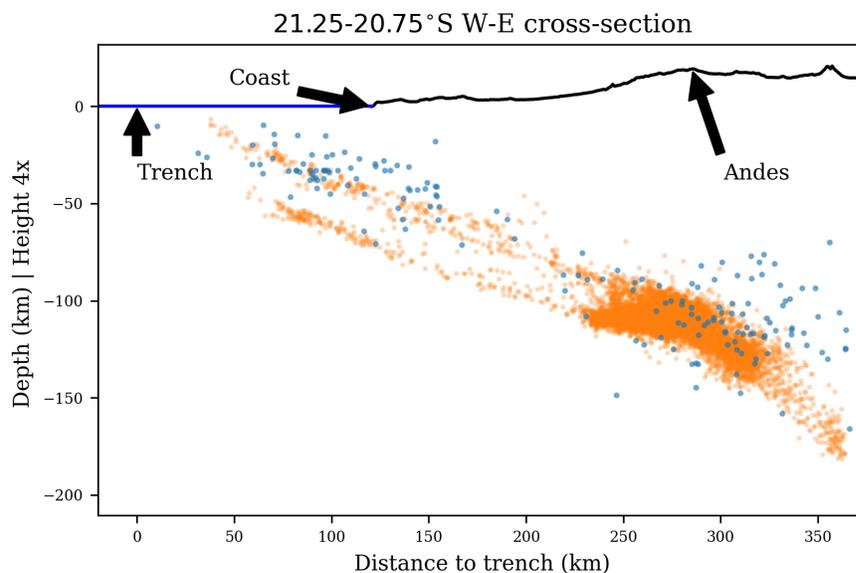


Figura 2.5: Sección a los 21° S entre los 72 y 67° W, señalado como A–A’ en la Figura 2.3. En la abscisa está la distancia a la fosa en km, en la ordenada la profundidad con respecto al nivel del mar en km. La topografía está exagerada 4 veces. Los rasgos topográficos son la línea de costa y los Andes. Se muestra la sismicidad entre 21,25 y 21,75° S para los catálogos A ( $5,0 \leq m_w$ ) y B ( $2,69 \leq m_l$ ), según la leyenda.

del profundidad sí puede ser apreciada.

## 2.4. Distribución temporal de la sismicidad

La Figura 2.6 muestra el número acumulativo de eventos para los catálogos utilizados, según el tiempo y el momento sísmico acumulativo según el tiempo. Los gráficos de peine de la Figura 2.7 muestran la ocurrencia temporal de los eventos en la abscisa y su magnitud en la ordenada.

Para el catálogo A los sismos a profundidades menores que 75 km presentan una tendencia de aumento lineal interrumpida por la ocurrencia de eventos de alta magnitud, consistente con saltos en el nivel de momento sísmico acumulado, los cuales vienen acompañados de una concentración de eventos, como se puede apreciar en 2.7, incluyendo el terremoto  $M_w$  8,1 de Antofagasta de 1995 (Ruegg et al., 1996; Delouis et al., 1997) y los ya mencionados terremotos de 2007 y 2014. Esta concentración temporal de eventos produce saltos en la distribución acumulada del número de eventos, que luego retorna a una pendiente relativamente constante referente a la tasa regional de producción de eventos sísmicos. El mismo comportamiento se observa para el catálogo B.

Por otro lado, los sismos a profundidades mayores que 75 km poseen también una tendencia, sin embargo no es notoria la presencia de saltos en la distribución como la observada para los sismos más superficiales, ni tampoco se nota una concentración temporal de eventos en los gráficos de peine 2.7. En particular, se observa el caso del mencionado terremoto de Tarapacá

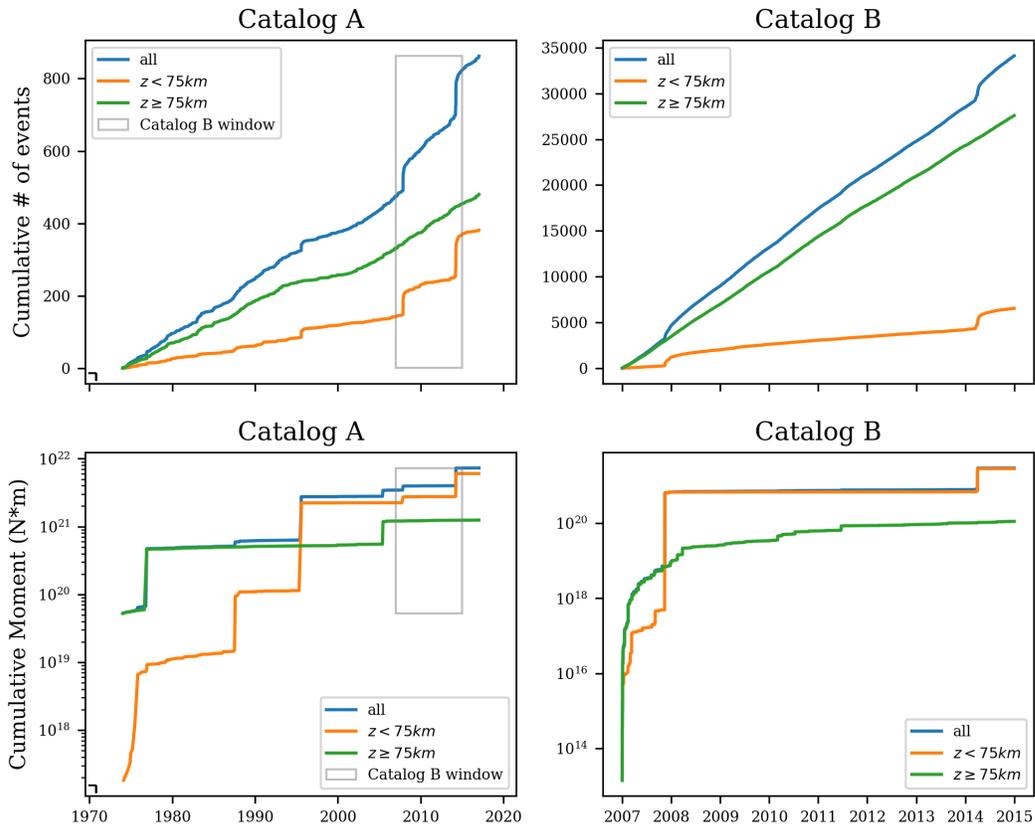


Figura 2.6: Número cumulativo de eventos sísmicos (arriba) y nivel cumulativo de momento sísmico, según el tiempo, para la duración total de los catálogos A ( $5,0 \leq m_w$ ) y B ( $2,69 \leq m_l$ ), según se indica. Se muestran curvas para la totalidad de eventos y para los grupos de sismos a profundidades  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km, según se indica en la leyenda. Para los eventos del catálogo B se utilizó el factor de conversión de magnitud a momento sísmico  $d = 1$ .

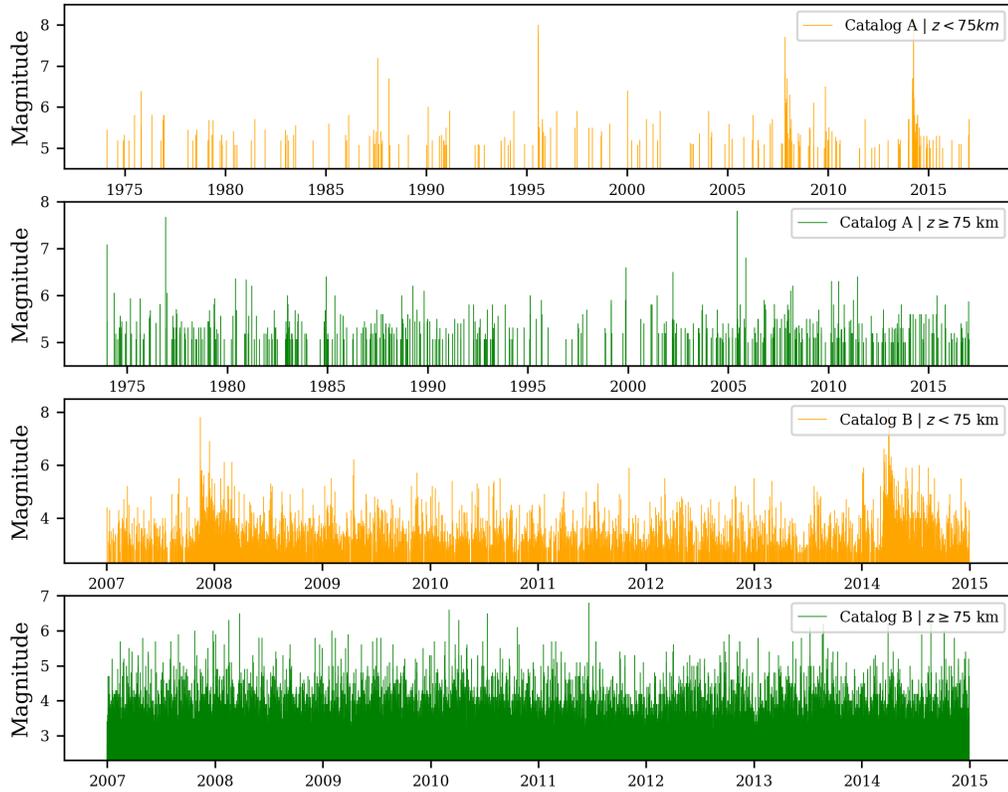


Figura 2.7: Gráfico de peine de la distribución temporal de las magnitudes de los eventos sísmicos de los catálogos A ( $5,0 \leq m_w$ ) y B ( $2,69 \leq m_l$ ), según se indica en la leyenda.

de 2005, de magnitud similar al de Tocopilla 2007, pero que en comparación no produjo una concentración notable de eventos al menos para las magnitudes de este catálogo. También se observa que la tendencia se interrumpe entre 1995 y 2001 aproximadamente, con una desaceleración que da lugar a una tasa menor de producción sísmica (menor pendiente). Para los sismos más superficiales, en tanto, se aprecia una recuperación de la tendencia inicial pero con un notorio cambio de pendiente, referente a descenso en la tasa de productividad. Estas interacciones entre la sismicidad profunda y superficial asociada a perturbaciones provocadas por eventos de gran magnitud fueron evidenciadas y discutidas por Jara et al. (2017).

Finalmente, las curvas para la totalidad de eventos presenta un comportamiento que corresponde a la superposición de los dos grupos ya analizados.

## 2.5. Separación de la sismicidad

Para poner a prueba la hipótesis de trabajo de la existencia de distintas propiedades de similitud entre sismos asociados a la interfaz de subducción y sismos intraplaca o de profundidad intermedia cada catálogo se separará en grupos. Dadas las diferencias encontradas en el análisis exploratorio de las distribuciones espaciales y temporales de la sismicidad se utilizará la división en sismos con profundidades  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km. que fue primero

notada en la bimodalidad de la distribución de la profundidad hipocentral. Esta profundidad coincide aproximadamente con la profundidad a la cual deja de observarse el reflector asociado a la placa de Nazca subductada (80–90 km), producto de que la isoterma presente (650–700°C) es muy alta para la estabilidad de la corteza oceánica serpentinizada (Oncken et al., 2003). Coincide aproximadamente con la profundidad a la cual la doble zona sísmica termina abruptamente dando lugar a un clúster de hipocentros de sismos de profundidad intermedia (Sippl et al., 2019).

Para complementar esta separación binaria, se utilizará la separación de clústers propuesta por Sippl et al. (2018), la cual contiene el plano de sismos asociados a la interfaz (P1), los planos superior (P2) e inferior (P3) asociados a la doble zona sísmica sismos de subducción (P2) y el clúster de sismicidad de profundidad intermedia (ID). Estos pueden ser visualizados en la Figura 2.2. Para separar la sismicidad utilizaron una identificación por inspección visual de los clústers, según el criterio expuesto en la Tabla 2.2.

## 2.6. Síntesis

Se ha descrito en este capítulo la zona de estudio, incluyendo el contexto tectónico, los datos utilizados y las características de la distribución de los eventos en el espacio, tiempo y en la magnitud, características que serán tomadas en cuenta al realizar el análisis de similaridad. Con esto, se ha cumplido el objetivo primero, segundo y tercero de esta tesis. Se remarcan dos características que han sido descritas y que serán tomadas en cuenta en el análisis del capítulo siguiente: en primer lugar, la existencia de dos grupos de sismicidad, uno de profundidades menores a 75 km y el otro con profundidades mayores a 75 km. En segundo lugar, las diferencias encontradas en la distribución temporal de la sismicidad, con sismos superficiales que se agrupan en periodos posteriores a la ocurrencia de sismos de alta magnitud, comportamiento no observado para los sismos profundos. Estas características serán tomadas en cuenta en el capítulo siguiente, en el cual se realizará el análisis por separado a estos dos grupos descritos con tal de explorar en más detalle estas diferencias. Además, se utilizará la separación de clústers propuesta por Sippl et al. (2018). Con esto se ha cumplido el objetivo cuarto de esta tesis.

# Capítulo 3

## Formulación del análisis de escala

### 3.1. Análisis dimensional e hipótesis de similaridad incompleta

Se tiene un catálogo de registros sísmicos obtenidos en un tiempo de observación  $\tau_0$ , consistiendo en  $N_0$  eventos con momento mínimo  $M_c$ , localizados en un volumen sismogénico de tamaño lineal característico  $L_0$  y producidos a una tasa (número de sismos por unidad de tiempo)  $\lambda_0$ , que es igual al número  $N_0$  de eventos del catálogo dividido por el tiempo total del catálogo  $\tau_0$ ,  $\lambda_0 = N_0/\tau_0$ .

Se está interesado en caracterizar la densidad de probabilidad  $D$  de la variable aleatoria  $T$ , la cual describe el tiempo de espera  $\tau$  transcurrido desde la ocurrencia de un evento con momento mayor o igual a  $M$  y el siguiente que ocurre en un área epicentral de tamaño lineal característico  $L$ , también con momento mayor o igual a  $M$ . Dadas estas condiciones, para un tiempo pequeño  $\delta\tau$  la densidad de probabilidad  $D$  corresponde a:

$$D\delta\tau = P(\tau < \text{tiempo de espera} \leq \tau + \delta\tau), \quad (3.1)$$

luego  $D$  tiene unidades de inverso de tiempo. Se puede escribir la siguiente relación entre los parámetros de gobierno y  $D$ :

$$D = f(\tau, M, L, \lambda_0, M_c, L_0), \quad (3.2)$$

donde  $f$  es una relación que se determina a partir de las observaciones.

Siguiendo a Barenblatt (2003) procedemos con el análisis dimensional. Si se usa la clase de sistemas de unidades TML, donde T representa las dimensiones de tiempo, M representa las dimensiones de momento y L representa la dimensión espacial, se pueden seleccionar los parámetros de gobierno con dimensiones independientes  $M_c$ ,  $L_0$  y  $\lambda_0$ . De acuerdo al teorema Pi cualquier relación físicamente significativa (esto es, aquella que expresa una ley válida para distintos observadores, en particular para observadores cuyas unidades de medida son de diferente magnitud) entre parámetros dimensionales, como la relación 3.2, puede ser reformulada en base a  $m = n - k$  parámetros adimensionales, donde  $n$  es el número de

parámetros de gobierno, en este caso  $n = 6$ , y  $k$  es el número de parámetros de gobierno con dimensiones independientes, en este caso  $k = 3$ . Luego  $m = 3$  (i.e. el número de parámetros con dimensiones dependientes). Para realizar la reformulación se procede introduciendo los siguientes parámetros:

$$\begin{aligned}
\Pi &= \frac{D}{M_c^q L_0^r \lambda_0^s} \\
\Pi_\tau &= \frac{\tau}{M_c^{q_\tau} L_0^{r_\tau} \lambda_0^{s_\tau}} \\
\Pi_M &= \frac{M}{M_c^{q_M} L_0^{r_M} \lambda_0^{s_M}} \\
\Pi_L &= \frac{L}{M_c^{q_L} L_0^{r_L} \lambda_0^{s_L}},
\end{aligned} \tag{3.3}$$

donde los exponentes de los parámetros de gobierno con dimensiones independientes son escogidos de manera tal que todos los  $\Pi, \Pi_\tau, \Pi_M, \Pi_L$  queden adimensionales. En este caso es trivial verificar que  $s = 1, s_\tau = -1, q_M = 1, r_L = 1$  y los demás exponentes iguales a cero. Así, quedan los siguientes parámetros adimensionales:

$$\begin{aligned}
\Pi &= \frac{D}{\lambda_0} \\
\Pi_\tau &= \frac{\tau}{\lambda_0^{-1}} \\
\Pi_M &= \frac{M}{M_c} \\
\Pi_L &= \frac{L}{L_0}.
\end{aligned} \tag{3.4}$$

Luego, la relación 3.2 puede ser reescrita, reemplazando  $D, \tau, M$  y  $L$  por las cantidades adimensionales  $\Pi, \Pi_\tau, \Pi_M$  y  $\Pi_L$  y manteniendo los parámetros  $\lambda_0, M_c$  y  $L_0$ . Se encuentra entonces

$$\begin{aligned}
\Pi &= \frac{f(\tau, M, L, \lambda_0, M_c, L_0)}{\lambda_0} \\
&= \frac{1}{\lambda_0} f(\Pi_\tau \lambda_0, \Pi_M M_c, \Pi_L L_0, \lambda_0, M_c, L_0).
\end{aligned} \tag{3.5}$$

Luego, se encuentra que

$$\Pi = \mathcal{F}(\Pi_\tau, \Pi_M, \Pi_L, \lambda_0, M_c, L_0), \tag{3.6}$$

donde  $\mathcal{F}$  es una determinada función. Ahora, tomando en cuenta que siempre es posible pasar de un sistema de unidades a otro dentro de una determinada clase, de manera de que si cualquiera de los parámetros con dimensiones independientes, en nuestro caso  $\lambda_0, M_c$  y  $L_0$ , (digamos  $L_0$  sin pérdida de generalidad), es cambiado en un factor arbitrario (por ejemplo, para  $L_0$  pasar de un número de metros a un número de kilómetros), los parámetros restantes  $M_c$  y  $\lambda_0$  permanecen sin cambiar. De la misma manera, los argumentos adimensionales  $\Pi_\tau, \Pi_M$  y  $\Pi_L$  de la función  $\mathcal{F}$  y los valores de la cantidad adimensional  $\Pi$  también permanecen iguales bajo el efecto de tal transformación. Por esto, la función  $\mathcal{F}$  es independiente de los argumentos  $\lambda_0, M_c$  y  $L_0$ , entonces  $\mathcal{F} = \Phi(\Pi_\tau, \Pi_M, \Pi_L)$ . Luego, la relación  $f$  posee la

propiedad de homogeneidad generalizada y la ecuación 3.6 puede ser escrita en términos de una función  $\Phi$  que depende de  $m = 3$  en lugar de  $n = k + m = 6$  argumentos:

$$\Pi = \Phi (\Pi_\tau, \Pi_M, \Pi_L), \quad (3.7)$$

ó en términos de las variables originales

$$D/\lambda_0 = \Phi \left( M/M_c, L/L_0, \tau/\lambda_0^{-1} \right). \quad (3.8)$$

Ahora que se tiene el problema expresado en términos de cantidades adimensionales, sigue explorar la similaridad de la función buscada en cada uno de los parámetros  $\Pi_\tau$ ,  $\Pi_M$  y  $\Pi_L$ . Desde las observaciones empíricas de Gutenberg y Richter (1965) y Hanks y Kanamori (1979), se sabe que el número de eventos, para una zona y tiempos de observación fija, escala como una ley de potencia con el momento sísmico. Por esto se hipotetiza que  $D/\lambda_0$  también escala como ley de potencia con  $M/M_c$ . De la misma forma, para un determinado rango de momento y tiempo de registro fijos, el número de eventos escala como ley de potencia con  $L$ , hecho descrito por Kagan y Knopoff (1980), Okubo y Aki (1987), Aviles et al. (1987) y Kossobokov y Mazhkenov (1992), entre otros. Por esto se hipotetiza que  $D/\lambda_0$  también escala como ley de potencia con  $L/L_0$ . Esta hipótesis quiere decir que los parámetros del problema  $\Pi_M$  y  $\Pi_L$  siguen siendo influyentes en la función  $\Phi$ , al cambiar ellos en la escala. De no ser influyentes se descartarían como variables de  $\Phi$ , teniendo un caso de similaridad completa. Según Barenblatt (2003), este tipo de comportamiento recién asumido corresponde entonces a *similaridad de segundo tipo o incompleta*, se hipotetiza la influencia de los parámetros adimensionales a través de un escalamiento de ley de potencia. Entonces, se puede escribir:

$$\Phi = \Pi_M^\beta \Pi_L^\gamma \Psi \left( \frac{\Pi_\tau}{\Pi_M^{\beta_\tau} \Pi_L^{\gamma_\tau}} \right), \quad (3.9)$$

donde  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\alpha_\tau$  y  $\beta_\tau$  son exponentes. Así, la relación 3.2 puede expresarse como:

$$\Pi^* = \Psi (\Pi_\tau^*), \quad (3.10)$$

donde

$$\begin{aligned} \Pi^* &= \frac{\Pi}{\Pi_M^\beta \Pi_L^\gamma} \\ &= \frac{D}{\lambda_0 M^\beta L^\gamma M_c^{-\beta} L_0^{-\gamma}} \end{aligned} \quad (3.11)$$

y

$$\begin{aligned} \Pi_\tau^* &= \frac{\Pi_\tau}{\Pi_M^{\beta_\tau} \Pi_L^{\gamma_\tau}} \\ &= \frac{\tau}{\lambda_0^{-1} M^{\beta_\tau} L^{\gamma_\tau} M_c^{-\beta_\tau} L_0^{-\gamma_\tau}} \end{aligned} \quad (3.12)$$

Es posible notar que el procedimiento para llegar a esta ecuación es parecido al procedimiento con el cual se derivó la ecuación 3.6, sin embargo, en tal caso la homogeneidad

generalizada de  $f$  que nos permitió la reformulación proviene del principio general de covarianza (invarianza de la *forma* de las leyes físicas ante transformaciones diferenciables arbitrarias de coordenadas), y las constantes  $q \dots, r \dots, s \dots$  fueron obtenidos por reglas simples de análisis dimensional. Para  $\Phi$ , en cambio, su homogeneidad es una propiedad especial del problema en consideración.<sup>1</sup> Por lo tanto, las constantes  $\alpha, \beta, \alpha_\tau$  y  $\beta_\tau$  no pueden a priori ser obtenidas mediante análisis dimensional, sino que deben ser obtenidas mediante el análisis experimental.

Ahora, despejando  $D$  la relación 3.2 queda como sigue:

$$D = \lambda_0 \left( \frac{M}{M_c} \right)^\beta \left( \frac{L}{L_0} \right)^\gamma \Psi \left( \lambda_0 \left( \frac{M}{M_c} \right)^{-\beta_\tau} \left( \frac{L}{L_0} \right)^{-\gamma_\tau} \tau \right), \quad (3.13)$$

sin embargo, se puede observar en la ecuación interior que imponiendo la condición  $\beta_\tau = -\beta; \gamma_\tau = -\gamma$ <sup>2</sup> se tiene la siguiente simetría:

$$D = \lambda_0 \left( \frac{M}{M_c} \right)^\beta \left( \frac{L}{L_0} \right)^\gamma \Psi \left( \lambda_0 \left( \frac{M}{M_c} \right)^\beta \left( \frac{L}{L_0} \right)^\gamma \tau \right). \quad (3.14)$$

Por último, llamando  $\lambda = \lambda_0 \left( \frac{M}{M_c} \right)^\beta \left( \frac{L}{L_0} \right)^\gamma$  queda:

$$D = \lambda \Psi(\lambda \tau), \quad (3.15)$$

relación en la cual se hace aparente la dependencia de la densidad de probabilidad  $D$  con una sola variable:  $\lambda \tau$ . Dado que  $\tau$  fue normalizado una vez (3.4) por la tasa media  $\lambda_0$  y luego una segunda vez con los parámetros adimensionales elevados a sus respectivos exponentes  $\left( \frac{M}{M_c} \right)^\beta \left( \frac{L}{L_0} \right)^\gamma$ ,  $\lambda \tau$  es denominado en adelante *tiempo de espera renormalizado*, y por el mismo motivo a  $D/\lambda$  se le denomina densidad de tiempos de espera renormalizada.

## 3.2. Implementación

Evaluar empíricamente la relación 3.14 requiere analizar la distribución temporal de la sismicidad en la región de estudio para distintos rangos de momento sísmico, o en caso de no tener disponible el momento sísmico para distintos rangos de magnitud, siendo este el caso más general que será descrito, y para distintas longitudes de observación. Este proceso es llamado generación de subcatálogos, y se procede a describir la obtención de subcatálogos para subdivisiones espaciales de la región sísmogénica.

---

<sup>1</sup>En nuestro caso, podemos afirmar con seguridad que esta propiedad especial es la invarianza de escala de los fenómenos geológicos y en particular de la distribución de los segmentos en los sistemas de fallas, ver por ejemplo Lomnitz (1974) para una derivación de esta propiedad desde principios topológicos. El patrón tectónico en cualquier sector es idéntico (excepto por un factor de escala) al patrón tectónico de la región completa.

<sup>2</sup>Esto corresponde a la hipótesis de que los coeficientes en la función de escala no dependen del tiempo de espera.

### 3.2.1. Rangos espaciales

Para investigar la similaridad de las distribuciones temporales de distintas áreas epicentrales de tamaño lineal característico  $L$ , situadas en la región  $R$  de volumen sismogénico de tamaño lineal  $L_0$ , resulta adecuado utilizar subdivisiones jerárquicas de esta, debido a que se ha asumido que estas distribuciones escalan como potencia de las razones entre estos tamaños. Luego, estas razones son directamente construidas a través de sucesivas divisiones de la región  $R$  en subregiones  $r$  con tamaños que corresponden a una fracción de  $L_0$ . Una manera de hacer esto es mediante el uso de grillas cuadradas, dada la facilidad con la cual se puede dividir una celda base en 4 subregiones correspondientes a 4 celdas cuadradas, y los niveles jerárquicos siguientes se consiguen mediante la operación de dividir cada celda del nivel anterior en 4 nuevas celdas. Otros tipos de grillas como las grillas triangulares, hexagonales o circulares no poseen esta facilidad de operación.

Consideremos un cierto catálogo  $C$  con elementos  $c_k$  indexados en el conjunto  $1, 2, \dots, K$  que representan eventos puntuales. Estos se hayan en una región del espacio  $R$ , en un intervalo de tiempo  $\tau_0$ , cada uno con magnitudes en el rango  $m_c \leq m$ . Si denotamos la posición de cada evento como  $x_k$ , su tiempo de ocurrencia  $t_k$  y su magnitud  $m_k$  entonces el evento queda descrito en el catálogo por la tupla  $c_k = (x_k, t_k, m_k)$ .

Se denota  $G_{x_0, y_0, L_0, \theta}^i$  a la grilla cuadrada de tamaño base  $L_0$  posicionada sobre la región  $R$ , centrada en  $x_0, y_0$  con un ángulo  $\theta$  respecto a la horizontal, donde  $i = 0, \dots, h-1$  denota el nivel jerárquico y  $h$  al número de niveles jerárquicos. Este número se escoge de manera de tener una representación estadística adecuada en todos los niveles. Luego, en el nivel jerárquico  $i = 0, 1, \dots, h-1$  se tendrán  $4^i$  celdas, cada una de lado  $L_0/2^i$ . Se denota cada celda  $Q_r^i$ , donde  $r = 0, 1, \dots, 4^i - 1$  es el índice de la celda en el nivel  $i$ . Por cada celda se obtiene la cantidad adimensional  $\Pi_{L_i} = (L_0/2^i)/L_0 = 2^{-i}$ , además de un subcatálogo correspondientes a los eventos que están dentro de la celda. La característica más importante de este subcatálogo es que todos los eventos están separados a una distancia menor o igual que la distancia propia que caracteriza a las celdas, que en caso de ser cuadradas corresponde a  $\sqrt{2}L$ .

La operación  $C \times G$  denota la intersección de las posiciones  $x_k$  de cada evento de  $C$  con las celdas  $Q_r^i$  de  $G$  en cada nivel jerárquico  $i$ . El resultado es asignar a cada elemento  $c_k$   $h$  nuevas variables  $\chi_k^i$ , indicando el número de celda  $r$  a la cual pertenece en cada nivel  $i$ , ó un valor nulo en caso de no pertenecer a ninguna celda (es decir, no queda contenido en la celda base), luego  $c_k = (x_k, t_k, m_k, \chi_k^0, \chi_k^1, \dots, \chi_k^{h-1})$ . De esta manera, para cada celda  $r$  de cada grilla en el nivel  $i$  se tiene un subcatálogo  $C|_{G_{x_0, y_0, L_0, \theta}^i}^r$ .

### 3.2.2. Rangos de magnitud

Es necesario notar que los catálogos sísmicos usualmente no contienen el valor del momento sísmico de cada evento, sino que algún tipo de magnitud, sea esta de momento, local, de ondas de superficie u otra. Para convertir de cualquier tipo de magnitud a magnitud de momento usualmente se utiliza una regresión lineal del tipo  $m_w = c + dm$ , donde  $c$  y  $d$  son constantes a determinar y  $m$  es la magnitud que se posee. Luego, considerando que la fórmula para la magnitud de momento es  $m_w = (\log M - 9,1)/1,5$  la razón entre dos momentos

sísmicos  $M^1$  y  $M^2$  que se puede obtener es:

$$\frac{M^1}{M^2} = 10^{1,5d(m^1-m^2)}, \quad (3.16)$$

donde  $m^1$  y  $m^2$  son las magnitudes correspondientes. Al utilizar catálogos que no posean magnitud de momento se asume  $d = 1$ , lo que no afecta la consistencia del resultado para el mismo catálogo, pero lo que si podría afectar la comparación del exponente  $\beta$ .

Para investigar la similaridad de las distribuciones temporales de eventos que exceden distintos límites de inferiores de momento sísmico  $M$  resulta conveniente utilizar rangos adjuntos de magnitud, debido a que se ha asumido que estas distribuciones escalan como potencia de las razones entre los momentos de excedencia y de completitud, lo cual se ha mostrado que equivale a razones entre exponenciales de sus magnitudes respectivas. Por esto, se utilizan  $q$  magnitudes de excedencia  $m_j = m_c + j\Delta m$ , con  $j = 0, \dots, q-1$  donde  $\Delta m = 0,5$  corresponde a un ancho de clase conservador dada la precisión de un decimal usual de los catálogos. El número  $q$  se escoge tal de que los rangos tengan una adecuada representación estadística.

La intersección de un subcatálogo  $C|_{G_{x_0, y_0, L_0, \theta}^i}^{r,i}$  con un rango de magnitud de excedencia  $m_j$  filtra los elementos de este, dejando como resultado el conjunto  $C|_{G_{x_0, y_0, L_0, \theta}^i}^{r,j}$ , que es otro subcatálogo con los eventos  $c_\kappa$  cuya magnitud  $m_\kappa$  es mayor o igual a  $m_j$ . Desde estos subcatálogos se obtienen las estadísticas que permiten construir las densidades de probabilidad empíricas.

### 3.2.3. Obtención de densidades empíricas

Para todos los pares de eventos sucesivos de un mismo subcatálogo  $C|_{G_{x_0, y_0, L_0, \theta}^i}^{r,j}$ , se obtienen realizaciones de la variable aleatoria  $T_r^{i,j}$  consistentes en la diferencia entre sus tiempos de ocurrencia:  $\tau = t_\kappa - t_{\kappa-1}$ , donde  $\kappa$  denota la posición de cada evento en  $C|_{G_{x_0, y_0, L_0, \theta}^i}^{r,i}$ . Asumiendo homogeneidad se tiene que las variables aleatorias  $T_r^{i,j}$  no dependen de las posiciones en el espacio. Asumiendo isotropía se tiene que las variables aleatorias no dependen de las direcciones en que se ubican las celdas. Por tanto, se tiene  $T_r^{i,j} = T^{i,j}$ . Esto equivale a decir que la distribución obtenida proviene de una celda escogida de manera aleatoria, lo cual permite coleccionar las observaciones de todas las celdas en un solo conjunto.

Una vez obtenidas las realizaciones de las variables aleatorias se procede a calcular los histogramas respectivos. Las clases de los histogramas se construyen con espaciamento logarítmico, de manera de mostrar adecuadamente el contenido de probabilidad de la variable aleatoria  $T$  en todo su rango. Los histogramas se construyen utilizando la metodología propuesta por Alstott et al. (2014) implementada en el módulo de python *powerlaw*. Los valores del histograma para distintas combinaciones de magnitud de excedencia  $M$  y dimensión lineal del área epicentral  $L$  corresponden a las densidades empíricas  $\hat{D} = \hat{D}(\tau, M, L, \lambda_0, M_c, L_0)$ , visualizadas y luego renormalizadas con tal de inferir las características de la densidad de probabilidad  $D$  del proceso de recurrencia sísmica.

### 3.2.4. Estimación del factor de renormalización $\lambda$

Para estimar los factores de renormalización  $\lambda = \lambda_0 \left(\frac{M}{M_c}\right)^\beta \left(\frac{L}{L_0}\right)^\gamma$  y una vez que ya se tienen los rangos espaciales y de magnitud, hace falta solamente determinar los índices  $\beta$  y  $\gamma$ . Para esto se estima  $\lambda$  utilizando el procedimiento propuesto por Kossobokov y Mazhkenov (1992), sugerido como un factor de renormalización adecuado para la estadística de tiempos de espera por Molchan (2020).

Denotando  $n_j(Q_r^i) = \|C|_{G_{x_0, y_0, L_0, \theta}^{r,j}}^{r,j}\|$  como el número de eventos en un subcatálogo correspondiente a la celda  $r$  del nivel espacial  $i$  y del rango de magnitud  $m_j$  y  $N_j = \sum_{r=0}^{4^i} n_j$  como el número total de eventos en el rango de magnitud  $m_j$ , entonces las cantidades

$$N_{ji} = \left[ \sum_{r=0}^{4^i} (n_j(Q_r^i))^2 \right] / N_j \quad (3.17)$$

representan el número medio de eventos en el rango de magnitud  $m_j$  en un área del  $i$ -ésimo nivel de jerarquía espacial (ver Anexo B para demostración). Con estas cantidades se construye el sistema de ecuaciones lineales:

$$\log N_{ji} = (1, -(m_j - m_c), \log(L_i/L_0)) (\Lambda, \beta, \gamma)^T \quad (3.18)$$

Este sistema se resuelve para los coeficientes  $\Lambda, \beta, \gamma$  mediante el método de mínimos cuadrados lineales, obteniendo también la suma de los residuos que es usado como estimador del error asociado a la inversión:

$$RES = \sum (\log N_{ji} - \log \hat{\lambda})^2, \quad (3.19)$$

donde  $\log \hat{\lambda}$  corresponde al lado derecho de la ecuación 3.18, el estimador del factor de renormalización.

Por inspección se deduce que el coeficiente  $\Lambda$  corresponde al logaritmo del número de eventos por unidad de tiempo con magnitudes mayores a la magnitud de completitud  $m_c$ , en un área epicentral de dimensión lineal  $L_0$ .

Se hace notar que siempre y cuando se tenga el factor de conversión (específicamente, la pendiente  $d$ ) entre la magnitud del catálogo y la magnitud de momento el coeficiente  $\beta$  se puede considerar igual a  $\beta = b/1,5d$ , donde  $b$  es el  $b$ -value de la ley de Gutenberg-Richter. Por otro lado, dada la forma de los promedios calculados con 3.18, el coeficiente  $\gamma$  corresponde a una estimación de la dimensión fractal de correlación  $d_2$  (Grassberger y Procaccia, 2004).

Por último, para estabilizar los resultados se realizan 100 rotaciones aleatorias del ángulo  $\theta$  de la grilla, según lo propuesto por (Kossobokov y Mazhkenov, 1992). Así, para cada coeficiente se obtiene una distribución estadística.

### 3.2.5. Implementación computacional

Para esta tesis se han desarrollado algoritmos computacionales de análisis geoespacial y estadístico, para implementar el análisis de similaridad y escalamiento de la sismicidad. Estos algoritmos con programas de licencia libre y módulos de código abierto.

- Manejo de bases de datos

La información contenida en catálogos sísmicos se encuentra en tablas indexada en que cada fila corresponde a un evento y cada columna a una variable. Su procesamiento y análisis se lleva a cabo utilizando scripts programados en python y con la ayuda de la librería abierta *Pandas* (McKinney, 2015) y *Geopandas* (Jordahl et al., 2014), que facilitan el tratamiento de bases de datos y bases de datos georeferenciadas, respectivamente.

- Sistemas de información geográfica.

Para visualizar y procesar los datos se desarrolló un sistema de información geográfica basado en el módulo de Python *geopandas* (Jordahl et al., 2014) y *cartopy* (Met Office, 2010 - 2015). Para la proyección de coordenadas al sistema UTM se utilizó el módulo de python *pyproj* (<http://pypi.python.org/pypi/pyproj>)

- Generación de subcatálogos por celdas jerárquicas.

Un gran desafío computacional fue programar un algoritmo de búsqueda jerárquica de epicentros, según su intersección con grillas jerárquicas de distintos tamaños de celdas. Esto se logró con un script de python que hace uso intensivo de la librería de código abierto de figuras geométricas 2-dimensionales *Shapely* (Gillies et al., 2007). Se utilizó un algoritmo óptimo de estructura de información denominada árbol cuaternario o Quad Tree (Sucar y Gómez, 2015).

- Rutinas de cálculo numérico y estadístico

Los histogramas se construyen utilizando la metodología propuesta por Alstott et al. (2014) implementada en el módulo de python *powerlaw*. Para la inversión de mínimos cuadrados se utilizó el módulo de álgebra lineal de *scipy*

- Gráficos

Para los gráficos se utilizaron los módulos de python *Matplotlib* (Hunter, 2007) y *Seaborn* (Waskom, 2021).

### 3.2.6. Herramientas de parametrización y comparación

- Leyes de potencia

Con tal de caracterizar las densidades empíricas obtenidas se analizará si estas pueden ser modeladas mediante una ley de potencia. Una cantidad  $x$  obedece a una ley de potencia si se extrae de una distribución de probabilidad:

$$p(x) \propto x^{-\alpha}, \quad (3.20)$$

donde  $\alpha$  es un parámetro constante de la distribución llamado exponente o parámetro de escala.

El exponente  $\alpha$  se obtiene calculando el estimador de máxima verosimilitud, según la metodología propuesta por Clauset et al. (2009) e implementada en el módulo de

python *powerlaw* (Alstott et al., 2014). En el caso continuo, el estimador de máxima verosimilitud es:

$$\hat{\alpha} = 1 + n \left[ \sum_{i=1}^n \log \frac{x_i}{x_{min}} \right]^{-1}, \quad (3.21)$$

donde  $x_i, i = 1 \dots n$  son los valores observados de  $x$  tal que  $x_i \geq x_{min}$ . El error estándar de  $\hat{\alpha}$ , derivado del ancho de máximo de verosimilitud, es:

$$\sigma = \frac{\hat{\alpha} - 1}{\sqrt{n}} + O(1/n). \quad (3.22)$$

Para determinar si una ley de potencia es la distribución adecuada para modelar la cola de la distribución se utiliza el método propuesto por (Alstott et al., 2014), también implementado en el módulo de python *powerlaw*, que consiste en calcular el ratio de log-verosimilitud  $R$  entre dos distribuciones candidatas, en este caso entre una ley de potencia y una exponencial. Esto es debido a que por definición una distribución de cola pesada no está limitada exponencialmente. El número es positivo si la data es más probable en la ley de potencia y negativo si la data es más probable en la exponencial. Se entrega también el valor de significancia  $p$ .

- Comparación visual con función de escala de un proceso de Poisson Homogéneo

Como se mencionó en la introducción, un proceso de Poisson posee una función de densidad de probabilidad  $pdf(\tau) = \lambda \exp(-\lambda\tau)$ . Luego, en el caso de considerar el escalamiento recién presentado, la densidad de probabilidad renormalizada en el caso de un proceso de Poisson homogéneo corresponde a:

$$D = \exp(-\lambda\tau). \quad (3.23)$$

Se utilizará esta expresión para comparar las densidades empíricas con la función teórica correspondiente a eventos distribuidos independientemente en el tiempo.

### 3.3. Síntesis

En este capítulo se ha trasladado el problema de caracterizar la recurrencia sísmica, en particular dada la pregunta sobre qué esperar en cuanto a la ocurrencia de nuevos sismos luego de la ocurrencia de un evento, al análisis de las propiedades de similaridad de la distribución temporal de los tiempos de espera de catálogos sísmicos. Se ha obtenido una formalización de la ley de escala unificada para los terremotos. Esto permitirá evaluarla empíricamente sobre los catálogos estudiados. Además se ha provisto la metodología para la implementación computacional. Con esto se han cumplido los objetivos quinto y sexto de esta tesis.

# Capítulo 4

## Caso de estudio

En este capítulo se entregan los resultados obtenidos al realizar el análisis planteado en el primer capítulo sobre la zona de estudio y datos descritos en el segundo capítulo. Se muestran los resultados tanto para la totalidad de eventos de los catálogos como para subcatálogos correspondientes a la división entre sismos a profundidades menores que 75 km y a más de 75 km. Además, se muestran resultados del análisis aplicado a la separación de clústers propuesta por Sippl et al. (2018).

Se comienza mostrando los efectos del proceso de escalamiento o renormalización en cada de las divisiones por profundidad de los catálogos A y B. Para esto se muestran y describen las distribuciones de los tiempos de espera, es decir la densidad empírica  $\hat{D}$  vs  $\tau$ . Luego se muestran los gráficos asociados a la estimación de los factores de renormalización  $\hat{\lambda}$ . Estos se invierten y los resultados asociados a los coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  se entregan en tablas. Después, las distribuciones de tiempos de espera se renormalizan, mostrando así gráficos  $D/\hat{\lambda}$  vs  $\hat{\lambda}\tau$ , que se describen y se analizan las diferencias para los catálogos A y B utilizados, sus respectivas divisiones por profundidad y las separaciones por clústers del catálogo B. Por último, la función de escala es caracterizada mediante la descripción de sus dominios de decaimiento en ley de potencia y/o exponencial, los coeficientes asociados a los primeros se entregan en tablas.

### 4.1. Preparación del análisis

El análisis que se lleva a cabo requiere utilizar un conjunto de grillas jerárquicas centradas sobre la zona de estudio que recubran los epicentros de los catálogos utilizados. Para cumplir este requerimiento se utiliza una grilla de dimensión lineal característica  $L_0 = 4^\circ$ , con los grados del tamaño de celda relacionados a la distancia según  $1^\circ = 111$  km. Para mayor precisión y rigurosidad el análisis se lleva a cabo con el uso de la proyección geográfica UTM.

La Figura 4.1 muestra la grilla que se utiliza en el análisis. Su centro son las coordenadas  $69,5^\circ\text{W}$ ,  $21,375^\circ\text{E}$ , posee una dimensión lineal de su nivel base  $L_0 = 4^\circ = 444$  km y su ángulo con respecto al paralelo terrestre es cero. Posee  $h = 5$  niveles jerárquicos. Se muestran

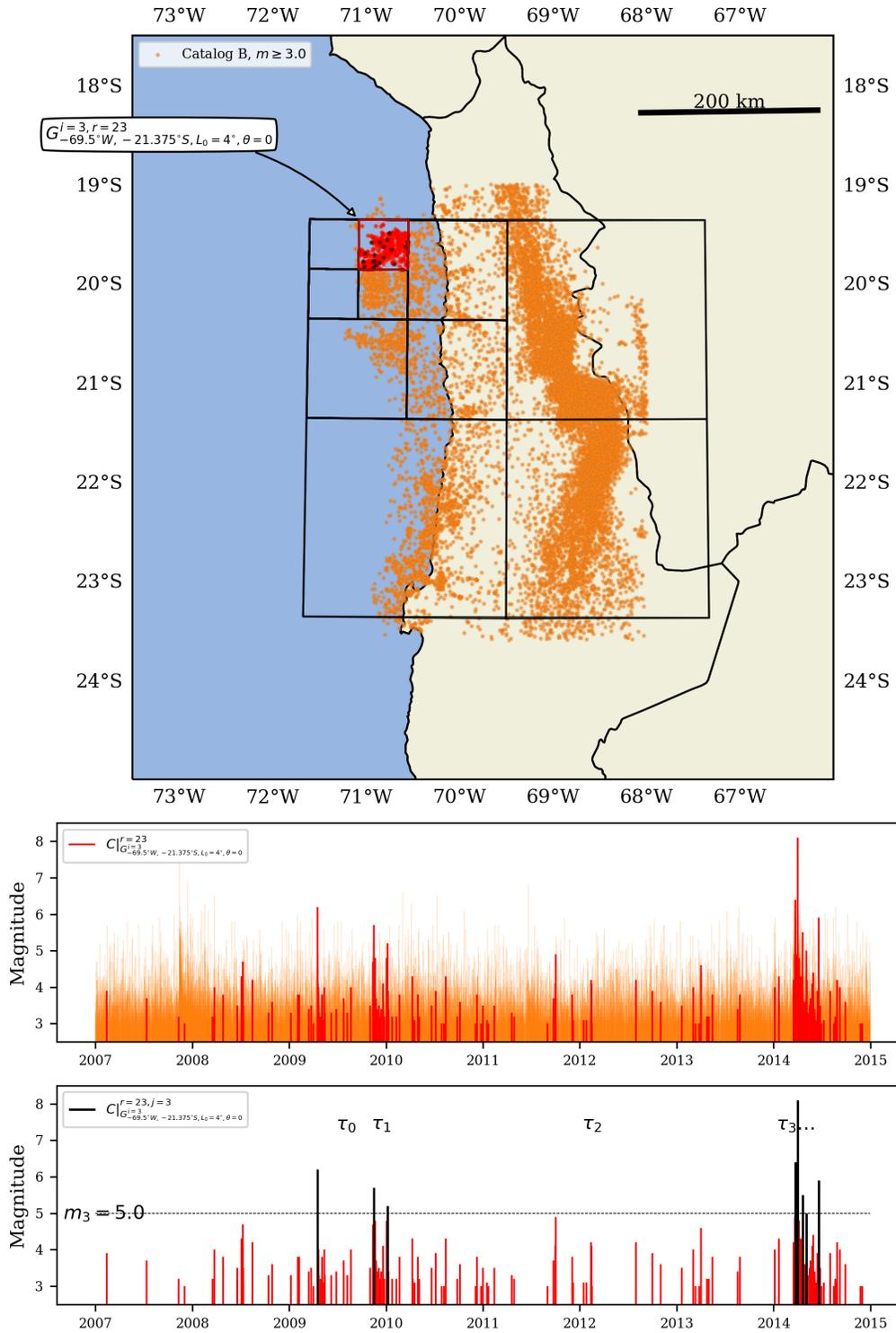


Figura 4.1: Arriba: grilla jerárquica  $G_{69,5^{\circ}W,21,375^{\circ}E,4^{\circ},0}$ , posicionada sobre el mapa de la zona de que muestra los epicentros del catálogo B con magnitud sobre 3,0. Se señala en rojo la celda número  $r = 23$  del nivel jerárquico  $i = 3$ , la cual se intersecta con el catálogo B para obtener un subcatálogo  $C_{G_{-69,5^{\circ}W, -21,375^{\circ}S, L_0=4^{\circ}, \theta=0}}^{i=3, r=23}$ , mostrado en el panel central. En el panel inferior se aplica el filtro de magnitud de excedencia  $m_3 = 5,0$ , para finalmente obtener el subcatálogo  $C_{G_{-69,5^{\circ}W, -21,375^{\circ}S, L_0=4^{\circ}, \theta=0}}^{i=3, r=23, j=3}$  desde el cual se pueden obtener los tiempos de espera  $\tau$  mediante las diferencias temporales.

## Catalog A

## Catalog B

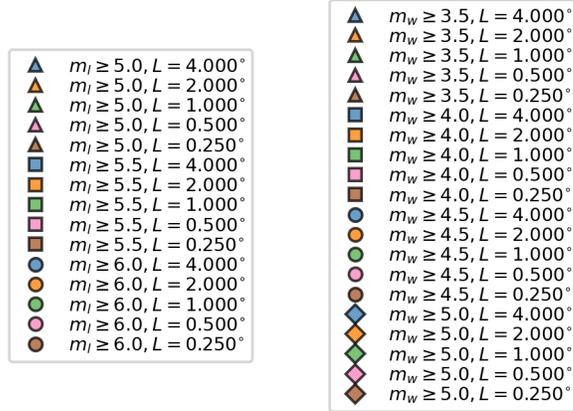


Figura 4.2: Símbolos correspondientes a las combinaciones posibles de rangos de magnitud (colores) y dimensión lineal de área epicentral (marcadores), para los catálogos A y B, usados en las visualizaciones que se muestran a continuación.

las divisiones jerárquicas del cuadrante superior izquierdo, llegando hasta el nivel jerárquico  $i = 3$ . Se muestra también el proceso de creación de un subcatálogo asociado a una celda específica.

Por otro lado, el análisis que se lleva a cabo requiere utilizar rangos de magnitudes con los cuales se obtenga una adecuada representación estadística de los tiempos de espera. Para el catálogo A se utilizan  $q = 4$  rangos con magnitudes de excedencia:  $m_1 \geq 5,0$ ,  $m_2 \geq 5,5$ ,  $m_3 \geq 6,0$  y  $m_4 \geq 6,5$ . Para el catálogo B, en tanto, se utilizan  $q = 5$  rangos con magnitudes de excedencia:  $m_1 \geq 3,0$ ,  $m_2 \geq 3,5$ ,  $m_3 \geq 4,0$  y  $m_4 \geq 4,5$  y  $m_5 \geq 5,0$ . La Figura 4.1 muestra el proceso de filtrado por magnitud de excedencia.

Las combinaciones posibles entre los rangos de magnitud y de dimensión lineal de área epicentral se muestran en la figura 4.2, con sus respectivos símbolos que se utilizan en la visualizaciones de las relaciones en la siguiente sección (nótese que se ha omitido mostrar el nivel  $m_w \geq 6,5$  en el catálogo A y el nivel  $m_l \geq 3,0$  en el catálogo B para no saturar la figura).

## 4.2. Resultados

A continuación se muestran las densidades empíricas  $\hat{D}$  de los tiempos de espera, los factores de renormalización estimados  $\hat{\lambda}$  y densidades renormalizadas obtenidas en el análisis de los catálogos sísmicos de la zona de estudio.

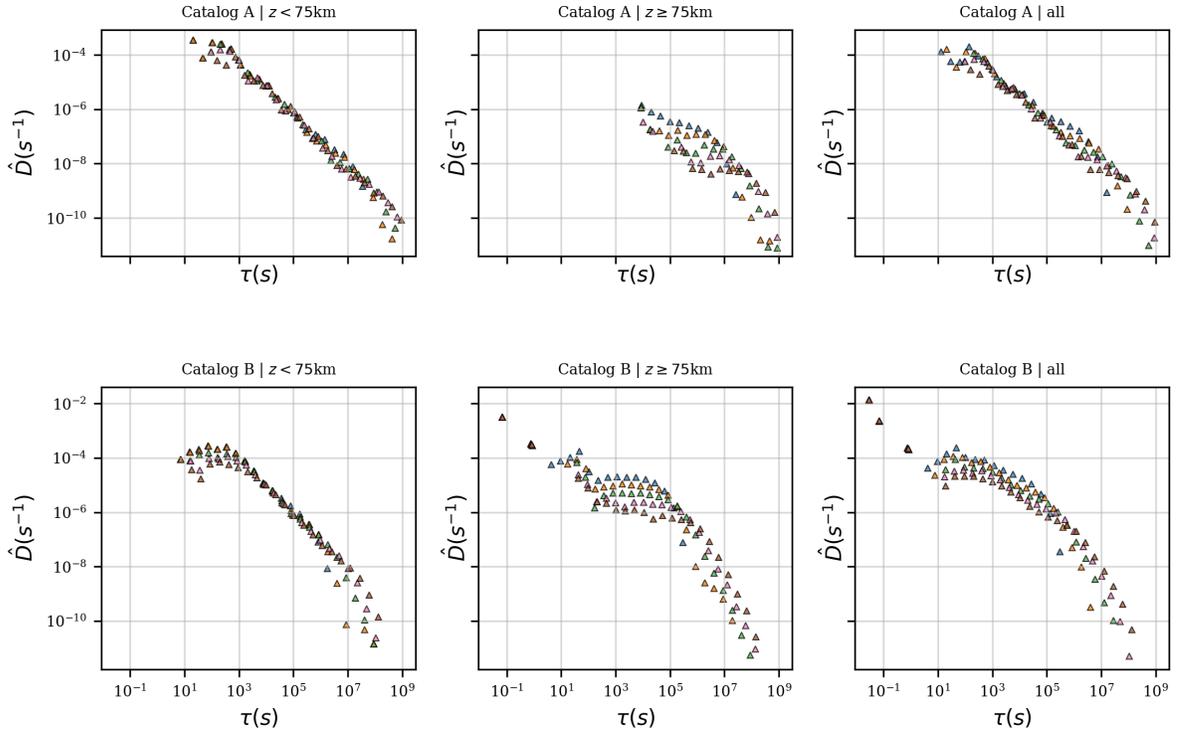


Figura 4.3: Densidad empírica  $\hat{D}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera  $\tau$ , en la abcisa, para las divisiones  $z < 75$  km  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las curvas que conforman los marcadores de triángulo y los distintos colores corresponden a las relaciones para el rango de magnitud fija en cada catálogo ( $m_w \geq 5,0$  y  $m_l \geq 3,5$ ) y todos los rangos de dimensión lineal del área epicentral utilizados ( $L = 4^\circ, 2^\circ, 1^\circ, 0,5^\circ$  y  $0,25^\circ$ ), respectivamente, según la leyenda de la figura 4.2.

#### 4.2.1. Distribuciones de tiempo de espera

En primer lugar, se muestra gráficos de la relación  $f$  (Fórmula 3.2) entre la densidad empírica  $\hat{D}$  y el tiempo de espera  $\tau$ . Para una mejor observación se muestran las distintas relaciones para rangos de dimensión lineal epicentral variable y rango de magnitud de excedencia fija (Figura 4.3) y para dimensión lineal epicentral fija y rango de magnitud de excedencia variable (Figura 4.4). Es conveniente acá advertir que la población de marcadores en las figuras depende de la representación estadística de las densidades empíricas en las distintas clases con las que se calculan los histogramas, y por tener los gráficos ejes logarítmicos cuando los valores de los histogramas para una determinada clase es cero el marcador no es mostrado. Esto mismo ocurre en la siguiente sección cuando se presenten las distribuciones renormalizadas. Otra observación que se debe remarcar es que la escala entre el eje de las ordenadas y de las abcisas es 1 : 1, lo cual permite una adecuada comparación entre las curvas.

En ambas figuras se observa que los tiempos de espera abarcan desde decenas de segundos hasta  $10^9$  segundos (es decir, del orden de años) y el rango en cada distribución depende de la magnitud de excedencia  $m$  y la dimensión lineal del área epicentral  $L$ , observándose en

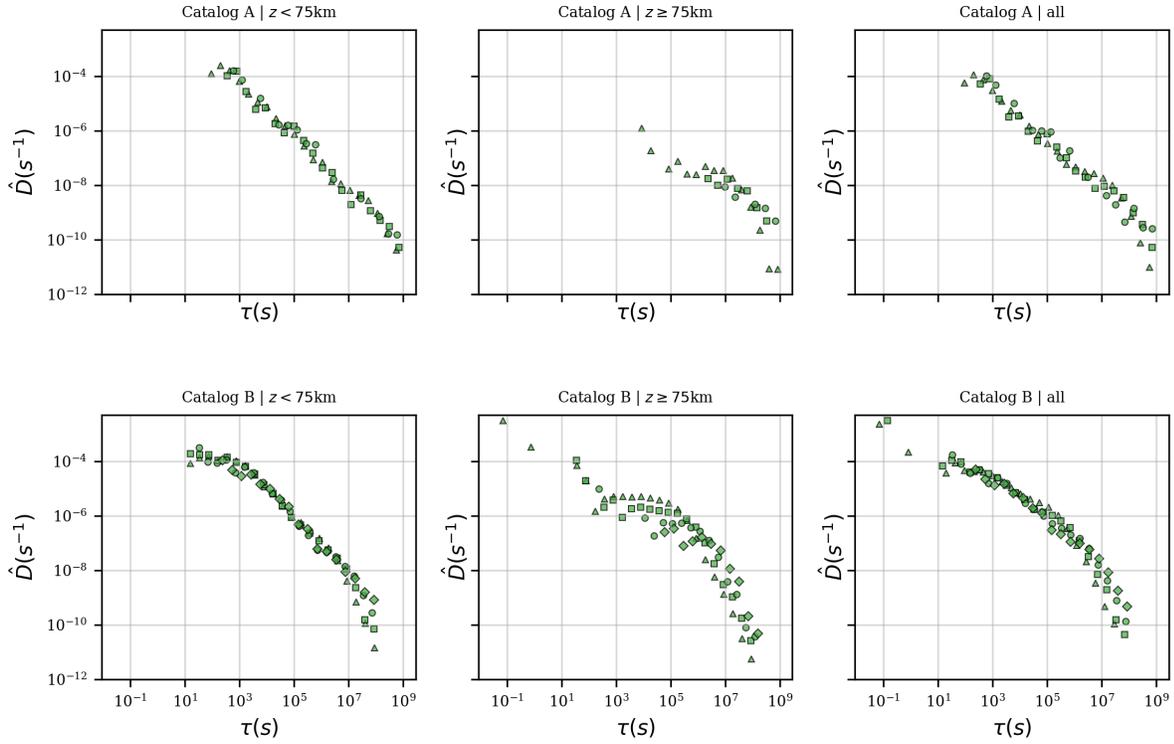


Figura 4.4: Densidad empírica  $\hat{D}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera  $\tau$ , en la abscisa, para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las curvas que conforman los distintos marcadores y su color verde corresponden a las relaciones para todos los rangos de magnitud utilizados ( $m_w \geq 5,0$  y  $m_l \geq 3,5$ ) y dimensión lineal del área epicentral fija ( $L = 1^\circ$ ), respectivamente, según la leyenda de la figura 4.2.

4.3 que a mayor  $L$  mayor es el rango, lo cual significa que al analizar áreas pequeñas se pueden encontrar eventos con tiempos de espera grandes. Para la ordenada, en tanto, se observa que la densidad empírica abarca desde  $10^{-12}$  hasta  $10^{-2}$ , con unidades de inverso de tiempo. También se aprecia la tendencia general de la densidad empírica de disminuir con el tiempo de espera, lo que implica que se observan más tiempos de espera pequeños que tiempos de espera largos. Disrupciones a esta tendencia, con segmentos de densidad empírica constante, parecen depender de la división según profundidad y/o de los rangos de magnitud y dimensión lineal del área epicentral.

Para las divisiones  $z < 75$  km se aprecia una mayor densidad para tiempos de espera pequeños, en comparación a las divisiones  $z \geq 75$  km. Esto es consistente con lo observado en los Gráficos de peine en 2.7. Además se observa que para las divisiones  $z < 75$  km las distribuciones son concordantes entre sí, con una tendencia de decaimiento lineal entre  $10^3$  s y  $10^6$ – $10^7$  s (decenas de días), lo cual debido a los ejes logarítmicos implica que existe en ese dominio un decaimiento de tipo algebraico (i.e. en forma de ley de potencia). Observando la grilla de estas figuras puede estimarse por inspección un coeficiente de decaimiento del orden de  $-1$ . Notablemente, este decaimiento lineal no se observa para la división  $z \geq 75$  km.

En general, una concordancia aproximada de la forma de las relaciones para las distintas

curvas se puede apreciar en un mismo gráfico, y entre catálogos, para una misma división. Sin embargo, no se aprecia concordancia en la localización de las funciones, ni tampoco en la escala. Esto se manifiesta en un punto de inflexión en la parte central de cada distribución, el cual da paso a un decaimiento más pronunciado, siendo la ubicación del punto de inflexión dependiente de  $L$  y de  $m$ .

Por último, en ambas Figuras 4.3 y 4.4 es posible apreciar que el comportamiento de las relaciones para los catálogos A y B completos puede ser asociado a una especie de superposición del comportamiento de las divisiones por profundidad.

## 4.2.2. Factores de renormalización

Los factores de renormalización estimados corresponden a las cantidades:  $\hat{\lambda} = \Lambda \left(\frac{M}{M_c}\right)^\beta \left(\frac{L}{L_0}\right)^\gamma$  que son obtenidos con el método descrito en la sección 3.2.4. Así, se utiliza la Fórmula 6.2 y se obtienen las cantidades  $N_{ji}$  mediante el conteo y promediado de eventos en cada celda de cada nivel jerárquico de cada grilla y para cada uno de los rangos de magnitud de excedencia utilizados. Luego, se utiliza el método de mínimos cuadrados sobre el conjunto de ecuaciones lineales correspondientes a la ecuación Fórmula 3.18 y se obtienen los coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$  y  $\gamma$ , nótese que el coeficiente  $\Lambda$  absorbe las constantes asociadas a el número total de eventos de cada catálogo o división de catálogo, al tiempo total de registro de cada catálogo y las constantes asociadas a la conversión entre magnitud y momento sísmico. Para estabilizar los resultados se repite el procedimiento de conteo, promediado e inversión por mínimos cuadrados utilizando 100 iteraciones con grillas rotadas en torno a su centro en un ángulo aleatorio.

En la Figura 4.5 es posible notar que a mayor tamaño de celda mayor es el número medio de eventos, siendo las proporciones entre un nivel y el siguiente relacionadas mediante una ley de potencia, como es de esperar de poseer los epicentros una distribución fractal en el espacio. Se observan también los ajustes por mínimos cuadrados, cuyas pendientes corresponden en estos gráficos al coeficiente  $\gamma$  asociado al parámetro de gobierno adimensional  $L/L_0$ , y que se muestran en la tabla Tabla 4.1. Se observa en general un ajuste moderado, con algunos puntos desplazados de la tendencia ajustada.

En la Figura 4.6 es posible notar que a mayor magnitud de excedencia menor es el número medio de eventos, siendo las proporciones entre un nivel y el siguiente relacionadas mediante una ley de potencia, como es de esperar de poseer el número de eventos un decaimiento exponencial con la magnitud. Se observan también los ajustes por mínimos cuadrados, cuyas pendientes corresponden en estos gráficos al coeficiente  $\beta$  que se muestran en la tabla Tabla 4.1.

En la Tabla 4.1 además de los ya mencionados coeficientes  $\beta$  y  $\gamma$  se muestran también los coeficientes  $\Lambda$ . Se recuerda que estos corresponden al logaritmo del número promedio de eventos por unidad de tiempo con magnitudes mayores a la magnitud de completitud  $m_c$ , en un área epicentral de dimensión lineal  $L_0$ . Luego, el exponente  $\Lambda$  cuantifica la actividad sísmica de una zona o subdivisión, entonces mientras mayor sea esta cantidad, mayor es el número de eventos. Para ambos catálogos el nivel de actividad sísmica es mayor en sismos

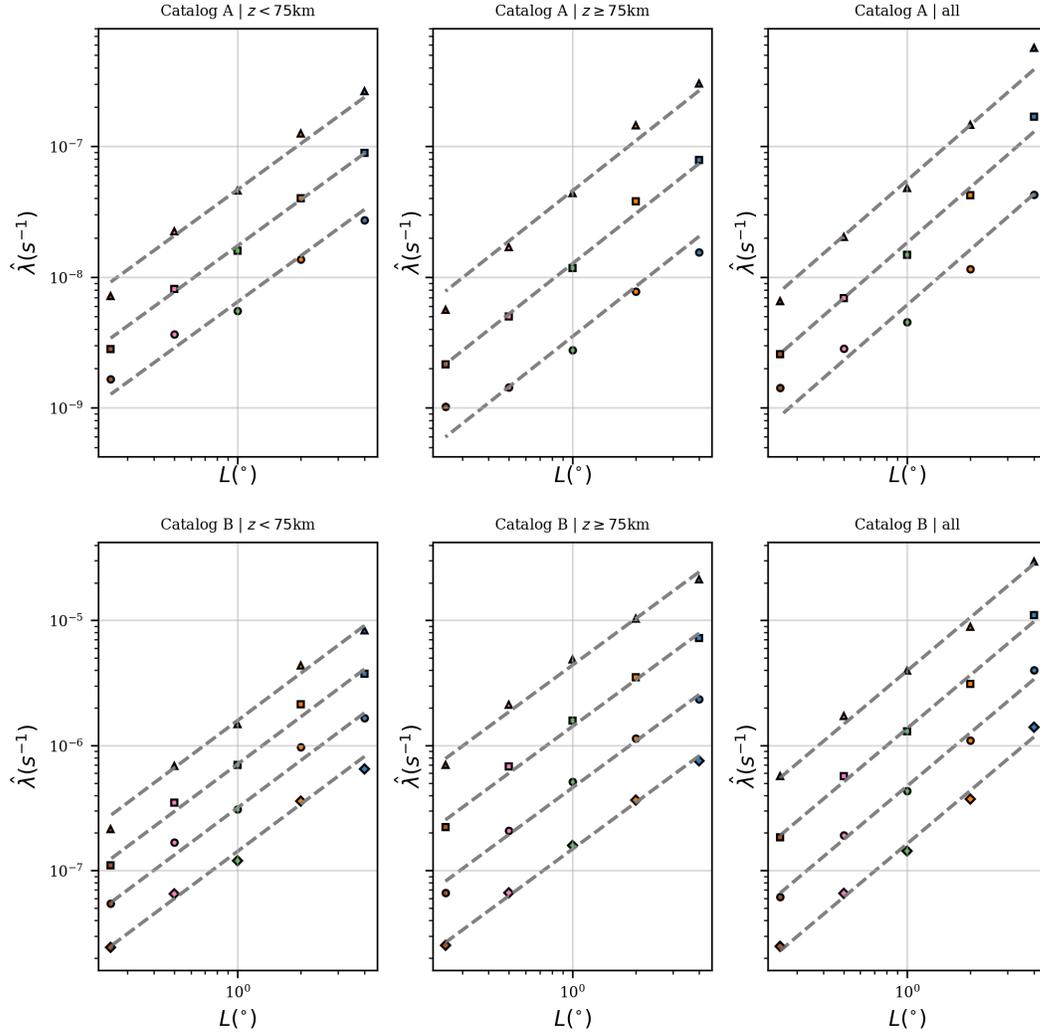


Figura 4.5: Factores de renormalización  $\hat{\lambda}$  (en la ordenada) versus dimensión lineal del área epicentral (en la abscisa) según distintos para rangos de magnitud de excedencia fija, según la leyenda de la figura 4.2, para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las líneas punteadas corresponden al ajuste por de mínimos cuadrados, con coeficientes mostrados en la Tabla 4.1.

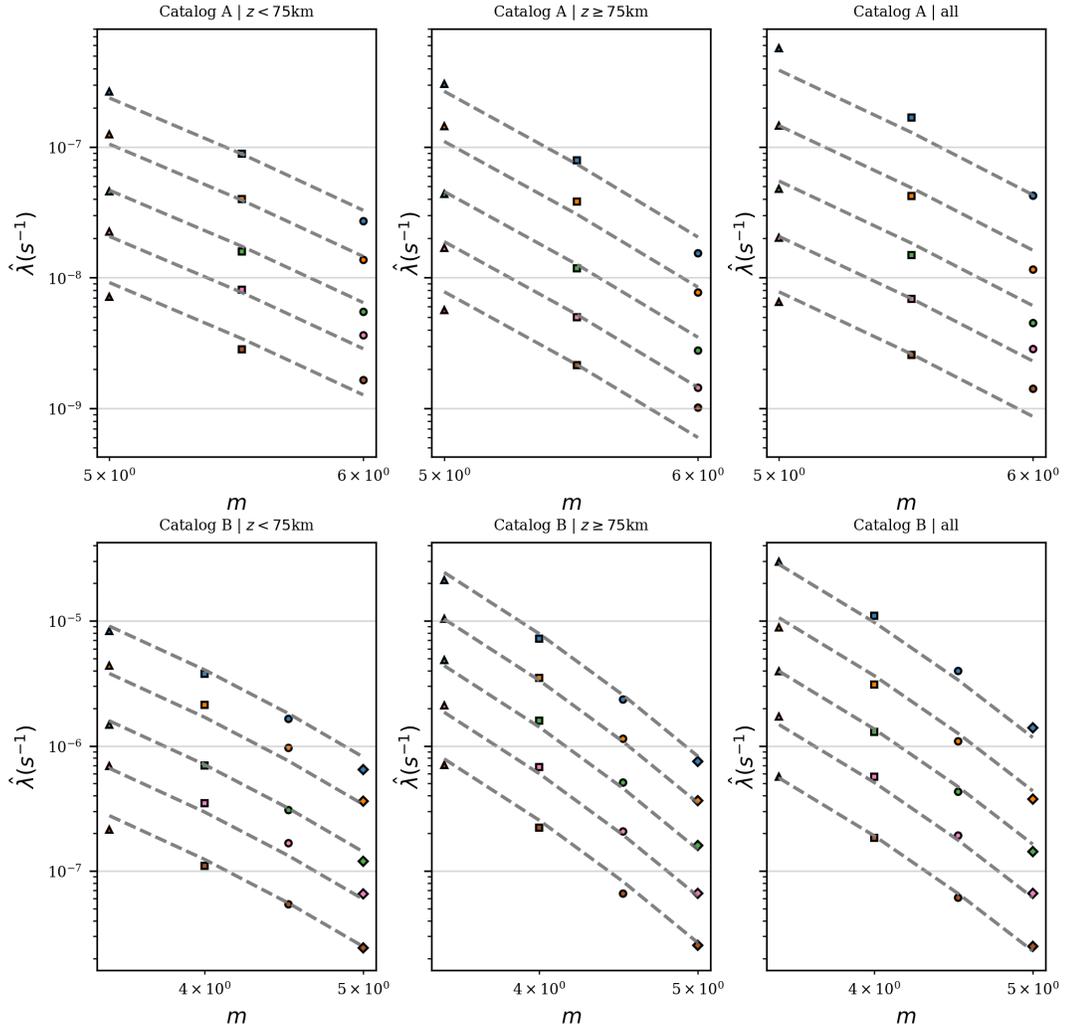


Figura 4.6: Factores de renormalización  $\hat{\lambda}$  (en la ordenada) versus magnitud de excedencia (en la abscisa) según distintas dimensiones lineales del área epicentral fijas, según la leyenda de la figura 4.2, para las divisiones  $z < 75\text{ km}$  y  $z \geq 75\text{ km}$  de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las líneas punteadas corresponden al ajuste por de mínimos cuadrados, con coeficientes mostrados en la Tabla 4.1.

Tabla 4.1: Coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  y suma de cuadrados de residuos de la inversión de mínimos cuadrados ( $RES$ ) asociados a la estimación de los factores de renormalización  $\hat{\lambda}$  para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, además de las separaciones de clúster del catálogo B. Los valores se muestran como la mediana de la distribución, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo.

	$\Lambda$	$\beta$	$\gamma$	$RES$
Catalog A   $z < 75$ km	$-6,64_{-0,10}^{0,05}$	$0,59_{-0,05}^{0,05}$	$1,15_{-0,07}^{0,09}$	$0,04_{-0,02}^{0,03}$
Catalog A   $z \geq 75$ km	$-6,52_{-0,08}^{0,02}$	$0,82_{-0,06}^{0,03}$	$1,33_{-0,11}^{0,03}$	$0,06_{-0,03}^{0,11}$
Catalog A   all	$-6,38_{-0,04}^{0,04}$	$0,65_{-0,04}^{0,04}$	$1,44_{-0,06}^{0,07}$	$0,09_{-0,04}^{0,05}$
Catalog B   $z < 75$ km	$-4,80_{-0,08}^{0,05}$	$0,45_{-0,01}^{0,01}$	$1,23_{-0,06}^{0,05}$	$0,05_{-0,03}^{0,04}$
Catalog B   $z \geq 75$ km	$-4,17_{-0,05}^{0,02}$	$0,64_{-0,01}^{0,01}$	$1,22_{-0,02}^{0,02}$	$0,04_{-0,02}^{0,02}$
Catalog B   all	$-4,11_{-0,01}^{0,01}$	$0,61_{-0,02}^{0,02}$	$1,40_{-0,04}^{0,04}$	$0,06_{-0,03}^{0,03}$
Catalog B   P1	$-4,97_{-0,12}^{0,04}$	$0,43_{-0,02}^{0,01}$	$1,10_{-0,06}^{0,07}$	$0,07_{-0,04}^{0,04}$
Catalog B   P2	$-5,31_{-0,05}^{0,02}$	$0,49_{-0,02}^{0,02}$	$1,27_{-0,09}^{0,06}$	$0,06_{-0,02}^{0,04}$
Catalog B   P3	$-5,70_{-0,03}^{0,02}$	$0,53_{-0,04}^{0,05}$	$1,30_{-0,04}^{0,03}$	$0,04_{-0,02}^{0,02}$
Catalog B   ID	$-4,18_{-0,05}^{0,02}$	$0,64_{-0,01}^{0,01}$	$1,20_{-0,02}^{0,02}$	$0,04_{-0,01}^{0,03}$

a profundidades  $z < 75$  km. En el caso de las separaciones por clústers del catálogo B, la actividad es mayor en el clúster de profundidad intermedia (ID), seguido del plano de interfaz (P1), el primer plano intraplaca (P2) y el segundo plano (P3).

Para el coeficiente  $\beta$  se observa que este es mayor para eventos a profundidades  $z < 75$  km, en comparación con eventos a profundidades  $z \geq 75$  km. Esto implica que a igual cantidad de momento sísmico liberado los primeros lo hacen en un mayor número de eventos que los segundos. Es posible notar que los valores de  $\beta$  son más altos para el catálogo A que para el catálogo B. Esto indica que no hay continuidad en la transición entre los rangos de magnitud desde un catálogo al otro, pudiendo esto deberse a la diferencia en la magnitud de completitud de estos catálogos. En cuanto a las separaciones por clústers del catálogo B, se observa que  $\beta$  es menor en P1, seguido de P2, P3 y por último ID.

El coeficiente  $\gamma$  correspondiente a la dimensión fractal de correlación se encuentra en el rango 1,1–1,44 y se observa que este es menor en sismos con profundidades  $z < 75$  km en el catálogo A, no observándose esta diferencia en el catálogo B. Al considerarse todas las profundidades se obtiene el valor máximo y parecido en ambos catálogos. En cuanto a las separaciones por clústers del catálogo B  $\gamma$  es el mínimo en el caso de P1, seguido por ID, P2 y finalmente P3.

Las residuos de la inversión poseen valores entre 0,04–0,09, lo cual denota un buen ajuste en general. Al considerarse los catálogos A y B completos el error es mayor que al considerar divisiones de estos.

Los histogramas asociados, Figura 4.7 para las divisiones por profundidad y Figura 4.8 para las separaciones por clústers, muestran que si bien las distribuciones de los exponentes presentan una dispersión considerable, esta no afecta la comparación recién entregada, debido

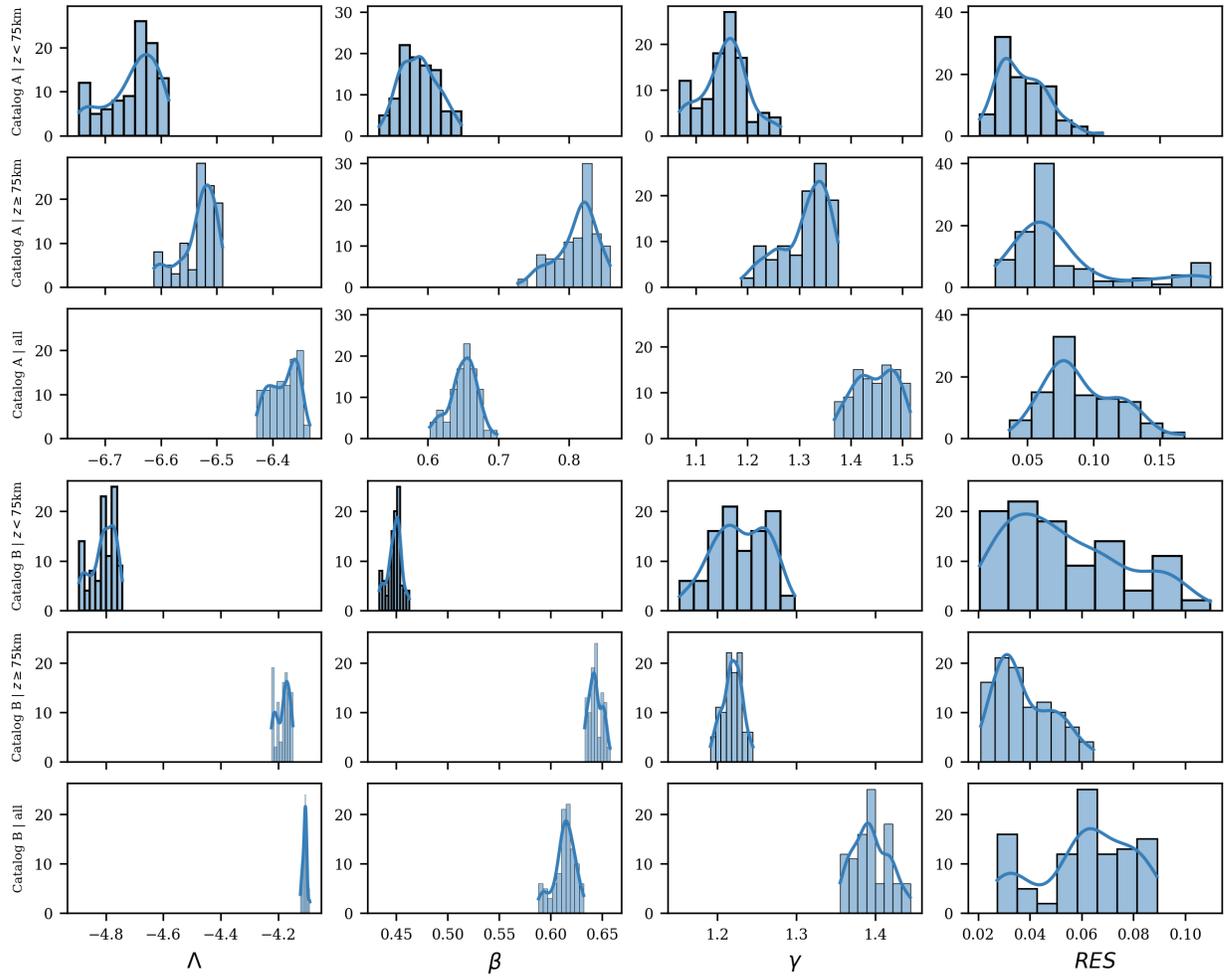


Figura 4.7: Histogramas de densidad empírica (en porcentaje) asociados a los coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  y los residuos  $RES$ , para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada fila.

a que no se solapan mayormente entre sí. También es posible observar que la mayoría de las distribuciones mostradas no son normales, pudiendo presentar asimetría (tener más densidad hacia un lado u otro de la mediana) y/o bimodalidad.

En Anexo C se muestran los resultados asociados a la inversión de los coeficientes considerando las ventanas temporales correspondientes a las primeras y segundas mitades de los catálogos, con los valores de los coeficientes en la Tabla 6.1, histograma para las divisiones por profundidad en la Figura 6.3 e histograma para las separaciones por clúster en la Figura 6.4. Estos muestran que los cambios en la actividad sísmica asociados a la ocurrencia de terremotos de considerable momento sísmico se manifiestan también en alteraciones de los valores de los exponentes. En general se observa que a mayor actividad sísmica (mayor  $\Lambda$ ) son menores tanto el coeficiente  $\beta$  como  $\gamma$ . Los sismos de las divisiones  $z \geq 75$  km, los de profundidad intermedia y del segundo plano presentan menor diferencia temporal en sus coeficientes, comparativamente a los sismos más superficiales y de los planos P1 y P2.

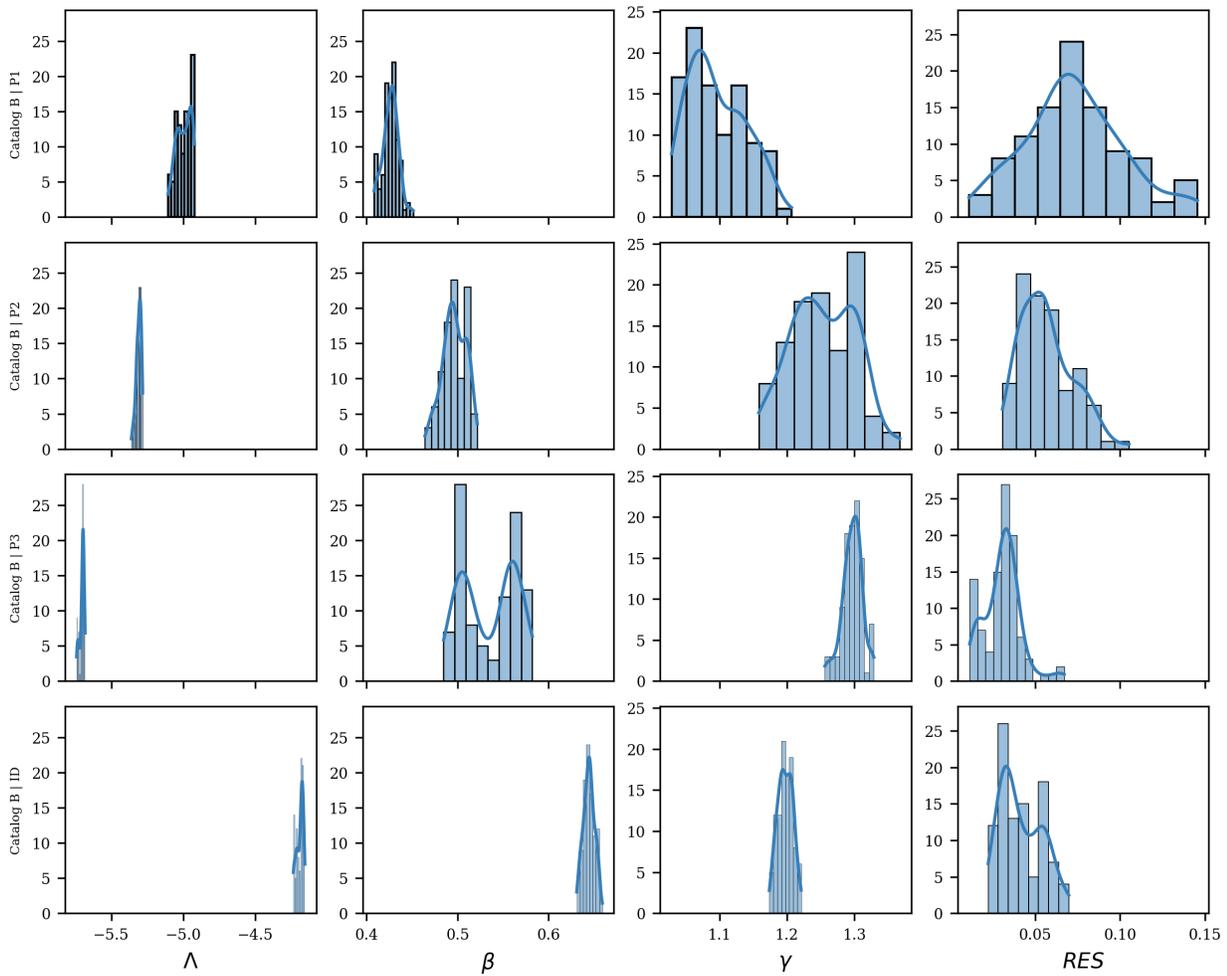


Figura 4.8: Histogramas de densidad empírica (en porcentaje) asociados a los coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  y los residuos  $RES$ , para las separaciones de clúster del catálogo B, según se indica en el título de cada fila.

### 4.2.3. Distribuciones renormalizadas

Se muestran y analizan acá las densidades empíricas renormalizadas, correspondientes a las distribuciones de las figuras de la sección 4.2.1, renormalizadas con los factores estimados en la sección 4.2.2. Se muestran entonces gráficos de la relación  $\Psi$  (Fórmula 3.15) entre la densidad empírica renormalizada  $\hat{D}/\hat{\lambda}$  y el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ . La Figura 4.9 muestra todas las relaciones para las combinaciones posibles de  $L$  y  $m$ . La Figura 4.10 muestra las distribuciones renormalizadas para todas las combinaciones de  $L$  y  $m$  pero para las separaciones de clústers del catálogo B.

En todos estos gráficos, al igual que en la sección 4.2.1, la escala entre el eje de las ordenadas y de las abscisas es 1 : 1, lo cual permite una correcta comparación entre las curvas, dado que las cantidades graficadas en ambos ejes son adimensionales. Se muestra también la densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados, señalizada como  $f_{\hat{\lambda}T}$ , correspondientes a la variable aleatoria  $\hat{\lambda}T$ . Esta curva representa en forma general la función de escala  $\Psi$ , lo cual se debe a la linealidad de la operación de construcción de histogramas de densidad y de renormalización.

Tanto en 4.9 como en 4.10 es posible apreciar en cada gráfico una concordancia de las distintas distribuciones dependientes de rangos de  $m$  y  $L$ , esto es, un colapso de las curvas en una sola función. Este colapso se manifiesta en la reducción de la distancia de los marcadores para un mismo valor de  $\hat{\lambda}\tau$  que en la mayoría de los casos es inferior a medio orden de magnitud, mientras que en las distribuciones sin renormalizar las distancias en algunos casos eran de uno o más órdenes de magnitud.

El colapso de las curvas en una sola función permite distinguir las diferencias y similitudes entre las divisiones de los catálogos por profundidad de los hipocentros y para las separaciones entre clústers del catálogo B. Común a todas las divisiones es el punto de inflexión de la función de escala  $\Psi$  en torno al valor  $\hat{\lambda}\tau \sim 1$ , donde, independiente de la forma que tenga la función para valores más pequeños, se observa una transición hacia un decaimiento más pronunciado de la densidad renormalizada. El valor de tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau = 1$  corresponde a un tiempo de espera que es igual al inverso del número promedio de eventos para una cierta magnitud de excedencia  $m$  y dimensión lineal de área epicentral  $L$ , es decir, corresponde al periodo esperado. Tiempos de espera renormalizados observados que sean menores a 1 representan sismos que ocurren con tiempos de espera menores al periodo esperado  $\tau = 1/\hat{\lambda}$ , así como tiempos de espera renormalizados observados que sean mayores a 1 representan sismos que ocurren con tiempos de espera mayores al periodo esperado  $\tau = 1/\hat{\lambda}$ . El tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$  corresponde entonces a la razón entre el tiempo observado y el periodo esperado.

Para ambos catálogos A y B analizados se aprecia que la función de escala  $\Psi$  para  $\hat{\lambda}\tau < 1$  tiene un comportamiento distinto según la división por profundidad o clúster. Las divisiones para  $z < 75$  km y los clústers P1 y P2 presentan la misma tendencia lineal antes descrita para las densidades empíricas sin renormalizar, y pudiéndose también estimar por inspección simple un coeficiente de decaimiento alrededor de  $-1$ . Para el catálogo A el colapso de las distribuciones ocurre a partir de  $\hat{\lambda}\tau \sim 10^{-4}$ , mientras que para el catálogo B esto es a partir de  $\hat{\lambda}\tau \sim 10^{-3}$ . En particular para la división  $z < 75$  km del catálogo B y el clúster P1 se aprecia

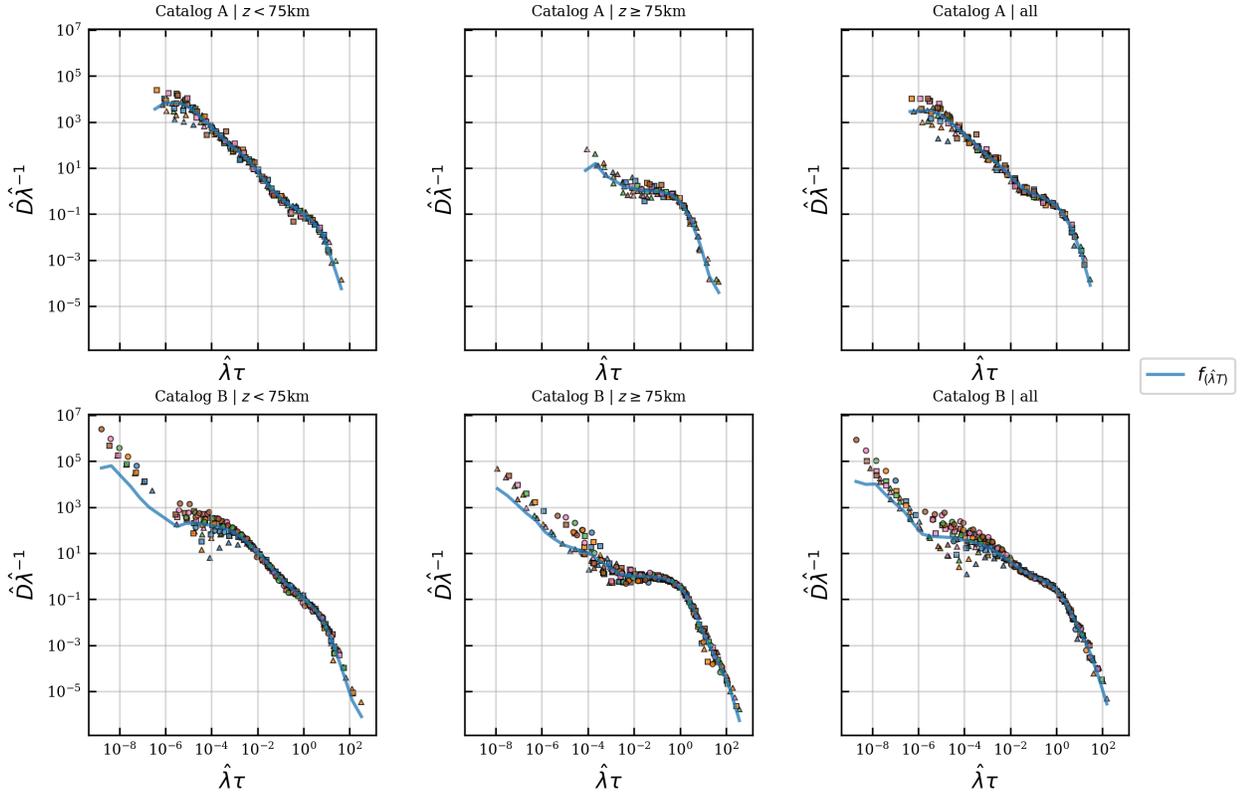


Figura 4.9: Densidad empírica renormalizada  $\hat{D}\hat{\lambda}^{-1}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las curvas que conforman los distintos marcadores y su color corresponden a las relaciones para los rangos de magnitud utilizados y dimensión lineal del área epicentral, respectivamente, según la leyenda de la figura 4.2. La curva continua azul en cada gráfico corresponde a la densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{(\hat{\lambda}\tau)}$ .

que en tiempos renormalizados menores los marcadores se desvían claramente entre sí, es decir, el colapso de las distribuciones es más débil allí. También se observan fluctuaciones de la pendiente en la tendencia lineal, denotando una conservación de la dependencia temporal en los tiempos renormalizados pequeños y que la tendencia solo marca un comportamiento asintótico, pero no describe completamente el comportamiento de la función de escala en ese rango.

Las divisiones  $z \geq 75$  km y los clústers ID y P3, en tanto, poseen un segmento de tendencia de decaimiento lineal hasta aprox.  $\hat{\lambda}\tau \sim 10^{-4}$  en el caso del catálogo A y  $\hat{\lambda}\tau \sim 10^{-3}$  en el caso del catálogo B, aunque para el catálogo A y para el clúster P3 se observa una subrepresentación de marcadores asociado a una menor cantidad de tiempos de espera observados para ese rango. Después se observa un segmento con un decaimiento muy plano, con una transición alrededor de  $\hat{\lambda}\tau = 1$  hacia un decaimiento fuerte en el dominio de los tiempos renormalizados largos.

Por último, los gráficos correspondientes a los catálogos A y B para todas las profundidades hipocentrales pueden ser vistos como una superposición de las funciones de escala para las divisiones ya descritas. Así, se pueden observar 3 segmentos de decaimiento distintos, el central siendo menos plano que para los casos  $z \geq 75$  km, pero más pronunciado que para los casos  $z < 75$  km.

En estos gráficos se muestra también la densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados  $f_{\hat{\lambda}T}$ , correspondientes a la variable aleatoria  $\hat{\lambda}T$ . Esta curva representa en forma general la función de escala  $\Psi$ , lo cual se debe a la linealidad de la operación de construcción de histogramas de densidad y a la operación de renormalización.

#### 4.2.4. Función de escala $\Psi$

En esta sección se aprovechará el hecho de que la densidad empírica de los tiempos renormalizados conjuntos  $f_{\hat{\lambda}T}$  representa en forma general a la función de escala  $\Psi$ , para caracterizar esta última según sus distintos dominios tanto para las divisiones por profundidad en ambos catálogos como para los clústers del catálogo B. Los dominios con forma de ley de potencia para la densidad empírica de los tiempos renormalizados corresponde a

$$\Psi(\hat{\lambda}\tau) \propto (\hat{\lambda}\tau)^{-\alpha}, \quad (4.1)$$

con  $\alpha > 0$ . Estos son encontrados en segmentos de tiempos renormalizados cortos y el decaimiento en la cola derecha de la distribución, es decir, tiempos renormalizados largos. En el primer caso, solo con fines de comparación entre distribuciones, se ajustó una ley de potencia directamente sobre los valores del histograma utilizando el método de mínimos cuadrados. En el caso de la cola derecha de la distribución el ajuste se realizó utilizando el método de máxima verosimilitud, el cual es el método recomendado para este tipo de ajuste estadístico. También se muestra en cada gráfico la curva correspondiente a una ley exponencial de distribución de los tiempos de espera:

$$\Psi(\hat{\lambda}\tau) \propto \exp(\hat{\lambda}\tau) \quad (4.2)$$

con tal de comparar la distribución obtenida de la distribución teórica de un proceso de Poisson homogéneo.

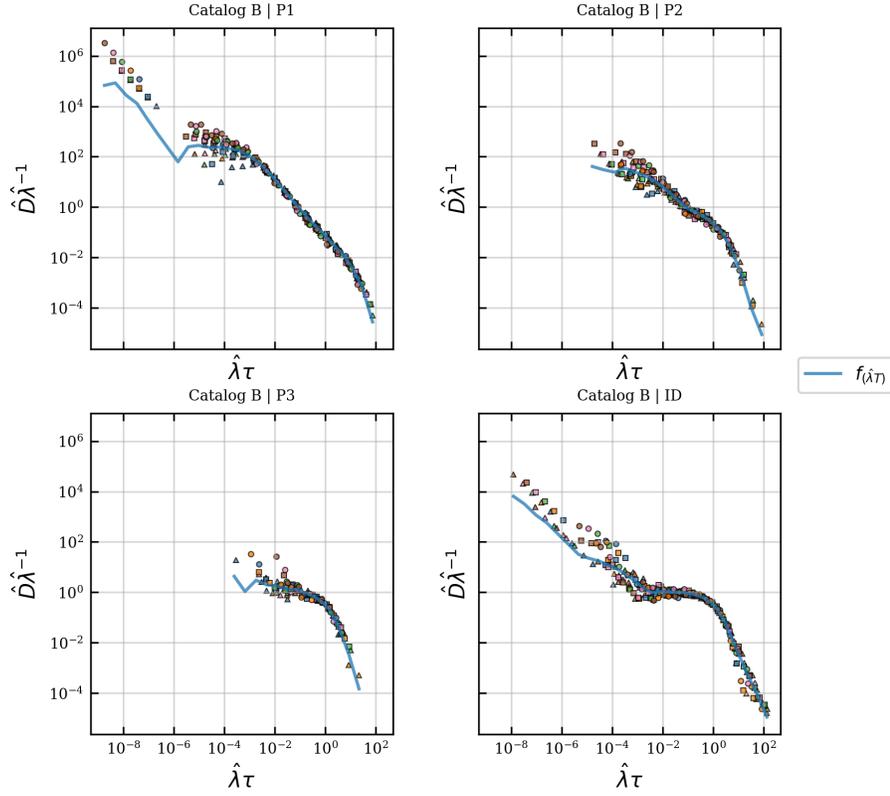


Figura 4.10: Densidad empírica renormalizada  $\hat{D}\hat{\lambda}^{-1}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia, según se indica en el título de cada figura. Las curvas que conforman los distintos marcadores y su color corresponden a las relaciones para los rangos de magnitud utilizados y dimensión lineal del área epicentral, respectivamente, según la leyenda de la Figura 4.2. La curva continua azul en cada gráfico corresponde a la densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{(\hat{\lambda}T)}$ .

Las Figura 4.11 muestra la caracterización de las funciones de escala  $\Psi(\hat{\lambda}\tau)$  para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, mientras que en la Figura 4.12 se muestra lo mismo para las separaciones de clústers del catálogo B. Los coeficientes  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  y las correspondientes desviaciones estándar  $\sigma_1$  y  $\sigma_2$  se muestran en la Tabla 4.2. Los segmentos de ley de potencia para los tiempos renormalizados pequeños, entre  $10^{-4}$ – $10^{-2}$ , presentan marcadas diferencias, como se ha descrito anteriormente. Los coeficientes son más negativos, denotando un decaimiento más pronunciado, en el caso de las separaciones  $z < 75$  km y del clúster P1, con un valor de  $\alpha$  alrededor de  $-1$ . Se remarca la diferencia entre una asíntota prolongada en el catálogo A y un comportamiento más complejo en el catálogo B. En estos casos el decaimiento lineal se extiende hasta el punto de inflexión previamente descrito, que marca la transición hacia el decaimiento pronunciado en la cola derecha.

En los otros casos, esto es para las separaciones  $z \geq 75$  km y los clústers P2, P3 e ID se tienen decaimientos más moderados, alrededor de  $\alpha \sim 0,5$ , teniendo P3 el decaimiento menor con  $\alpha = 0,331$ . En estos rangos,  $\hat{\lambda}\tau < 10^{-2}$ , las distribuciones difieren del comportamiento asíntótico que presenta una distribución teórica exponencial de tiempos de espera, ya que esta asíntota teórica corresponde a  $\alpha = 0$ , es decir, una distribución de tiempos de espera renormalizados constante.

Para las divisiones  $z \geq 75$  km y en los clústers P3 e ID se tiene una congruencia con la función exponencial en el rango  $[10^{-2}$ – $10^1]$ , una característica ausente en las otras divisiones y clústers. Esta congruencia se manifiesta en una convergencia de la pendiente del decaimiento de la función de escala  $\Phi$  a un segmento prácticamente plano, seguido por el decaimiento exponencial cuya inflexión importante se produce alrededor del valor  $\hat{\lambda}\tau$ . Se remarca acá que la función exponencial graficada no posee coeficientes que ajustar, por lo que basta verificar la coincidencia de la función de escala con la función teórica por inspección visual.

En Anexo D se muestran las mismas figuras, pero para las separaciones correspondientes a las primera y segunda mitad temporal de cada catálogo. En ellas se observan las mismas características, pero con cambios en los exponentes posiblemente asociados a cambios en la actividad sísmica. La excepción se produce en el catálogo A en  $z < 75$  km, el el cual en la primera mitad temporal se observa la coincidencia de la función de escala con la distribución teórica exponencial en su segmento central, produciéndose también este efecto para el catálogo completo.

También en Anexo D se muestran las tablas con los coeficientes de las leyes de potencia, para las primeras y segundas mitades de cada división o clúster. En general muestran que el coeficiente  $\alpha_2$  se mantiene más o menos estable, mientras que  $\alpha_1$  presenta variaciones, posiblemente atribuibles a cambios de la actividad sísmica y/o abundancia de réplicas.

Para las divisiones  $z < 75$  km y para el clúster P1 se tienen coeficientes de decaimiento  $\alpha \sim -1$ , lo cual se había anticipado previamente por inspección. Para las divisiones  $z \geq 75$  km, en tanto, se tienen segmentos en ley de potencia, de gran extensión en B y corta extensión en A, con coeficiente  $\alpha > -1$ . Estos preceden a la presencia de un dominio de decaimiento exponencial  $\Psi(\hat{\lambda}\tau) = \exp(-\hat{\lambda}\tau)$  entre  $\hat{\lambda}\tau \sim [10^{-2}, 10^1]$ , ploteado en 4.11. Este dominio no está presente en las divisiones  $z < 75$  km. El dominio de  $\hat{\lambda}\tau$  largos presenta en todos los casos decaimientos de ley de potencia más pronunciados, con coeficientes  $\alpha < 2$ .

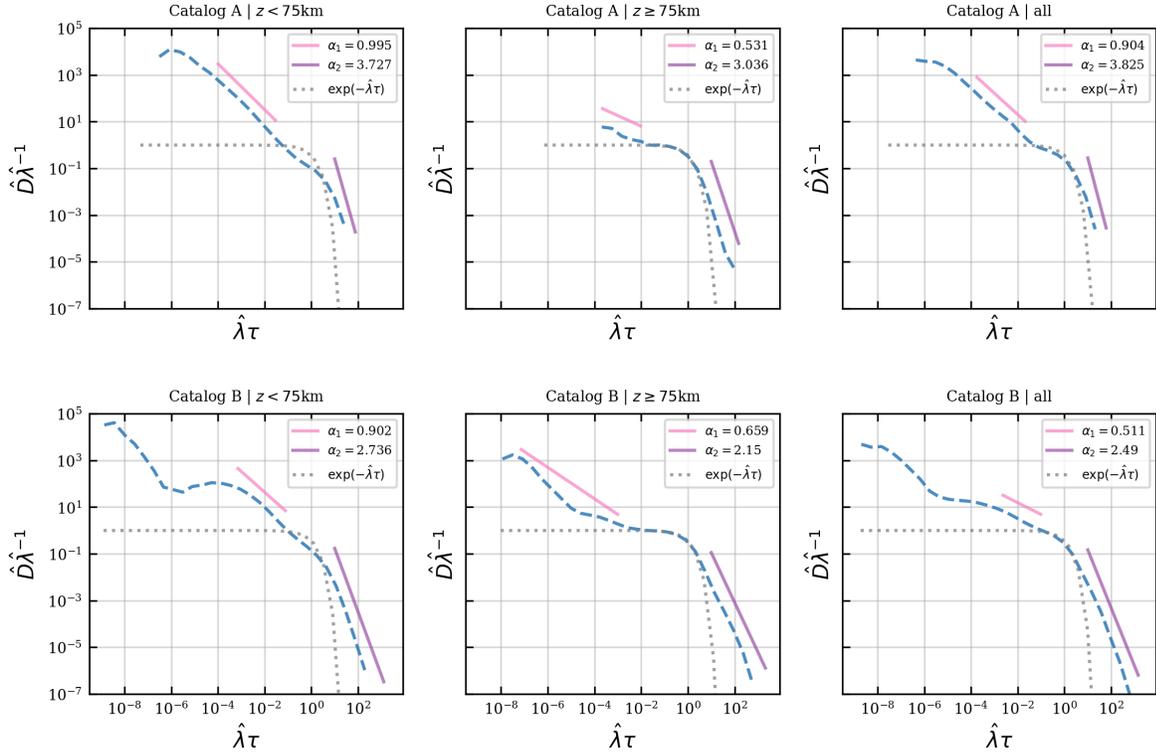


Figura 4.11: Densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{(\hat{\lambda}T)}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para las divisiones  $z < 75\text{ km}$  y  $z \geq 75\text{ km}$  de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Las líneas continuas corresponden a segmentos de ley de potencia, mientras que la línea discontinua corresponde a una función de escala  $\Psi$  exponencial.

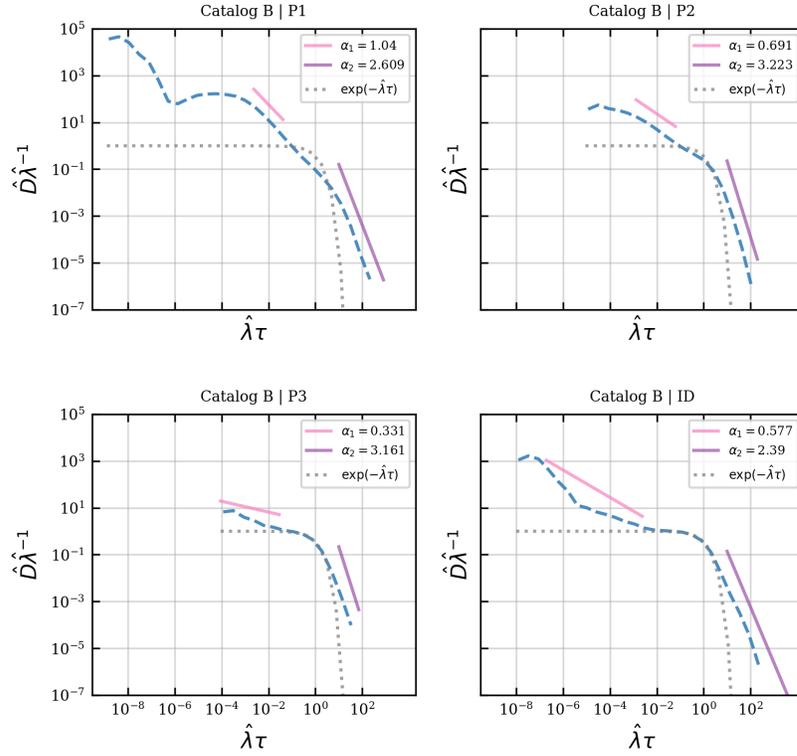


Figura 4.12: Densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{(\hat{\lambda}T)}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia, según se indica en el título de cada figura. Las líneas continuas corresponden a segmentos de ley de potencia, mientras que la línea discontinua corresponde a una función de escala  $\Psi$  exponencial.

Tabla 4.2: Exponentes de ley de potencia  $\alpha$  y respectivas desviaciones estándar  $\sigma$  asociados a dominios de la densidad de probabilidad empírica de los tiempos renormalizados  $\hat{\lambda}\tau$ , para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos además de los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia del catálogo B. Los valores se muestran como la mediana de la distribución, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo.

	$\alpha_1$	$\sigma_1$	$\alpha_2$	$\sigma_2$
Catalog A   $z < 75$ km	$0,99_{-0,03}^{0,05}$	$0,04_{-0,01}^{0,02}$	$3,73_{-0,77}^{0,72}$	$0,46_{-0,16}^{0,19}$
Catalog A   $z \geq 75$ km	$0,53_{-0,28}^{0,14}$	$0,07_{-0,04}^{0,10}$	$3,04_{-0,45}^{0,53}$	$0,54_{-0,15}^{0,11}$
Catalog A   all	$0,90_{-0,04}^{0,07}$	$0,02_{-0,01}^{0,01}$	$3,83_{-0,47}^{0,58}$	$0,48_{-0,09}^{0,15}$
Catalog B   $z < 75$ km	$0,90_{-0,03}^{0,03}$	$0,05_{-0,01}^{0,01}$	$2,74_{-0,22}^{0,22}$	$0,05_{-0,01}^{0,01}$
Catalog B   $z \geq 75$ km	$0,66_{-0,03}^{0,02}$	$0,06_{-0,01}^{0,01}$	$2,15_{-0,14}^{0,09}$	$0,02_{-0,00}^{0,00}$
Catalog B   all	$0,51_{-0,03}^{0,05}$	$0,01_{-0,01}^{0,00}$	$2,49_{-0,07}^{0,09}$	$0,02_{-0,00}^{0,00}$
Catalog B   P1	$1,04_{-0,03}^{0,06}$	$0,04_{-0,01}^{0,01}$	$2,61_{-0,17}^{0,11}$	$0,06_{-0,01}^{0,01}$
Catalog B   P2	$0,69_{-0,03}^{0,03}$	$0,02_{-0,01}^{0,01}$	$3,22_{-0,21}^{0,33}$	$0,17_{-0,03}^{0,03}$
Catalog B   P3	$0,33_{-0,05}^{0,09}$	$0,07_{-0,05}^{0,07}$	$3,16_{-0,27}^{0,35}$	$0,39_{-0,09}^{0,06}$
Catalog B   ID	$0,58_{-0,04}^{0,03}$	$0,06_{-0,01}^{0,01}$	$2,39_{-0,18}^{0,14}$	$0,03_{-0,00}^{0,00}$

Por último, la tabla 4.3 muestra el resultado del test estadístico correspondiente al ratio de verosimilitud entre un ajuste con ley de potencia y un ajuste exponencial en el dominio de los tiempos renormalizados largos. Cuando el valor del ratio  $R$  es mayor que cero indica que la distribución más probable es la ley de potencia, y este test posee significancia estadística asociada  $p$ , con un valor de  $p < 0,05$  nos permite confirmar la veracidad del test. Se puede verificar que el catálogo A no cumple en ningún caso el test, mientras que este sí es positivo para el catálogo B en todas sus divisiones y clústers excepto en P3. En Anexo D se entregan los resultados por divisiones temporales, obteniéndose los mismos resultados en el caso del catálogo A, mientras que para divisiones y clústers del catálogo B el test es negativo en algunas divisiones temporales, por lo que es posible que el resultado dependa del número de eventos considerado.

### 4.3. Comparación de la probabilidades empíricas de recurrencia

Para dar una respuesta exploratoria a la pregunta sobre que esperar luego de la ocurrencia de un sismo, en cuanto a la ocurrencia de otro sismo en un área epicentral acotada y una magnitud de excedencia específica, según la separación tectónica se presentan a continuación gráficas que muestran la probabilidad empírica estimada a partir de la densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{\hat{\lambda}\tau}$ . Esto permitirá obtener una respuesta preliminar, puesto que no se tiene aún una parametrización estadística completa de la función de escala  $\Psi$ .

Tabla 4.3: Resultados del test de ratio ( $R$ ) de verosimilitud entre ajuste con ley de potencia y ajuste con exponencial. Se entrega también el valor de significación  $p$  asociado. Los valores se muestran como la mediana de la distribución, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo. La columna *PL test* indica el resultado del test  $R > 0 \wedge p \leq 0,05$ .

	$R$	$p$	PL test
Catalog A   $z < 75\text{km}$	$0,13_{-1,41}^{6,64}$	$0,37_{-0,35}^{0,53}$	False
Catalog A   $z \geq 75\text{km}$	$1,03_{-2,34}^{5,43}$	$0,29_{-0,25}^{0,65}$	False
Catalog A   all	$0,63_{-2,73}^{2,34}$	$0,52_{-0,48}^{0,40}$	False
Catalog B   $z < 75\text{km}$	$195,03_{-151,01}^{116,04}$	$0,00_{-0,00}^{0,03}$	True
Catalog B   $z \geq 75\text{km}$	$695,33_{-270,27}^{300,12}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True
Catalog B   all	$463,14_{-235,39}^{386,09}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True
Catalog B   P1	$56,09_{-45,65}^{93,17}$	$0,01_{-0,01}^{0,41}$	True
Catalog B   P2	$21,13_{-16,85}^{14,08}$	$0,01_{-0,01}^{0,41}$	True
Catalog B   P3	$1,31_{-2,53}^{2,34}$	$0,45_{-0,38}^{0,54}$	False
Catalog B   ID	$442,91_{-244,22}^{329,50}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True

Según la Ecuación 3.1, la probabilidad se calcula multiplicando la densidad de probabilidad por el intervalo de tiempo, en este caso, correspondiente al ancho de clase. Luego, se tendrá

$$f_{\hat{\lambda}_\tau} \delta\tau = \hat{P}(\tau < \text{tiempo de espera}), \quad (4.3)$$

obteniéndose la probabilidad empírica  $\hat{P}$  que describe la fracción de eventos que recurren según su tiempo de espera, para un rango sísmico descrito por una tasa promedio  $\hat{\lambda}$ .

Para mostrar una respuesta más específica se mostrará el resultado para magnitud de excedencia 5,0 y dimensión lineal del área epicentral de  $1^\circ$ .

En la Figura 4.13 puede apreciarse que la fracción de eventos  $\hat{P}$  que recurren con magnitud mayor a 5,0 en un área epicentral de dimensión lineal  $1^\circ = 111,111 \text{ km}$ , tiene un comportamiento distintivo, en ambos catálogos A y B, según la separación por profundidad considerada. Hasta  $\tau \sim 1$  día todas las curvas son ascendentes, sin embargo, la fracción  $\hat{P}$  es mayor en el caso de la separación  $z < 75 \text{ km}$ , alcanzando un valor en torno a 0,07–0,08. Este segmento está asociado al segmento extenso de ley de potencia observado previamente en la densidad empírica. En la separación  $z \geq 75 \text{ km}$ , en tanto,  $\hat{P}$  alcanza valores menores que 0,02. Hacia tiempos mayores a 1 día, en sismos profundos, sigue siendo ascendente hasta alcanzar un solo máximo alrededor de 10 días (catálogo B)–1 mes (catálogo A), con valores alrededor de  $\hat{P} = 0,3$ , para luego descender asintóticamente para los tiempos largos de 1 año y más. En la separación  $z < 75 \text{ km}$ , en cambio,  $\hat{P}$  desciende después de los tiempos mayores a 1 día y presenta un mínimo local en torno a 7–12 días. La fracción  $\hat{P}$  luego asciende nuevamente hasta alcanzar el máximo global, en torno a 20–80 días, y valores de en torno a  $\hat{P} = 0,1$ –0,12, para finalmente descender hacia los tiempos de espera de 1 año y mayores. Las curvas para los eventos considerando todas las profundidades pueden ser vistas, en ambos catálogos, como una superposición de los comportamientos descritos, aunque es más aparente en el catálogo B que debido a la mayor intensidad sísmica de sismos de profundidad

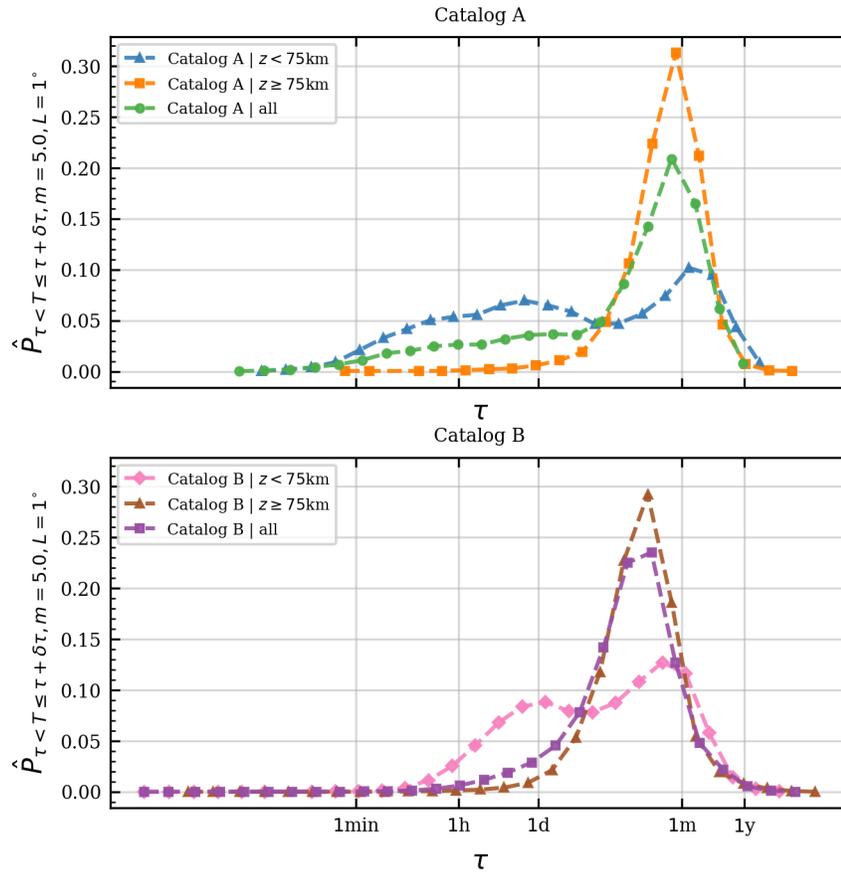


Figura 4.13: Fracción de eventos  $\hat{P}$  que recurren luego de un intervalos de tiempo  $\tau < T \leq \tau + \delta\tau$ , con magnitud mayor a 5,0 en un área epicentral de dimensión lineal  $1^\circ = 111,111$  km, según las separaciones  $z < 75$  km,  $z \geq 75$  km y los catálogos A y B completos, como se indica en la leyenda. En la abcisa el tiempo de espera se muestra en espaciamento logarítmico y para facilitar la comprensión se han marcado los tiempos de espera de 1 minuto, 1 hora, 1 día, 1 mes y 1 año.

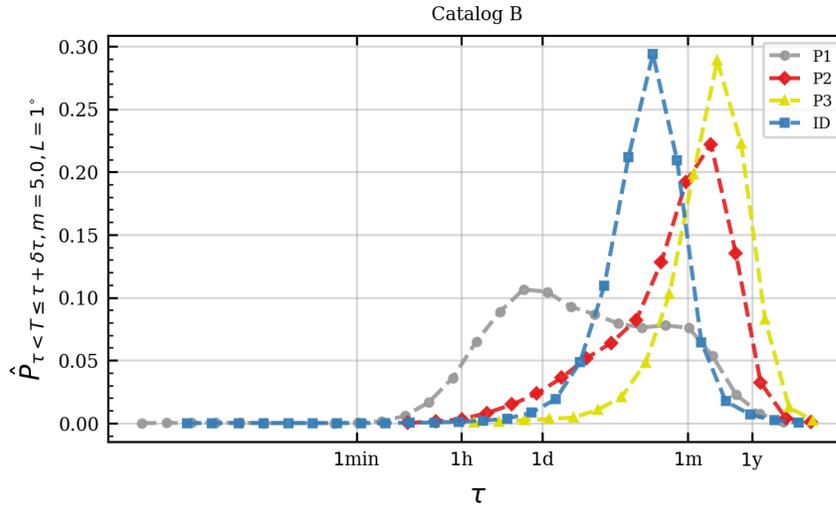


Figura 4.14: Fracción de eventos  $\hat{P}$  que recurren luego de un intervalo de tiempo  $\tau < T \leq \tau + \delta\tau$ , con magnitud mayor a 5,0 en un área epicentral de dimensión lineal  $1^\circ = 111,111$  km, según las separaciones  $z < 75$  km,  $z \geq 75$  km y los catálogos A y B completos, como se indica en la leyenda. En la abcisa el tiempo de espera se muestra en espaciamiento logarítmico y para facilitar la comprensión se han marcado los tiempos de espera de 1 minuto, 1 hora, 1 día, 1 mes y 1 año.

intermedia la distribución es unimodal, mientras que en el catálogo A se aprecia más el modo asociado a la escala corta en los sismos de interfaz.

En la Figura 4.14 muestra lo mismo descrito anteriormente, pero para la clasificación de clústers. En esta se aprecia que la bimodalidad previamente descrita para sismos  $z < 75$  km también está presente en sismos del plano de interfaz P1. Sin embargo, el primer modo en la escala corta, con un máximo cercano a 1 día, es más pronunciado que el segundo máximo en torno a 1 mes, alcanzando el primero un valor de  $\hat{P} \sim 0,1$  y el segundo  $\hat{P} \sim 0,8$ . Las curvas de  $\hat{P}$  en los clústers ID, P2 y P3 son unimodales como antes se observó para sismos a  $z \geq 75$  km, con máximos en tiempos de espera y valores de 11 días /  $\hat{P} = 0,27$ , 70 días /  $\hat{P} = 0,24$  y 80 días /  $\hat{P} = 0,28$ , respectivamente, notándose que a mayor número de eventos, mayor es el tiempo de espera donde se ubica este máximo. Sin embargo, debe notarse que en el caso del clúster P3 la fracción  $\hat{P}$  posee un ascenso hacia el máximo con una pendiente más constante, otorgando una cuota de probabilidad mayor en tiempos de espera en torno a 1 día. Esto puede ser atribuido a la observación que se hizo anteriormente de que la función de escala  $\Psi$  en P3 no conforma una exponencial en el rango de escala intermedia, como si lo hacen P3 e ID.

## 4.4. Síntesis

En este capítulo se han obtenido propiedades de similaridad de los catálogos sísmicos en estudio, correspondientes a catálogos de mediano y corto plazo para el margen de subducción del Norte Grande de Chile entre los  $19$  y  $23,5^{\circ}S$ . Las propiedades de similaridad obtenidas consisten en estimaciones del número medio de eventos para un determinado rango de magnitud y dimensión lineal de área epicentral, cantidades desde las cuales se obtuvieron estimaciones para el coeficiente que caracteriza el decaimiento del número medio de eventos con el momento sísmico  $\beta$  y el coeficiente que caracteriza la amplificación del número medio de eventos con la dimensión lineal del área epicentral,  $\gamma$ . Estos coeficientes a su vez escalan la densidad de probabilidad asociada los tiempos de espera, sirviendo como un factor de renormalización. Al realizar el análisis sobre los catálogos en toda su extensión temporal se obtienen funciones de escala distintas para los sismos que ocurren a profundidades  $z < 75$  km y aquellos a  $z \geq 75$  km, siendo la característica diferenciadora la existencia de un dominio de tiempos renormalizados en que rige una función de escala exponencial en estos últimos, y también presente en los clústers P3 e ID del catálogo B. Por último, al analizar la probabilidad empírica estimada a través de la fracción de eventos que recurren para una escala espacio–magnitud específica se evidenció que la probabilidad empírica es distinta según la separación por profundidad o clúster considerado, observándose una probabilidad alta de recurrencia en tiempos cortos en torno a 1 día, para sismos asociados a la interfaz de subducción y, un máximo común en todas las separaciones y clústers en torno a las decenas de días hasta 2 meses, asociado al tiempo de espera promedio, es decir, el inverso de la tasa sísmica. Con esto se han cumplido los objetivos séptimo y octavo.

# Capítulo 5

## Discusión

### 5.1. Sobre el proceso de escalamiento

El proceso de escalamiento permite deducir la dependencia de la densidad de tiempos de espera con el momento sísmico de excedencia  $M$  y la dimensión lineal del área epicentral  $L$ , además de verificar si las características observadas son comunes o no a todas las escalas del proceso. Para esto se estimaron factores de renormalización  $\hat{\lambda}$ , que además de servir al propósito del proceso de escalamiento, indican importantes diferencias en los coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  según la separación por profundidad o división por clúster. Los factores de renormalización estimados  $\hat{\lambda}$  dan cuenta de la dependencia en ley de potencia de la tasa sísmica con el momento sísmico y con la dimensión lineal del área epicentral, esto dado el buen nivel de ajuste obtenido en la inversión del sistema lineal por mínimos cuadrados, con residuos en casi todos los casos menores a 0,1.

El escalamiento de la tasa sísmica como ley de potencia con el momento sísmico es análogo a la ley de Gutenberg-Richter que establece un decaimiento exponencial del número de eventos con la magnitud, y así también el coeficiente  $\beta$  obtenido es análogo al b-value mediante  $\beta = b/1,5$ . Acá se debe notar que se asumió un factor de conversión a magnitud de momento unitario en el caso del catálogo B, lo cual podría influir solamente en la consistencia de comparación con otros catálogos, pero que no afectaría la consistencia del análisis por ser solamente una constante.

Los valores de  $b/1,5$  para el catálogo B en las separaciones por clústers siguen el mismo orden que los valores obtenidos por (Hainzl et al., 2019), esto es, de mayor a menor: ID, P3, P2 y P1, con una diferencia máxima de 0,07. Telesca et al. (2020) calcularon también b-values para P1 y P3, los valores obtenidos en este estudio son coincidentes en 5 centésimas. En el caso del catálogo A, el valor  $b/1,5$  para la separación  $z < 75$  km es similar en una centésima al producido por (Poulos et al., 2018) en la zona de interfaz del norte grande de Chile con el mismo catálogo, sin embargo, en el caso  $z \geq 75$  km la diferencia es de 0,13, produciéndose esto probablemente por el tipo de eventos incluidos y la extensión de la zona considerada. En cualquier caso, las comparaciones permiten verificar la consistencia del método utilizado.

El coeficiente  $\beta$  caracteriza el “balance” entre el número de eventos y el momento liberado

por estos, a igual momento sísmico acumulado un valor de  $\beta$  más alto indica que se producen más eventos que con un  $\beta$  más bajo. Usualmente es interpretado como un indicador de la peligrosidad sismogénica de una determinada zona: el valor de  $\beta$  determina la pendiente de decaimiento del número de eventos por unidad de tiempo, en la línea recta que tiene esta distribución al observarla en escala log-log. En un mismo rango de momento sísmico, e igual actividad o número anual de eventos, una pendiente menor o  $\beta/b$ -value más bajo indica una mayor probabilidad de observar sismos de gran momento sísmico. En este caso de estudio, sismos asociados a la interfaz de subducción tienen menor  $\beta$  que aquellos intraplaca, lo cual es consistente considerando la amenaza por sismos “megathrust” en el norte de Chile.

Por otro lado, el escalamiento de la tasa sísmica como ley de potencia con la dimensión lineal del área epicentral es debido a la invarianza de escala en la distribución de los epicentros (Kagan, 1991), con un coeficiente  $\gamma$  correspondiente a la dimensión fractal de correlación, según el método utilizado en este trabajo. Telesca et al. (2020), aunque con un método distinto, también calcularon dimensiones de correlación para los clústers P1 y P3, obteniendo valores mayores (1,42 y 1,53) comparados con los acá obtenidos (1,1 y 1,3) pero con la misma tendencia de mayor dimensión fractal en sismicidad intraplaca. El valor obtenido para P1 también es menor que el obtenido para P2 (1,27) y para ID (1,2). Esta tendencia se repite en las separaciones por profundidad para el catálogo A (1,15 y 1,33 para  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km, respectivamente), pero el caso del catálogo B ambas separaciones tienen un valor similar de alrededor de 1,22. Estudios más detallados se requieren para confirmar la tendencia observada de mayor dimensión fractal en epicentros de sismos profundos y para ahondar en las causas de esta observación.

Para estabilizar los resultados el cálculo de los coeficientes se repitió con 100 rotaciones aleatorias del ángulo de la grilla, con lo cual se obtuvo distribuciones de los coeficientes, las cuales muestran en la mayoría de los casos una dispersión en torno a un valor promedio, y observándose que no todas las distribuciones son gaussianas, lo que denota una complejidad de la distribución de los coeficientes que podría ser causada por algún otro factor aparte de los errores en las localizaciones epicentrales y podría estar contradiciendo la hipótesis de isotropía y homogeneidad de la sismicidad que fue asumida en este estudio. Esto se podría deber a heterogeneidades en la distribución de los esfuerzos en el margen de subducción. El estudio pionero de Kossobokov y Mazhkenov (1992) da cuenta de un incremento de la dimensión fractal de norte a sur en el sistema de fallas de San Andrés, California, lo cual es contrastado con un aumento de su complejidad y ramificaciones de este sistema observados en superficie. Estudios posteriores han mapeado los coeficientes del factor de renormalización a distintas zonas sismogénicas en el mundo, con el objetivo de otorgar estimaciones de la amenaza sísmica que consideren la dependencia con la escala, por ejemplo al pasar de una división territorial a otra en una distinta jerarquía (Nekrasova et al., 2015; Nekrasova y Kossobokov, 2019). Esta es una posible aplicación a la estrategia de análisis desarrollada en esta tesis.

Una observación interesante tiene relación con la variación temporal que experimentan los coeficientes  $\beta$  y  $\gamma$ , más notoriamente asociados a la interfaz de subducción ( $z < 75$  km, P1). Esta variación se manifiesta en una correlación entre un aumento de la productividad sísmica  $\Lambda$  en la segunda mitad de cada catálogo (dada la inclusión del terremoto  $M_w$  8,1), una disminución de  $\beta$  y una disminución también de  $\gamma$ . Esta observación puede ser considerada como complementaria a estudios previos que han identificados disminuciones del espectro

multifractal (y en particular de la dimensión de correlación) previo a terremotos de gran magnitud en Chile (Pastén y Comte, 2014). Otros estudios recientes han calculado series de tiempo de estos coeficientes Nekrasova et al. (2011); Bukchin et al. (2020); Kossobokov et al. (2021) tanto en sus variaciones en el mediano plazo, como en ventanas cercanas a eventos importantes, planteando posibles aplicaciones al monitoreo de la amenaza sísmica dependiente del tiempo.

Estudios más detallados que tengan en cuenta una cobertura homogénea de los epicentros en cada separación y de áreas epicentrales más acotadas se necesitan para calcular de manera más precisa la dimensión fractal de los epicentros, los cuales, en conjunto con estudios de variaciones temporales de estos, podrían ayudar a caracterizar la actividad sísmica y complementar enfoques actuales.

## 5.2. Diferencias en la organización temporal de la sismicidad

Al renormalizar las densidades empíricas, utilizando la hipótesis de similaridad incompleta de estas con el momento sísmico de excedencia y con la dimensión lineal del área epicentral, se establece que las características de las distribuciones son comunes a todas las escalas en que se analiza la sismicidad. Esto se manifiesta a través del colapso de las densidades empíricas en una sola curva, correspondiente a la función de escala  $\Psi$ . En algunos casos después de la renormalización aún se aprecia dispersión de las distribuciones, lo cual es más apreciable en la escala corta. Esto podría explicarse por la presencia de una dependencia de los coeficientes de escala con el tiempo de espera, contradiciendo así la hipótesis planteada. Esto fue previamente evidenciado por Davidsen y Goltz (2004). Sin embargo, la colección de todas las distribuciones en una sola distribución mediante el cálculo de la densidad de los tiempos de espera renormalizados permite recoger las características generales de la función de escala. Esta función modela las variaciones de la estadística de los tiempos de espera, con el momento sísmico de excedencia considerado y con la dimensión lineal del área epicentral donde estos son contados.

- Naturaleza poissonneana de la sismicidad de profundidad intermedia y del segundo plano de Wadati–Benioff (P3)

En el caso hipotético de independencia en la ocurrencia de los eventos (comportamiento poissonneano), la función de escala debiese ser una exponencial, denotando que la probabilidad de observar un determinado tiempo de espera disminuye rápidamente al aumentar este, presentando primero un segmento asintóticamente plano. En el caso límite en que  $\alpha_1 = 0$  se tiene una densidad de tiempos de espera que es independiente del tiempo de espera:  $D = \lambda$ . Luego la actividad sísmica depende solamente de los coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  que modulan su distribución espacial y de momento sísmico, es decir, es independiente del tiempo.

Todas las funciones de escala analizadas difieren de un comportamiento puramente poissonneano, sin embargo, las separaciones o clústers asociadas a sismicidad de profundidad intermedia o del segundo plano de subducción (P3) muestran una convergencia

de sus funciones de escala a un segmento exponencial en su escala intermedia. Esto significa que, descontando los casos de eventos que poseen valores pequeños o grandes de  $\hat{\lambda}\tau$ , dígase que se tengan valores en torno a  $10^{-1}$ – $10^1$ , la sismicidad presenta una naturaleza poissonneana, con eventos distribuidos independientemente en el tiempo. Esto es coherente con lo mostrado por Enescu et al. (2008) para sismos de profundidad intermedia en la región de Vrancea, los cuales luego de declusterizar el catálogo conforman una distribución exponencial. Ese estudio muestra que previo a la declusterización la función de escala posee un segmento de decaimiento con baja pendiente, por lo cual, la existencia de ese segmento en los casos acá analizados puede atribuirse a la existencia de sismos correlacionados en el tiempo. Las observaciones acá expuestas son congruentes con la baja productividad de réplicas tanto en sismos de profundidad intermedia como en sismos del segundo plano de subducción, expuesta por Hainzl et al. (2019) y Cabrera et al. (2021), respectivamente. El primer estudio atribuyó el decaimiento en productividad de réplicas al descenso del acoplamiento en la interfaz de subducción con la profundidad, mientras que el segundo lo asoció a una ausencia de hidratamiento en el slab.

En el caso de sismos asociados al contacto de interfaz la función de escala difiere totalmente de una exponencial. La excepción ocurre en la primera mitad del catálogo A, lo cual puede ser explicado dada la magnitud de completitud de 5,0 de este catálogo y la baja actividad relacionada a aglomeración de eventos en torno a la ocurrencia de terremotos de gran magnitud en ese periodo. El caso del plano superior P2 es un comportamiento que es intermedio entre P1 y P3, lo cual puede deberse a una influencia del acoplamiento en la interfaz en los sismos intraplaca, provocando así productividad de réplicas, o también puede deberse a que con el criterio de separación de clústers propuesto por Sippl et al. (2018) no se logra aislar completamente los sismos de interfaz de los intraplaca.

- Aglomeración de eventos en la escala corta en sismos de la interfaz de subducción

En la sismicidad asociada al contexto de subducción ( $z < 75$  km y la separación de clúster P1 y P2) se aprecia una asíntota de la función de escala hacia la escala corta, con una ley de potencia de coeficiente  $\alpha = 1$ . Esta asíntota es consistente con el modelamiento teórico de la función de escala realizado por Saichev y Sornette (2007). En el caso límite en que  $\alpha = 1$  se tiene que  $D = \lambda(\lambda\tau)^{-1} = \tau^{-1}$ , es decir, la densidad de probabilidad es independiente de la tasa sísmica. Este caso es análogo a la ley de Omori, en que la actividad sísmica es dominada por la ocurrencia de réplicas de un terremoto de gran magnitud.

- Cola pesada en la escala larga

Por últimos, se hace notar que en este estudio se verificó la cualidad de “cola pesada” presente en la distribución de los tiempos de espera mediante el test de ratio de log-verosimilitud. Este resultó falso para el catálogo A, y verdadero en el catálogo B, exceptuando P3, con cambios en los resultados al considerar por separado las primeras y segundas partes de los catálogos. Con respecto al valor del exponente  $\alpha_2$  este es distinto para cada separación o clúster, lo cual difiere de la universalidad expuesta por Corral (2004) de un coeficiente  $\alpha_2 = 2,2$ .

Un efecto interesante que tienen las distribuciones de tiempos de espera de cola pesada, aquellas que no están limitadas por una exponencial para tiempos largos, es la existencia

de la llamada “paradoja del tiempo esperado hasta el próximo terremoto”. Esta se refiere a que “a mayor tiempo transcurrido desde el último evento, mayor es el tiempo esperado hasta el siguiente” (Sornette y Knopoff, 1997). Esto es contraintuitivo, pues uno esperaría que el tiempo esperado disminuyera, según la teoría de rebote elástico. Igualmente se debe tomar precaución con esta interpretación, puesto que los catálogos utilizados tienen tiempos de a lo más 43 años.

- La probabilidad de recurrencia depende del contexto tectónico

Mientras que los sismos en la separación  $z \geq 75$  km y en los clústers P2, P3 e ID presentan una curva asociada a la fracción de eventos que recurren con una magnitud mayor a 5,0 en un área epicentral del dimensión lineal 111,111 km según el tiempo de espera de carácter unimodal, esto es un solo máximo asociado al tiempo de espera promedio, los sismos en la separación  $z < 75$  km y en el clúster P1 presentan una curva bimodal, con un modo en tiempos cortos y máximo en torno a 1 día, atribuible a la aglomeración de eventos correlacionados entre sí (multiplets, enjambres) y/o réplicas.

Aunque esta evidencia está sujeta tanto a las hipótesis utilizadas en este estudio como a la precisión y rango temporal de los catálogos, tiene importancia en proveer una respuesta preliminar sobre que esperar luego de un terremoto, en cuanto a la ocurrencia de un próximo evento con una magnitud similar o mayor y en un área epicentral acotada en torno a la localización de este. Según los resultados obtenidos, en el caso de que el terremoto haya ocurrido a profundidades menores que 75 km, o más precisamente, que se pueda localizar dentro de la zona de influencia de la interfaz de subducción, se puede esperar la ocurrencia del siguiente evento con alta probabilidad en torno a un tiempo de espera de 1 día, tiempos de espera para los cuales la recurrencia de un sismo de profundidad intermedia o asociado al plano inferior de Wadati–Benioff es baja. En estos la probabilidad está concentrada en torno a tiempos de espera entre las decenas de días y 2 meses, esto debido a su naturaleza poissoniana. Los sismos asociados a la interfaz presentan otra concentración de probabilidad en torno a 20–80 días, asociado a la actividad sísmica con tiempos en torno al tiempo de espera medio.

Una consecuencia importante que puede tener la evidencia con el nivel de refinamiento espacial del catálogo de Sippl et al. (2018) es que en el caso de observarse un sismo a profundidad  $z < 75$  km, lo que se puede esperar en cuanto a la ocurrencia de un nuevo sismo depende de la localización con respecto al plano de subducción. De disponer de algoritmos de localización con buena precisión que puedan rápidamente clasificar el sismo según su taxonomía y de verificar su localización en el plano de subducción, podría calcularse, con la metodología desarrollada en esta tesis, la probabilidad de que otro sismo de similar o mayor magnitud ocurra en un área en torno al mismo en los siguientes minutos, horas, días, meses, etc. avanzando hacia una comunicación más efectiva y basada en análisis cuantitativo con la comunidad, por ejemplo, acerca de las interacciones entre sismos. Una aplicación expuesta recientemente en esta dirección es la provista por Fan et al. (2021).

### 5.3. Parametrización de la función de escala

El proceso de escalamiento desarrollado en este estudio es el más simple posible, dado que en los parámetros gobiernos considerados incorporan solo variables disponibles en catálogos sísmicos. Estudios futuros pueden incluir más variables que permitan parametrizar de forma física la función de escala  $\Psi$  que modela la distribución estadística de la sismicidad. Independiente de un avance en la parametrización física, futuros estudios podrían avanzar en la parametrización estadística de la función de escala, de manera de proveer un marco de análisis para explorar cambios en la sismicidad o quiebres en la similaridad. Esta parametrización estadística debe ser lo suficientemente flexible para lograr modelar la complejidad que se ha observado, que mezcla un comportamiento poissoniano con decaimiento exponencial y leyes de potencia. Una distribución que posee esta robustez es la distribución de Weibull, comúnmente usada en ingeniería de confiabilidad, y que cuenta con aplicaciones modernas en métodos de pronóstico (Rundle et al., 2021).

### 5.4. Importancia del escalamiento y similaridad en la sismicidad

La similaridad, según el academicista V. Keilis-Borok, es uno de los cuatro paradigmas de la predicción de terremotos: “Los fenómenos premonitorios son similares (idénticos luego de la renormalización) en ambientes extremadamente diversos y en un amplio rango de energías. La similaridad no es ilimitada, no obstante, y variaciones regionales de fenómenos premonitorios emergen” (Keilis-Borok, 2003). El proceso de escalamiento y de análisis de similaridad está íntimamente ligado al concepto de “asíntotas intermedias” (Barenblatt, 2003). Cualquier caracterización que explore las propiedades de similaridad de un fenómeno es, necesariamente, una caracterización que hace uso de las escalas dimensionales intermedias en que el fenómeno se presenta, siendo estas acotadas tanto inferior como superiormente. Así, por definición, el comportamiento de ley de potencia que modela teóricamente los fenómenos invariantes de escala no es universal, como ya ha sido afirmado por Ben-Zion (2008), y podría depender de propiedades geométricas y materiales de las estructuras de fallas regionales, profundidad, litología, temperatura y regímenes de fluidos entre otros posibles variables de control (e.g. Béjar-Pizarro et al. (2013); Pastén-Araya et al. (2018); Cabrera et al. (2021); Contreras-Reyes y Carrizo (2011)). Aplicaciones que explotan los quiebres de similaridad en la estadística sísmica ya han comenzado a aparecer (e.g. Vorobieva et al. (2016)). Esto permitiría usar el escalamiento de la sismicidad para complementar la búsqueda de fenómenos transientes en la litósfera (Bernard, 2001). El proceso de escalamiento puede ser fundamental, entonces, para desarrollar algoritmos capaces de detectar cambios regionales en la sismicidad y avanzar en el desarrollo de esquemas de pronóstico de terremotos.

# Capítulo 6

## Conclusión

Los resultados de este estudio indican que la densidad empírica de los tiempos de espera muestra diferencias significativas para divisiones por profundidad y por separación de clústers. Así se puede identificar que la diferencia más importante proviene del contexto tectónico en que se sitúan los sismos: uno asociado a la interacción entre las placas tectónicas de Nazca y Sudamericana, esto es, sismos en la interfaz entre bloques tectónicos y otro asociado a sismos fuera de esa interacción, ya sean estos intraplaca o de profundidad intermedia.

En el marco del análisis de escalamiento de la densidad de probabilidad bajo las hipótesis de similaridad incompleta del número promedio de eventos por unidad de tiempo con el momento sísmico de excedencia y con la dimensión lineal del área epicentral, utilizando 2 catálogos sísmicos, uno de mediano plazo (43 años) y magnitud de completitud 5,0 y uno de corto plazo (7 años) y magnitud de completitud 3,0 se puede concluir que:

Dada la ocurrencia de un evento de momento  $M' \geq M$  en un área epicentral de dimensión lineal característica  $L$ , la densidad de probabilidad del tiempo de espera  $\tau$  al próximo evento con  $M' \geq M$  en el mismo área de dimensión lineal  $L$ :

1. Depende de la variable  $\lambda\tau$ , donde  $\lambda$  es el número medio de eventos con  $M' \geq M$  en un área epicentral de tamaño  $L$ , a través de la función de escala  $\Psi$ .
2.  $\lambda$  a su vez depende de exponentes  $\beta$  y  $\gamma$ , es decir, de la distribución del momento y de la distribución espacial de los epicentros:

$$\lambda = \lambda_0 \left( \frac{M}{M_c} \right)^\beta \left( \frac{L}{L_0} \right)^\gamma. \quad (6.1)$$

$\beta$  y  $\gamma$  provienen de la invarianza de escala de los fenómenos geológicos (dimensión fractal), esto es lo mismo que decir similaridad incompleta de la densidad  $D$  en los parámetros de gobierno  $M$  y  $L$ .

3. Es decreciente: más tiempo pasa, menor densidad de probabilidad, debido a que  $\Psi$  es decreciente.
4. Depende de la ubicación del área epicentral, es decir, si se ubica alrededor de la costa (sismos a profundidades menores que 75 km) o al interior del continente (sismos a

profundidades mayores que 75 km). Depende también de la taxonomía específica: sismos de la doble zona sísmica tienen una densidad de probabilidad similar a los sismos de profundidad intermedia.

5. Para tiempos de espera menores al tiempo de espera promedio  $\tau = 1/\lambda$  es mayor en el caso de epicentros costeros, lo cual implica una mayor probabilidad de recurrencia en tiempos cortos, con una asíntota intermedia  $\Psi = (\lambda\tau)^{-1}$  asociada a la existencia de alta productividad de réplicas. Da como resultado una densidad independiente de la tasa  $\lambda$ :  $D = \tau^{-1}$ .
6. Para tiempos de espera menores al tiempo de espera promedio  $\tau = 1/\lambda$  la densidad de probabilidad de los tiempos de espera presenta un decaimiento débil en el caso de sismos de epicentro interior, asociado a una baja productividad de réplicas, lo cual implica una baja probabilidad de recurrencia en los tiempos cortos.
7. Posee un régimen poissonneano en el centro de la distribución en el caso de epicentros interiores y en el caso de sismicidad asociada al segundo plano de subducción (P3).
8. Posee, probablemente, un decaimiento de ley de potencia (cola pesada) para  $\tau > \frac{10^1}{\lambda}$ , lo cual tiene la implicancia siguiente: entre más tiempo se ha esperado, más tiempo se debe seguir esperando (paradoja del tiempo de espera).

# Bibliografía

- Aden-Antóniow, F., Satriano, C., Bernard, P., Poiata, N., Aissaoui, E.-M., Vilotte, J.-P. y Frank, W. Statistical Analysis of the Preparatory Phase of the M w 8.1 Iquique Earthquake, Chile. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 125(6):e2019JB019337 (2020).
- Alstott, J., Bullmore, E. y Plenz, D. powerlaw: a Python package for analysis of heavy-tailed distributions. *PloS one*, 9(1):e85777 (2014).
- Angermann, D., Klotz, J. y Reigber, C. Space-geodetic estimation of the Nazca-South America Euler vector. *Earth and Planetary Science Letters*, 171(3):329–334 (1999).
- Asch, G., Tilmann, F., Schurr, B. y Ryberg, T. Seismic network 5E: MINAS Project (2011/2013) (2011).
- Astroza, M., Sandoval, M. y Kausel, E. Estudio comparativo de los efectos de los sismos chilenos de subducción del tipo intraplaca de profundidad intermedia. *IX Jornadas de Sismología e Ingeniería Antisísmica, Concepción, Chile* (2005).
- Aviles, C. A., Scholz, C. H. y Boatwright, J. Fractal analysis applied to characteristic segments of the San Andreas Fault. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 92(B1):331–344 (1987).
- Bak, P., Christensen, K., Danon, L. y Scanlon, T. Unified scaling law for earthquakes. *Physical Review Letters*, 88(17):178501 (2002).
- Bak, P. y Tang, C. Earthquakes as a self-organized critical phenomenon. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 94(B11):15635–15637 (1989).
- Barenblatt, G. I. *Dimensional analysis and physical similarity*, página 12–51. Cambridge Texts in Applied Mathematics. Cambridge University Press (2003).
- Barrientos, S. y Team, N. S. C. C. The seismic network of Chile. *Seismological Research Letters*, 89(2A):467–474 (2018).
- Béjar-Pizarro, M., Socquet, A., Armijo, R., Carrizo, D., Genrich, J. y Simons, M. Andean structural control on interseismic coupling in the North Chile subduction zone. *Nature Geoscience*, 6(6):462–467 (2013).
- Ben-Zion, Y. Collective behavior of earthquakes and faults: Continuum-discrete transitions, progressive evolutionary changes, and different dynamic regimes. *Reviews of Geophysics*, 46(4) (2008).

- Bernard, P. From the search of ‘precursors’ to the research on ‘crustal transients’. *Tectonophysics*, 338(3-4):225–232 (2001).
- Bloch, W., Kummerow, J., Salazar, P., Wigger, P. y Shapiro, S. High-resolution image of the North Chilean subduction zone: seismicity, reflectivity and fluids. *Geophysical Journal International*, 197(3):1744–1749 (2014).
- Brudzinski, M. R., Thurber, C. H., Hacker, B. R. y Engdahl, E. R. Global prevalence of double Benioff zones. *Science*, 316(5830):1472–1474 (2007).
- Bukchin, B., Fomochkina, A., Kossobokov, V. y Nekrasova, A. Characterizing the foreshock, main shock, and aftershock sequences of the recent major earthquakes in Southern Alaska, 2016–2018. *Frontiers in Earth Science*, página 506 (2020).
- Cabrera, L., Ruiz, S., Poli, P., Contreras-Reyes, E., Osses, A. y Mancini, R. Northern Chile intermediate-depth earthquakes controlled by plate hydration. *Geophysical Journal International*, 226(1):78–90 (2021).
- Campos, J. y Kausel, E. The large 1939 intraplate earthquake of southern Chile. *Seis. Res. Lett*, 61:135–145 (1990).
- Camus, P., Arenas, F., Lagos, M. y Romero, A. Visión histórica de la respuesta a las amenazas naturales en Chile y oportunidades de gestión del riesgo de desastre. *Revista de Geografía Norte Grande*, (64):9–20 (2016).
- Christensen, K., Danon, L., Scanlon, T. y Bak, P. Unified scaling law for earthquakes. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 99(suppl 1):2509–2513 (2002). ISSN 0027-8424.
- Clauset, A., Shalizi, C. R. y Newman, M. E. Power-law distributions in empirical data. *SIAM review*, 51(4):661–703 (2009).
- Comte, D., Dorbath, L., Pardo, M., Monfret, T., Haessler, H., Rivera, L., Frogneux, M., Glass, B. y Meneses, C. A double-layered seismic zone in Arica, northern Chile. *Geophysical Research Letters*, 26(13):1965–1968 (1999).
- Comte, D. y Pardo, M. Reappraisal of great historical earthquakes in the northern Chile and southern Peru seismic gaps. *Natural hazards*, 4(1):23–44 (1991).
- Contreras-Reyes, E. y Carrizo, D. Control of high oceanic features and subduction channel on earthquake ruptures along the Chile–Peru subduction zone. *Physics of the Earth and Planetary Interiors*, 186(1-2):49–58 (2011).
- Contreras-Reyes, E., Jara, J., Grevemeyer, I., Ruiz, S. y Carrizo, D. Abrupt change in the dip of the subducting plate beneath north Chile. *Nature Geoscience*, 5(5):342 (2012).
- Corral, Á. Universal local versus unified global scaling laws in the statistics of seismicity. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 340(4):590–597 (2004).
- Davidson, J. y Goltz, C. Are seismic waiting time distributions universal? *Geophysical research letters*, 31(21) (2004).

- de Ballore, F. d. M. Historia sísmica de los andes meridionales al sur del paralelo XVI. En *Anales de la Universidad de Chile*, 71, páginas ág–129 (1913).
- Delouis, B., Monfret, T., Dorbath, L., Pardo, M., Rivera, L., Comte, D., Haessler, H., Caminade, J., Ponce, L., Kausel, E. et al. The Mw= 8.0 Antofagasta (northern Chile) earthquake of 30 July 1995: A precursor to the end of the large 1877 gap. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 87(2):427–445 (1997).
- Delouis, B., Pardo, M., Legrand, D. y Monfret, T. The Mw 7.7 Tocopilla earthquake of 14 November 2007 at the southern edge of the northern Chile seismic gap: rupture in the deep part of the coupled plate interface. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 99(1):87–94 (2009).
- Derode, B. y Campos, J. Energy budget of intermediate-depth earthquakes in northern Chile: comparison with shallow earthquakes and implications of rupture velocity models used. *Geophysical Research Letters*, 46(5):2484–2493 (2019).
- Derode, B., Delouis, B. y Campos, J. Systematic Determination of Focal Mechanisms over a Wide Magnitude Range: Insights from the Real-Time FMNEAR Implementation in Chile from 2015 to 2017. *Seismological Research Letters*, 90(3):1285–1295 (2019).
- Dorbath, C., Gerbault, M., Carlier, G. y Guiraud, M. Double seismic zone of the Nazca plate in northern Chile: High-resolution velocity structure, petrological implications, and thermomechanical modeling. *Geochemistry, Geophysics, Geosystems*, 9(7) (2008).
- Enescu, B., Struzik, Z., Kiyono, K. et al. On the recurrence time of earthquakes: insight from Vrancea (Romania) intermediate-depth events. *Geophysical Journal International*, 172(1):395–404 (2008).
- Fan, F., Ye, L., Kanamori, H. y Lay, T. Responding to media inquiries about earthquake triggering interactions. *Seismological Society of America*, 92(5):3035–3045 (2021).
- Folesky, J., Kummerow, J. y Shapiro, S. A. Stress drop variations in the region of the 2014 MW8. 1 Iquique earthquake, northern Chile. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 126(4):e2020JB020112 (2021).
- GFZ, D. G. GEOFON Seismic Network. Informe técnico (1993).
- GFZ German Research Centre For Geosciences y Institut Des Sciences De L’Univers-Centre National De La Recherche CNRS-INSU. IPOC Seismic Network (2006).
- Gillies, S. et al. Shapely: Manipulation and analysis of geometric objects. URL: <https://github.com/Toblerity/Shapely> (2007).
- Goltz, C. Fractal and chaotic properties of earthquakes. En *Fractal and Chaotic Properties of Earthquakes*, páginas 3–164. Springer (1997).
- Grassberger, P. y Procaccia, I. Measuring the strangeness of strange attractors. En *The Theory of Chaotic Attractors*, páginas 170–189. Springer (2004).
- Gutenberg, B. y Richter, C. *Seismicity of the Earth and Associated Phenomena*. Hafner Publishing Company (1965). ISBN 9780028455501.

- Hainzl, S., Sippl, C. y Schurr, B. Linear relationship between aftershock productivity and seismic coupling in the Northern Chile subduction zone. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 124:8726–8738 (2019).
- Hanks, T. C. y Kanamori, H. A moment magnitude scale. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 84(B5):2348–2350 (1979).
- Hayes, G. P., Moore, G. L., Portner, D. E., Hearne, M., Flamme, H., Furtney, M. y Smoczyk, G. M. Slab2, a comprehensive subduction zone geometry model. *Science*, 362(6410):58–61 (2018).
- Hayes, G. P., Wald, D. J. y Johnson, R. L. Slab1. 0: A three-dimensional model of global subduction zone geometries. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 117(B1) (2012).
- Hunter, J. D. Matplotlib: A 2D graphics environment. *Computing in science & engineering*, 9(03):90–95 (2007).
- Ito, K. y Matsuzaki, M. Earthquakes as self-organized critical phenomena. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 95(B5):6853–6860 (1990).
- Jara, J., Socquet, A., Marsan, D. y Bouchon, M. Long-term interactions between intermediate depth and shallow seismicity in North Chile subduction zone. *Geophysical Research Letters*, 44(18):9283–9292 (2017).
- Jordahl, K. et al. GeoPandas: Python tools for geographic data. URL: <https://github.com/geopandas/geopandas> (2014).
- Jordan, T. H., Chen, Y.-T., Gasparini, P., Madariaga, R., Main, I., Marzocchi, W., Papadopoulos, G., Sobolev, G., Yamaoka, K. y Zschau, J. Operational earthquake forecasting. State of knowledge and guidelines for utilization. *Annals of Geophysics*, 54(4) (2011).
- Kagan, Y. Fractal dimension of brittle fracture. *Journal of Nonlinear Science*, 1(1):1–16 (1991).
- Kagan, Y. Y. y Knopoff, L. Spatial distribution of earthquakes: the two-point correlation function. *Geophysical Journal of the Royal Astronomical Society*, 62(2):303–320 (1980).
- Kausel, E. y Campos, J. The Ms= 8 tensional earthquake of 9 December 1950 of northern Chile and its relation to the seismic potential of the region. *Physics of the earth and planetary interiors*, 72(3-4):220–235 (1992).
- Keilis-Borok, V. Fundamentals of earthquake prediction: four paradigms. En *Nonlinear dynamics of the lithosphere and earthquake prediction*, páginas 1–36. Springer (2003).
- Keilis-Borok, V. I. The lithosphere of the Earth as a nonlinear system with implications for earthquake prediction. *Reviews of Geophysics*, 28(1):19–34 (1990).
- Kossobokov, V. G. y Mazhkenov, S. A. *On Similarity in the Spatial Distribution of Seismicity*, páginas 6–15. American Geophysical Union (AGU) (1992). ISBN 9781118667835.

- Kossobokov, V. G., Nekrasova, A. K. y Schepalina, P. D. Seismic Dynamics in Advance of and After the Largest Earthquakes, 1985–2020. *Surveys in Geophysics*, páginas 1–14 (2021).
- Legrand, D., Delouis, B., Dorbath, L., David, C., Campos, J., Marquez, L., Thompson, J. y Comte, D. Source parameters of the Mw= 6.3 Aroma crustal earthquake of July 24, 2001 (northern Chile), and its aftershock sequence. *Journal of south American earth sciences*, 24(1):58–68 (2007).
- Leyton, F., Ruiz, J., Campos, J. y Kausel, E. Intraplate and interplate earthquakes in Chilean subduction zone: A theoretical and observational comparison. *Physics of the Earth and Planetary interiors*, 175(1-2):37–46 (2009).
- Lomnitz, C. *Global tectonics and earthquake risk*. Elsevier (1974).
- Lomnitz, C. Major earthquakes of Chile: a historical survey, 1535-1960. *Seismological Research Letters*, 75(3):368–378 (2004).
- Mandelbrot, B. *The Fractal Geometry of the Nature*. *Freeman* (1982).
- McKinney, W. pandas: a Python data analysis library. URL: <http://pandas.pydata.org> (2015).
- Met Office. *Cartopy: a cartographic python library with a Matplotlib interface*. Exeter, Devon (2010 - 2015).
- Molchan, G. Fractal seismicity and seismic risk. *Izvestiya, Physics of the Solid Earth*, 56(1):66–73 (2020).
- National Geophysical Data Center, NESDIS, NOAA, U.S. Department of Commerce. ETOPO1, Global 1 Arc-minute Ocean Depth and Land Elevation from the US National Geophysical Data Center (NGDC) (2011).
- Nekrasova, A. y Kossobokov, V. Generalizing the Gutenberg-Richter scaling law. *AGU Fall Meeting Abstracts*, 2002:NG62B–0958 (2002).
- Nekrasova, A. y Kossobokov, V. Unified scaling law for earthquakes: global map of parameters. *ISC's Seismological Dataset Repository* (2019).
- Nekrasova, A., Kossobokov, V., Parvez, I. y Tao, X. Seismic hazard and risk assessment based on the unified scaling law for earthquakes. *Acta Geodaetica et Geophysica*, 50(1):21–37 (2015).
- Nekrasova, A., Kossobokov, V., Peresan, A., Aoudia, A. y Panza, G. A multiscale application of the Unified Scaling Law for Earthquakes in the Central Mediterranean area and Alpine region. *Pure and Applied Geophysics*, 168(1):297–327 (2011).
- Norabuena, E., Leffler-Griffin, L., Mao, A., Dixon, T., Stein, S., Sacks, I. S., Ocola, L. y Ellis, M. Space Geodetic Observations of Nazca-South America Convergence Across the Central Andes. *Science*, 279(5349):358–362 (1998). ISSN 0036-8075.

- Ogata, Y. y Katsura, K. Analysis of temporal and spatial heterogeneity of magnitude frequency distribution inferred from earthquake catalogues. *Geophysical Journal International*, 113(3):727–738 (1993).
- Okubo, P. G. y Aki, K. Fractal geometry in the San Andreas Fault System. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 92(B1):345–355 (1987).
- Oncken, O., Asch, G., Haberland, C., Metchie, J., Sobolev, S., Stiller, M., Yuan, X., Brasse, H., Buske, S., Giese, P., Görze, H.-J., Lueth, S., Scheuber, E., Shapiro, S., Wigger, P., Yoon, M.-K., Bravo, P., Vieytes, H., Chong, G., Gonzales, G., Wilke, H.-G., Lüschen, E., Martinez, E., Rössling, R., Ricaldi, E. y Rietbrock, A. Seismic imaging of a convergent continental margin and plateau in the central Andes (Andean Continental Research Project 1996 (ANCORP'96)). *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 108(B7) (2003).
- Otarola, C., Ruiz, S., Herrera, C., Madariaga, R. y Siegel, C. Dynamic rupture of subduction earthquakes located near the trench. *Earth and Planetary Science Letters*, 562:116842 (2021).
- Pastén, D. y Comte, D. Multifractal analysis of three large earthquakes in Chile: Antofagasta 1995, Valparaíso 1985, and Maule 2010. *Journal of seismology*, 18(4):707–713 (2014).
- Pastén-Araya, F., Salazar, P., Ruiz, S., Rivera, E., Potin, B., Maksymowicz, A., Torres, E., Villarroel, J., Cruz, E., Valenzuela, J. et al. Fluids along the plate interface influencing the frictional regime of the Chilean subduction zone, northern Chile. *Geophysical Research Letters*, 45(19):10–378 (2018).
- Peyrat, S., Campos, J., de Chabalier, J. B., Perez, A., Bonvalot, S., Bouin, M.-P., Legrand, D., Necessian, A., Charade, O., Patau, G., Clévéde, E., Kausel, E., Bernard, P. y Vilotte, J.-P. Tarapacá intermediate-depth earthquake (Mw 7.7, 2005, northern Chile): A slab-pull event with horizontal fault plane constrained from seismologic and geodetic observations. *Geophysical Research Letters*, 33(22) (2006).
- Poulos, A., Monsalve, M., Zamora, N. y de la Llera, J. C. An Updated Recurrence Model for Chilean Subduction Seismicity and Statistical Validation of Its Poisson Nature. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 109(1):66–74 (2018).
- Rietbrock, A. y Waldhauser, F. A narrowly spaced double-seismic zone in the subducting Nazca plate. *Geophysical Research Letters*, 31(10) (2004).
- Ruegg, J., Campos, J., Armijo, R., Barrientos, S., Briole, P., Thiele, R., Arancibia, M., Canuta, J., Duquesnoy, T., Chang, M. et al. The Mw= 8.1 Antofagasta (North Chile) earthquake of July 30, 1995: first results from teleseismic and geodetic data. *Geophysical Research Letters*, 23(9):917–920 (1996).
- Ruiz, S. y Madariaga, R. Determination of the friction law parameters of the Mw 6.7 Michilla earthquake in northern Chile by dynamic inversion. *Geophysical Research Letters*, 38(9) (2011).
- Ruiz, S., Metois, M., Fuenzalida, A., Ruiz, J., Leyton, F., Grandin, R., Vigny, C., Madariaga, R. y Campos, J. Intense foreshocks and a slow slip event preceded the 2014 Iquique Mw 8.1 earthquake. *Science*, 345(6201):1165–1169 (2014).

- Rundle, J., Stein, S., Donnellan, A., Turcotte, D. L., Klein, W. y Saylor, C. The complex dynamics of earthquake fault systems: new approaches to forecasting and nowcasting of earthquakes. *Reports on progress in physics* (2021).
- Saichev, A. y Sornette, D. “Universal” distribution of interearthquake times explained. *Physical review letters*, 97(7):078501 (2006).
- Saichev, A. y Sornette, D. Theory of earthquake recurrence times. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 112(B4) (2007).
- Scholz, C. Earthquakes and faulting: Self-organized critical phenomena with a characteristic dimension. *Spontaneous Formation of Space-time Structures and Criticality*, páginas 41–56 (1991).
- Siegel, C. E., Toledo, P., Madariaga, R. y Campos, J. M. Earthquake hazard and taxonomy under incomplete similarity conditions in northern Chile. *Earth and Space Science Open Archive*, página 13 (2021).
- Sipl, C., Schurr, B., Asch, G. y Kummerow, J. Seismicity structure of the northern Chile forearc from >100,000 double-difference relocated hypocenters. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 123(5):4063–4087 (2018).
- Sipl, C., Schurr, B., John, T. y Hainzl, S. Filling the gap in a double seismic zone: Intraslab seismicity in Northern Chile. *Lithos*, 346:105155 (2019).
- Sipl, C., Schurr, B., Yuan, X., Mechie, J., Schneider, F., Gadoev, M., Orunbaev, S., Oimahmadov, I., Haberland, C., Abdybachaev, U. et al. Geometry of the Pamir-Hindu Kush intermediate-depth earthquake zone from local seismic data. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 118(4):1438–1457 (2013).
- Sornette, A. y Sornette, D. Self-organized criticality and earthquakes. *EPL (Europhysics Letters)*, 9(3):197 (1989).
- Sornette, D. y Knopoff, L. The paradox of the expected time until the next earthquake. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 87(4):789–798 (1997).
- Soto, H., Sippl, C., Schurr, B., Kummerow, J., Asch, G., Tilmann, F., Comte, D., Ruiz, S. y Oncken, O. Probing the northern Chile megathrust with seismicity: the 2014 M8.1 Iquique earthquake sequence. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 124(12):12935–12954 (2019).
- Stepp, J. . Analysis of completeness of the earthquake sample in the Puget Sound area and its effect on statistical estimates of earthquake hazard. En *Proc. of the 1st Int. Conf. on Microzonation, Seattle*, tomo 2, páginas 897–910 (1972).
- Sucar, L. y Gómez, G. *Visión Computacional* (2015).
- Telesca, L., Pastén, D. y Muñoz, V. Analysis of Time Dynamical Features in Intraplate Versus Interplate Seismicity: The Case Study of Iquique Area (Chile). *Pure and Applied Geophysics*, 177(10):4755–4773 (2020).

- Toledo, P. A. *Algoritmo de detección de ondas P invariante de escala : Caso de réplicas del sismo del 11 de marzo de 2011*. Tesis Doctoral, Departamento de Geología. Universidad de Chile (2014).
- Turcotte, D. L. Fractals in geology and geophysics. *Pure and applied Geophysics*, 131(1):171–196 (1989).
- Utsu, T., Ogata, Y. et al. The centenary of the Omori formula for a decay law of aftershock activity. *Journal of Physics of the Earth*, 43(1):1–33 (1995).
- Vorobieva, I., Shebalin, P. y Narteau, C. Break of slope in earthquake size distribution and creep rate along the San Andreas Fault system. *Geophysical Research Letters*, 43(13):6869–6875 (2016).
- Waskom, M. L. seaborn: statistical data visualization. *Journal of Open Source Software*, 6(60):3021 (2021).
- Wigger, P., Salazar, P., Kummerow, J., Bloch, W., Asch, G. y Shapiro, S. W. Fissure- and Atacama-Fault Seismic Network (2005/2012) (2012).

# Anexos

## Anexo A

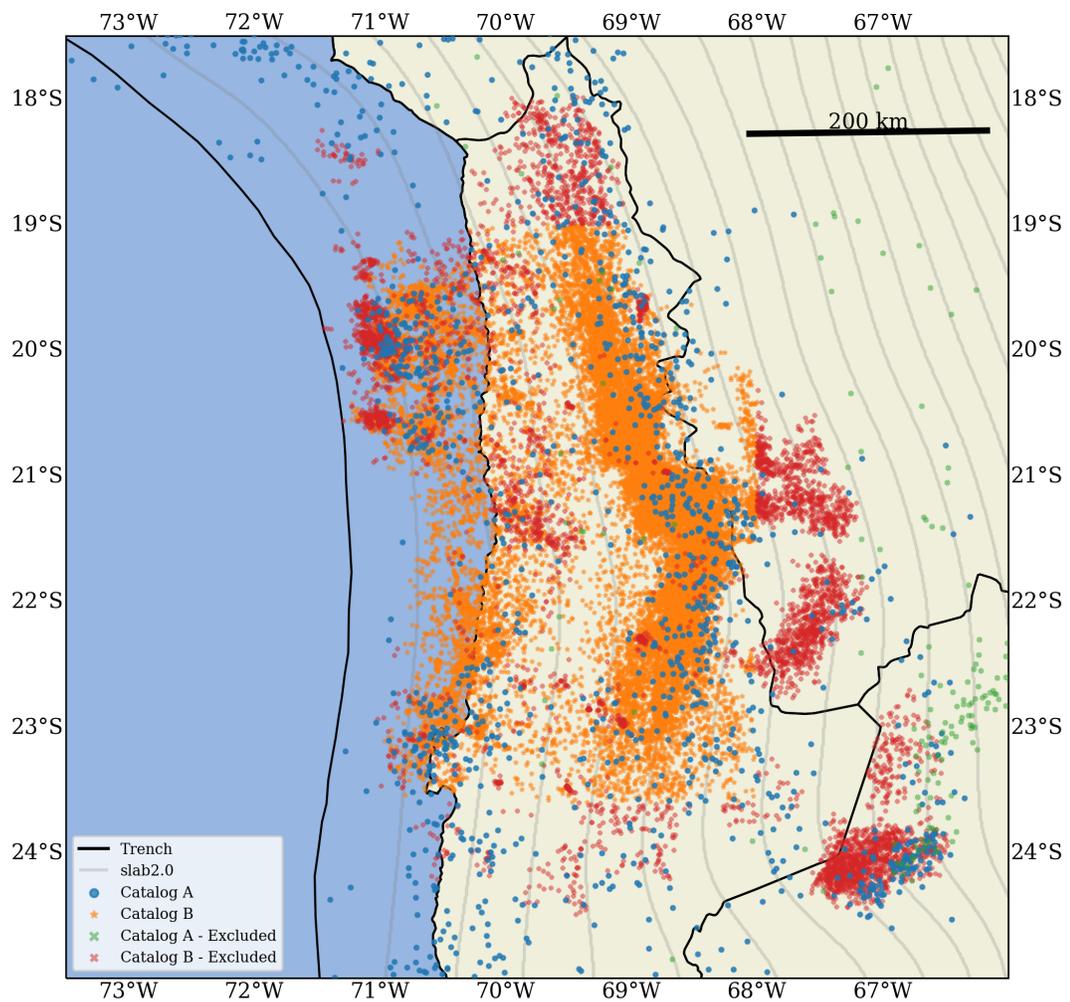


Figura 6.1: Epicentros de los catálogos A y B utilizados ploteados sobre un mapa de la zona. Se muestran tanto los eventos utilizados como los eventos excluidos. Se muestra la fosa tectónicas y las isolíneas de profundidad cada 20 km obtenidas desde SLAB2 (Hayes et al., 2018).

## Anexo B

El objetivo de este Anexo es demostrar que las cantidades

$$N_{ji} = \left[ \sum_{r=0}^{4^i} (n_j(Q_r^i))^2 \right] / N_j \quad (6.2)$$

representan el número medio de eventos en el rango de magnitud  $m_j$  en un área del  $i$ -ésimo nivel de jerarquía espacial. Para esto se expondrá acá la explicación provista por Kossobokov y Mazhkenov (1992), con comentarios.

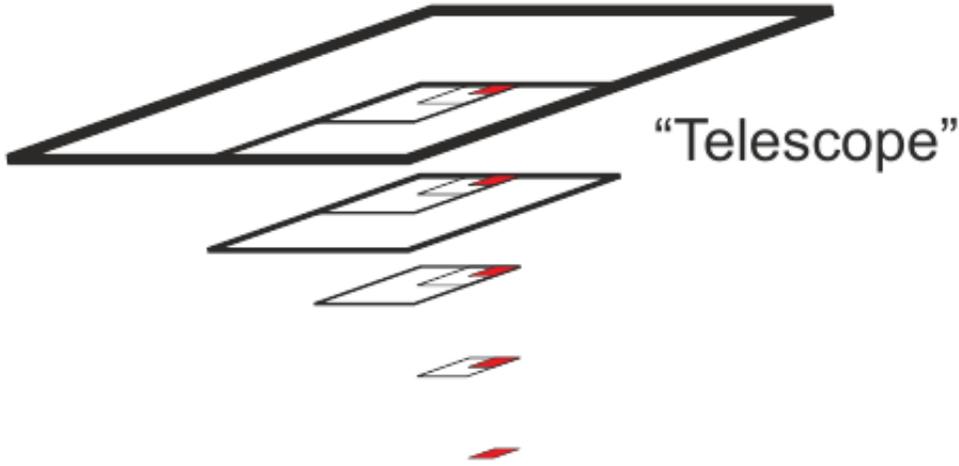


Figura 6.2: Un “telescopio”, construido con  $h = 5$  niveles jerárquicos. Figura extraída desde Nekrasova y Kossobokov (2002).

Se le llama “telescopio” a un conjunto de  $h + 1$  cuadrados embebidos,  $W = w_0, w_1, \dots, w_h$ , de manera que cada  $w_i$  pertenece al  $i$ -ésimo nivel de jerarquía. Nótese que para cada nivel de jerarquía definido anteriormente, cada “telescopio” corresponde unívocamente a un set  $w_h$  del nivel anterior. Se asume que el conjunto de epicentros  $C|_{G_{x_0, y_0, L_0, \theta}^{r, j}}$  es definido por una muestra de eventos del catálogo,  $X_j = x_1, \dots, x_{N_j}$ . Cada epicentro  $x_\kappa$  define un “telescopio”  $W(x_\kappa)$ , tal que  $w_h(x_\kappa)$  contiene el epicentro  $x_\kappa$ . Considérese un conjunto de “telescopios”  $W(x_\kappa)$  definido por  $X_j$ . También, denótese  $n_j(w_i)$  el número de eventos de  $X_j$  que están contenidos dentro de  $w_i$ . Luego, el promedio de eventos en un área del  $i$ -ésimo nivel de jerarquía sobre la muestra  $X_j$  es

$$N_{ij} = \frac{1}{N_j} \left[ \sum_{k=1}^{N_j} n_j(w_i(x_\kappa)) \right]. \quad (6.3)$$

Si se expande la suma se ve como:

$$N_{ij} = \frac{1}{N_j} \left[ n_j(w_i(x_1)) + n_j(w_i(x_2)) + \dots + n_j(w_i(x_{N_j})) \right]. \quad (6.4)$$

Esta suma tiene  $N_j$  términos. Debido a que las áreas definidas por los “telescopios” contendrán posiblemente más de un evento, se tendrán sumas repetidas. Al reemplazar la cuenta sobre epicentros por la cuenta sobre áreas  $w_i(x_k)$  en el nivel  $i$  se obtiene la siguiente factorización:

$$N_{ij} = \frac{1}{N_j} \left[ \sum_{r=0}^{4^i} n_j(Q_r^i) [n_j(Q_r^i)] \right]. \quad (6.5)$$

con lo cual se demuestra que  $N_{ij} = N_{ji}$ .

# Anexo C

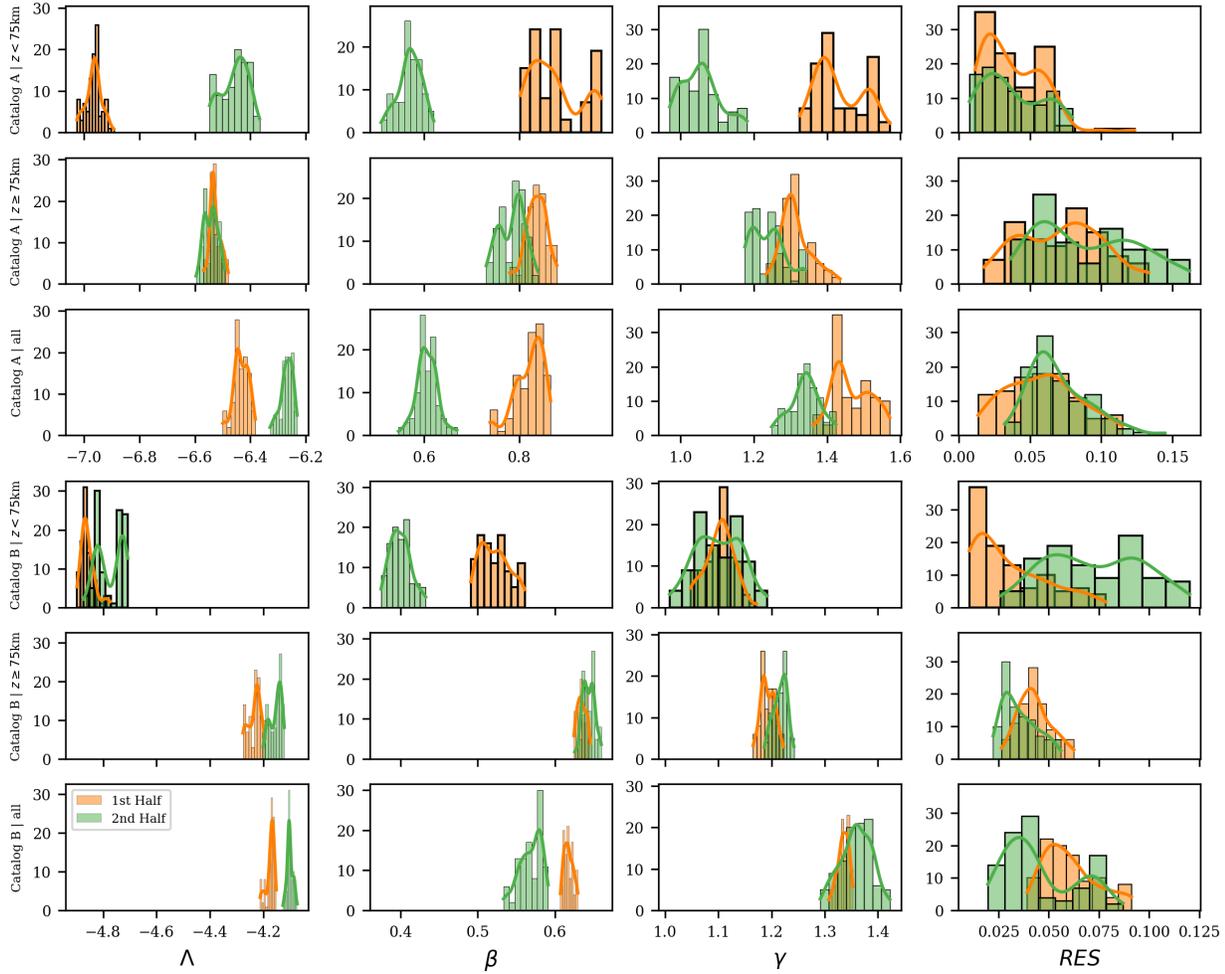


Figura 6.3: Histogramas de densidad empírica (en porcentaje) asociados a los coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  y los residuos  $RES$ , para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada fila, utilizando las ventanas temporales correspondientes al catálogo completo (Full) la primera (1st Half) y segunda (2nd Half) mitad de cada catálogo.

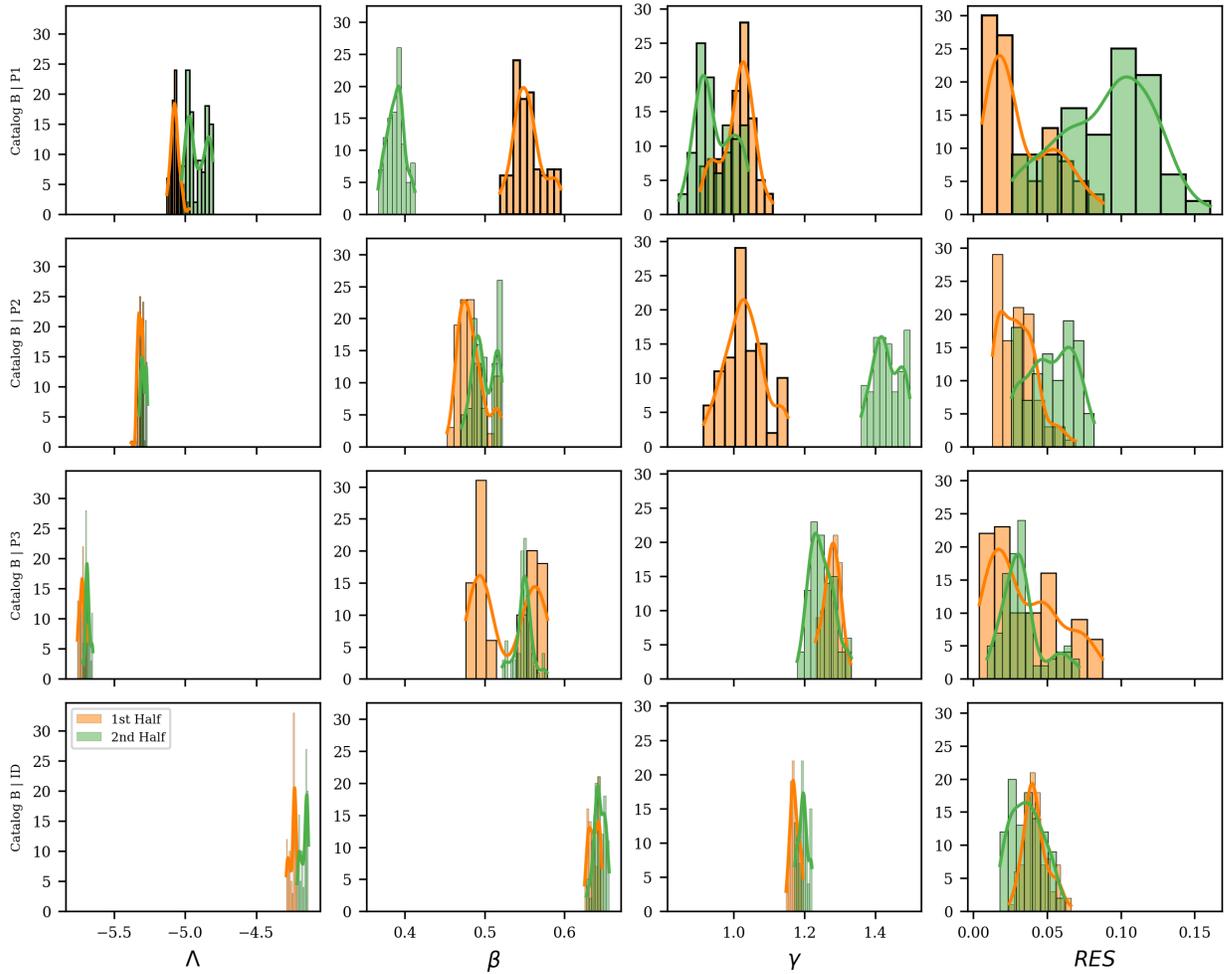


Figura 6.4: Histogramas de densidad empírica (en porcentaje) asociados a los coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  y los residuos *RES*, para las separaciones de clúster del catálogo B, según se indica en el título de cada fila, y utilizando las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) mitad del catálogo B.

Tabla 6.1: Coeficientes  $\Lambda$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  y suma de cuadrados de residuos de la inversión de mínimos cuadrados (*RES*) asociados a la estimación de los factores de renormalización  $\hat{\lambda}$  para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, además de las separaciones de clúster del catálogo B. Se entregan tanto para la extensión temporal completa (Full) como para las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) de cada catálogo. Los valores se refieren a la mediana de las distribuciones de los coeficientes y residuos, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo.

	$\Lambda$	$\beta$	$\gamma$	RES
Catalog A   $z < 75$ km   Full	$-6,65_{-0,10}^{0,05}$	$0,60_{-0,05}^{0,04}$	$1,16_{-0,06}^{0,05}$	$0,04_{-0,01}^{0,04}$
Catalog A   $z < 75$ km   1st Half	$-6,97_{-0,03}^{0,05}$	$0,86_{-0,04}^{0,10}$	$1,49_{-0,13}^{0,04}$	$0,03_{-0,02}^{0,04}$
Catalog A   $z < 75$ km   2nd Half	$-6,45_{-0,05}^{0,02}$	$0,55_{-0,03}^{0,03}$	$1,06_{-0,07}^{0,05}$	$0,03_{-0,01}^{0,05}$
Catalog A   $z \geq 75$ km   Full	$-6,53_{-0,06}^{0,03}$	$0,82_{-0,02}^{0,02}$	$1,31_{-0,11}^{0,05}$	$0,06_{-0,02}^{0,09}$
Catalog A   $z \geq 75$ km   1st Half	$-6,53_{-0,03}^{0,04}$	$0,83_{-0,05}^{0,03}$	$1,30_{-0,06}^{0,08}$	$0,09_{-0,04}^{0,04}$
Catalog A   $z \geq 75$ km   2nd Half	$-6,53_{-0,03}^{0,03}$	$0,77_{-0,03}^{0,04}$	$1,25_{-0,05}^{0,06}$	$0,07_{-0,03}^{0,06}$
Catalog A   all   Full	$-6,40_{-0,03}^{0,04}$	$0,64_{-0,03}^{0,02}$	$1,42_{-0,05}^{0,06}$	$0,10_{-0,02}^{0,05}$
Catalog A   all   1st Half	$-6,42_{-0,03}^{0,03}$	$0,83_{-0,02}^{0,02}$	$1,50_{-0,08}^{0,05}$	$0,04_{-0,01}^{0,04}$
Catalog A   all   2nd Half	$-6,28_{-0,04}^{0,02}$	$0,58_{-0,01}^{0,06}$	$1,33_{-0,05}^{0,04}$	$0,08_{-0,02}^{0,03}$
Catalog B   $z < 75$ km   Full	$-4,84_{-0,04}^{0,08}$	$0,45_{-0,01}^{0,00}$	$1,21_{-0,05}^{0,03}$	$0,06_{-0,01}^{0,03}$
Catalog B   $z < 75$ km   1st Half	$-4,85_{-0,03}^{0,04}$	$0,51_{-0,02}^{0,02}$	$1,12_{-0,06}^{0,03}$	$0,02_{-0,01}^{0,01}$
Catalog B   $z < 75$ km   2nd Half	$-4,79_{-0,04}^{0,07}$	$0,41_{-0,02}^{0,01}$	$1,09_{-0,07}^{0,07}$	$0,06_{-0,02}^{0,05}$
Catalog B   $z \geq 75$ km   Full	$-4,17_{-0,05}^{0,01}$	$0,64_{-0,01}^{0,01}$	$1,22_{-0,03}^{0,01}$	$0,04_{-0,00}^{0,02}$
Catalog B   $z \geq 75$ km   1st Half	$-4,22_{-0,04}^{0,02}$	$0,63_{-0,00}^{0,01}$	$1,19_{-0,01}^{0,02}$	$0,04_{-0,01}^{0,01}$
Catalog B   $z \geq 75$ km   2nd Half	$-4,14_{-0,04}^{0,01}$	$0,65_{-0,01}^{0,01}$	$1,21_{-0,02}^{0,01}$	$0,04_{-0,01}^{0,01}$
Catalog B   all   Full	$-4,11_{-0,00}^{0,00}$	$0,61_{-0,00}^{0,01}$	$1,40_{-0,03}^{0,04}$	$0,06_{-0,03}^{0,02}$
Catalog B   all   1st Half	$-4,17_{-0,02}^{0,02}$	$0,62_{-0,01}^{0,01}$	$1,34_{-0,01}^{0,01}$	$0,06_{-0,02}^{0,02}$
Catalog B   all   2nd Half	$-4,10_{-0,01}^{0,02}$	$0,57_{-0,03}^{0,01}$	$1,37_{-0,05}^{0,03}$	$0,04_{-0,01}^{0,03}$
Catalog B   P1   Full	$-4,95_{-0,09}^{0,02}$	$0,43_{-0,02}^{0,02}$	$1,11_{-0,03}^{0,06}$	$0,06_{-0,04}^{0,02}$
Catalog B   P1   1st Half	$-5,07_{-0,05}^{0,04}$	$0,55_{-0,03}^{0,04}$	$1,02_{-0,08}^{0,07}$	$0,05_{-0,03}^{0,04}$
Catalog B   P1   2nd Half	$-4,91_{-0,08}^{0,07}$	$0,38_{-0,01}^{0,02}$	$0,94_{-0,06}^{0,06}$	$0,10_{-0,04}^{0,02}$
Catalog B   P2   Full	$-5,31_{-0,03}^{0,02}$	$0,49_{-0,01}^{0,03}$	$1,24_{-0,04}^{0,09}$	$0,05_{-0,01}^{0,03}$
Catalog B   P2   1st Half	$-5,32_{-0,02}^{0,02}$	$0,50_{-0,03}^{0,02}$	$1,03_{-0,06}^{0,05}$	$0,03_{-0,01}^{0,01}$
Catalog B   P2   2nd Half	$-5,30_{-0,01}^{0,03}$	$0,49_{-0,01}^{0,02}$	$1,42_{-0,02}^{0,07}$	$0,06_{-0,03}^{0,01}$
Catalog B   P3   Full	$-5,70_{-0,02}^{0,01}$	$0,51_{-0,02}^{0,05}$	$1,29_{-0,03}^{0,01}$	$0,03_{-0,01}^{0,02}$
Catalog B   P3   1st Half	$-5,71_{-0,03}^{0,01}$	$0,49_{-0,01}^{0,08}$	$1,29_{-0,02}^{0,03}$	$0,02_{-0,01}^{0,03}$
Catalog B   P3   2nd Half	$-5,69_{-0,01}^{0,04}$	$0,55_{-0,01}^{0,02}$	$1,26_{-0,03}^{0,06}$	$0,03_{-0,01}^{0,02}$
Catalog B   ID   Full	$-4,21_{-0,02}^{0,04}$	$0,64_{-0,01}^{0,01}$	$1,20_{-0,01}^{0,02}$	$0,03_{-0,01}^{0,02}$
Catalog B   ID   1st Half	$-4,27_{-0,01}^{0,04}$	$0,63_{-0,00}^{0,01}$	$1,17_{-0,02}^{0,02}$	$0,04_{-0,01}^{0,02}$
Catalog B   ID   2nd Half	$-4,15_{-0,04}^{0,01}$	$0,64_{-0,01}^{0,01}$	$1,19_{-0,01}^{0,03}$	$0,04_{-0,02}^{0,02}$

## Anexo D

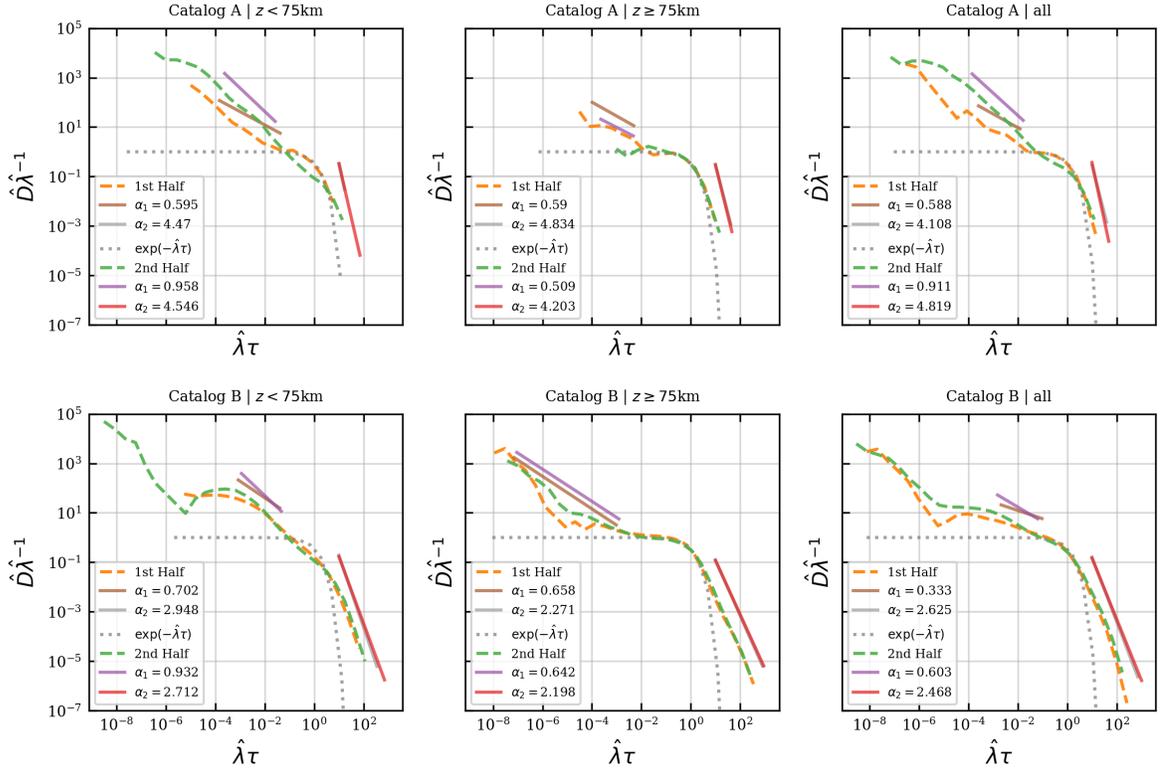


Figura 6.5: Densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{(\hat{\lambda}\tau)}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para las divisiones  $z < 75\text{ km}$  y  $z \geq 75\text{ km}$  de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, según se indica en el título de cada figura. Se entregan resultados para ventanas temporales completas y para las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) mitad del catálogo B. Las líneas continuas corresponden a segmentos de ley de potencia, mientras que la línea discontinua corresponde a una función de escala  $\Psi$  exponencial.

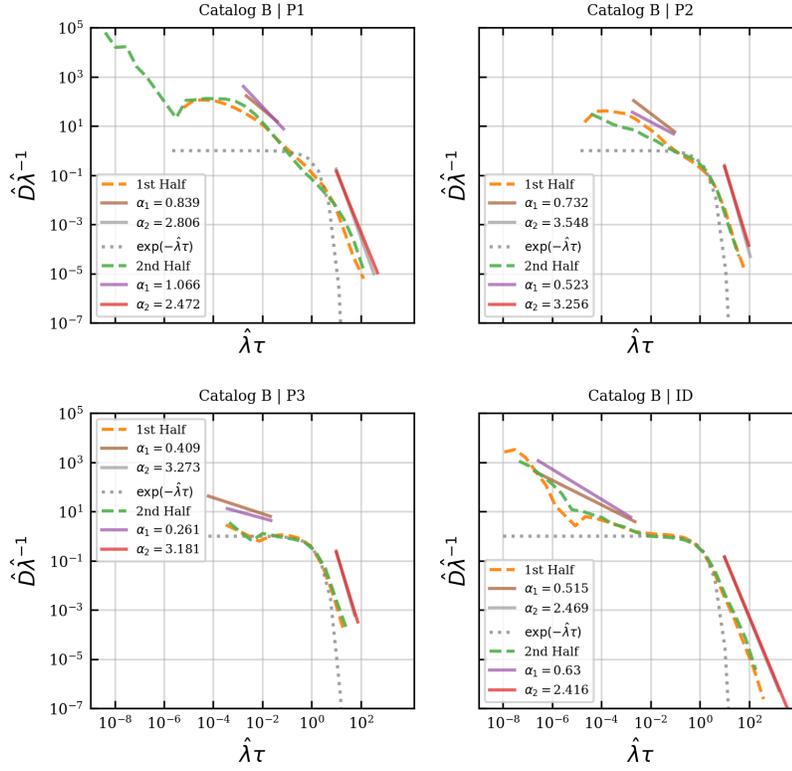


Figura 6.6: Densidad empírica de los tiempos de espera renormalizados conjuntos  $f_{(\hat{\lambda}T)}$ , en la ordenada, versus el tiempo de espera renormalizado  $\hat{\lambda}\tau$ , en la abcisa, para los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia, según se indica en el título de cada figura. Se entregan resultados para ventanas temporales completas y para las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) mitad del catálogo B. Las líneas continuas corresponden a segmentos de ley de potencia, mientras que la línea discontinua corresponde a una función de escala  $\Psi$  exponencial.

Tabla 6.2: Exponentes de ley de potencia  $\alpha$  y respectivas desviaciones estándar  $\sigma$  asociados a dominios de la densidad empírica de los tiempos renormalizados  $\hat{\lambda}\tau$ , para las divisiones  $z < 75$  km y  $z \geq 75$  km de cada catálogo y para los catálogos A y B completos, además de los clústers correspondientes a la interfaz de subducción (P1), primer plano (P2), segundo plano (P3) y clúster de sismicidad intermedia del catálogo B. Se entregan tanto para la extensión temporal completa (Full) como para las ventanas temporales correspondientes a la primera (1st half) y segunda (2nd half) de cada catálogo. Los valores se refieren a la mediana de la distribución de los exponentes y desviaciones estándar, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo.

	$\alpha_1$	$\sigma_1$	$\alpha_2$	$\sigma_2$
Catalog A   $z < 75$ km   Full	$0,99^{0,05}_{-0,03}$	$0,04^{0,02}_{-0,01}$	$3,73^{0,72}_{-0,77}$	$0,46^{0,19}_{-0,16}$
Catalog A   $z < 75$ km   1st Half	$0,59^{0,14}_{-0,10}$	$0,08^{0,05}_{-0,04}$	$4,47^{16,85}_{-1,37}$	$2,45^{11,92}_{-0,56}$
Catalog A   $z < 75$ km   2nd Half	$0,96^{0,10}_{-0,04}$	$0,04^{0,01}_{-0,01}$	$4,55^{1,23}_{-1,05}$	$0,77^{0,22}_{-0,32}$
Catalog A   $z \geq 75$ km   Full	$0,53^{0,14}_{-0,28}$	$0,07^{0,10}_{-0,04}$	$3,04^{0,53}_{-0,45}$	$0,54^{0,11}_{-0,15}$
Catalog A   $z \geq 75$ km   1st Half	$0,59^{0,21}_{-0,26}$	$0,07^{0,11}_{-0,03}$	$4,83^{11,40}_{-2,54}$	$2,44^{11,62}_{-1,68}$
Catalog A   $z \geq 75$ km   2nd Half	$0,51^{0,60}_{-0,31}$	$0,16^{0,21}_{-0,12}$	$4,20^{7,71}_{-1,44}$	$1,79^{9,13}_{-0,71}$
Catalog A   all   Full	$0,90^{0,07}_{-0,04}$	$0,02^{0,01}_{-0,01}$	$3,83^{0,58}_{-0,47}$	$0,48^{0,15}_{-0,09}$
Catalog A   all   1st Half	$0,59^{0,12}_{-0,08}$	$0,04^{0,03}_{-0,02}$	$4,11^{2,96}_{-1,37}$	$1,38^{2,12}_{-0,46}$
Catalog A   all   2nd Half	$0,91^{0,05}_{-0,04}$	$0,02^{0,01}_{-0,01}$	$4,82^{0,91}_{-0,90}$	$0,79^{0,22}_{-0,23}$
Catalog B   $z < 75$ km   Full	$0,90^{0,03}_{-0,03}$	$0,05^{0,01}_{-0,01}$	$2,74^{0,22}_{-0,22}$	$0,05^{0,01}_{-0,01}$
Catalog B   $z < 75$ km   1st Half	$0,70^{0,05}_{-0,05}$	$0,06^{0,01}_{-0,01}$	$2,95^{0,32}_{-0,33}$	$0,11^{0,03}_{-0,02}$
Catalog B   $z < 75$ km   2nd Half	$0,93^{0,03}_{-0,03}$	$0,07^{0,01}_{-0,02}$	$2,71^{0,19}_{-0,21}$	$0,05^{0,01}_{-0,01}$
Catalog B   $z \geq 75$ km   Full	$0,66^{0,02}_{-0,03}$	$0,06^{0,01}_{-0,01}$	$2,15^{0,09}_{-0,14}$	$0,02^{0,00}_{-0,00}$
Catalog B   $z \geq 75$ km   1st Half	$0,66^{0,02}_{-0,03}$	$0,11^{0,01}_{-0,02}$	$2,27^{0,12}_{-0,20}$	$0,04^{0,00}_{-0,01}$
Catalog B   $z \geq 75$ km   2nd Half	$0,64^{0,04}_{-0,02}$	$0,04^{0,01}_{-0,01}$	$2,20^{0,06}_{-0,15}$	$0,03^{0,00}_{-0,00}$
Catalog B   all   Full	$0,51^{0,05}_{-0,03}$	$0,01^{0,00}_{-0,01}$	$2,49^{0,09}_{-0,07}$	$0,02^{0,00}_{-0,00}$
Catalog B   all   1st Half	$0,33^{0,03}_{-0,02}$	$0,01^{0,00}_{-0,00}$	$2,63^{0,08}_{-0,09}$	$0,04^{0,01}_{-0,00}$
Catalog B   all   2nd Half	$0,60^{0,05}_{-0,03}$	$0,01^{0,01}_{-0,00}$	$2,47^{0,10}_{-0,07}$	$0,02^{0,00}_{-0,00}$
Catalog B   P1   Full	$1,04^{0,06}_{-0,03}$	$0,04^{0,01}_{-0,01}$	$2,61^{0,11}_{-0,17}$	$0,06^{0,01}_{-0,01}$
Catalog B   P1   1st Half	$0,84^{0,07}_{-0,05}$	$0,05^{0,02}_{-0,02}$	$2,81^{0,30}_{-0,33}$	$0,13^{0,05}_{-0,02}$
Catalog B   P1   2nd Half	$1,07^{0,12}_{-0,04}$	$0,06^{0,02}_{-0,02}$	$2,47^{0,08}_{-0,12}$	$0,05^{0,01}_{-0,00}$
Catalog B   P2   Full	$0,69^{0,03}_{-0,03}$	$0,02^{0,01}_{-0,01}$	$3,22^{0,33}_{-0,21}$	$0,17^{0,03}_{-0,03}$
Catalog B   P2   1st Half	$0,73^{0,04}_{-0,06}$	$0,05^{0,02}_{-0,02}$	$3,55^{0,49}_{-0,37}$	$0,27^{0,09}_{-0,08}$
Catalog B   P2   2nd Half	$0,52^{0,03}_{-0,04}$	$0,02^{0,02}_{-0,01}$	$3,26^{0,46}_{-0,39}$	$0,36^{0,13}_{-0,07}$
Catalog B   P3   Full	$0,33^{0,09}_{-0,05}$	$0,07^{0,07}_{-0,05}$	$3,16^{0,35}_{-0,27}$	$0,39^{0,06}_{-0,09}$
Catalog B   P3   1st Half	$0,41^{0,26}_{-0,07}$	$0,09^{0,08}_{-0,07}$	$3,27^{10,42}_{-1,05}$	$0,82^{5,52}_{-0,24}$
Catalog B   P3   2nd Half	$0,26^{0,19}_{-0,17}$	$0,11^{0,09}_{-0,08}$	$3,18^{1,91}_{-0,34}$	$0,56^{0,73}_{-0,14}$
Catalog B   ID   Full	$0,58^{0,03}_{-0,04}$	$0,06^{0,01}_{-0,01}$	$2,39^{0,14}_{-0,18}$	$0,03^{0,00}_{-0,00}$
Catalog B   ID   1st Half	$0,51^{0,03}_{-0,04}$	$0,10^{0,01}_{-0,02}$	$2,47^{0,17}_{-0,17}$	$0,05^{0,01}_{-0,01}$
Catalog B   ID   2nd Half	$0,63^{0,05}_{-0,02}$	$0,04^{0,01}_{-0,01}$	$2,42^{0,12}_{-0,16}$	$0,04^{0,00}_{-0,00}$

Tabla 6.3: Resultados del test de ratio ( $R$ ) de verosimilitud entre ajuste con ley de potencia y ajuste con exponencial. Se entrega también el valor de significación  $p$  asociado. Los valores se muestran como la mediana de la distribución, con las diferencias al percentil 95 arriba y 5 abajo. La columna  $PL\ test$  indica el resultado del test  $R > 0 \wedge p \leq 0,05$ .

	$R$	$p$	PL test
Catalog A   $z < 75\text{km}$   Full	$0,13_{-1,41}^{6,64}$	$0,37_{-0,35}^{0,53}$	False
Catalog A   $z < 75\text{km}$   1st Half	$-0,04_{-0,24}^{0,04}$	$0,05_{-0,05}^{0,95}$	False
Catalog A   $z < 75\text{km}$   2nd Half	$0,15_{-1,62}^{3,18}$	$0,50_{-0,49}^{0,46}$	False
Catalog A   $z \geq 75\text{km}$   Full	$1,03_{-2,34}^{5,43}$	$0,29_{-0,25}^{0,65}$	False
Catalog A   $z \geq 75\text{km}$   1st Half	$-0,08_{-0,40}^{0,10}$	$0,08_{-0,08}^{0,92}$	False
Catalog A   $z \geq 75\text{km}$   2nd Half	$-0,17_{-0,33}^{0,57}$	$0,26_{-0,26}^{0,72}$	False
Catalog A   all   Full	$0,63_{-2,73}^{2,34}$	$0,52_{-0,48}^{0,40}$	False
Catalog A   all   1st Half	$-0,22_{-0,48}^{0,45}$	$0,49_{-0,49}^{0,47}$	False
Catalog A   all   2nd Half	$-0,33_{-1,35}^{2,29}$	$0,41_{-0,40}^{0,52}$	False
Catalog B   $z < 75\text{km}$   Full	$195,03_{-151,01}^{116,04}$	$0,00_{-0,00}^{0,03}$	True
Catalog B   $z < 75\text{km}$   1st Half	$10,06_{-11,57}^{40,26}$	$0,25_{-0,25}^{0,65}$	False
Catalog B   $z < 75\text{km}$   2nd Half	$77,80_{-50,57}^{139,58}$	$0,00_{-0,00}^{0,17}$	True
Catalog B   $z \geq 75\text{km}$   Full	$695,33_{-270,27}^{300,12}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True
Catalog B   $z \geq 75\text{km}$   1st Half	$185,50_{-87,12}^{111,88}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True
Catalog B   $z \geq 75\text{km}$   2nd Half	$350,57_{-124,16}^{143,78}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True
Catalog B   all   Full	$463,14_{-235,39}^{386,09}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True
Catalog B   all   1st Half	$90,20_{-80,86}^{101,05}$	$0,01_{-0,01}^{0,71}$	True
Catalog B   all   2nd Half	$218,77_{-142,85}^{155,26}$	$0,00_{-0,00}^{0,03}$	True
Catalog B   P1   Full	$56,09_{-45,65}^{93,17}$	$0,01_{-0,01}^{0,41}$	True
Catalog B   P1   1st Half	$6,60_{-11,45}^{14,90}$	$0,26_{-0,25}^{0,60}$	False
Catalog B   P1   2nd Half	$16,27_{-26,03}^{43,93}$	$0,36_{-0,35}^{0,59}$	False
Catalog B   P2   Full	$21,13_{-16,85}^{14,08}$	$0,01_{-0,01}^{0,41}$	True
Catalog B   P2   1st Half	$4,71_{-11,77}^{12,12}$	$0,13_{-0,12}^{0,52}$	False
Catalog B   P2   2nd Half	$4,48_{-4,33}^{2,87}$	$0,12_{-0,10}^{0,71}$	False
Catalog B   P3   Full	$1,31_{-2,53}^{2,34}$	$0,45_{-0,38}^{0,54}$	False
Catalog B   P3   1st Half	$0,63_{-1,37}^{0,92}$	$0,32_{-0,32}^{0,65}$	False
Catalog B   P3   2nd Half	$-0,16_{-1,45}^{1,78}$	$0,42_{-0,42}^{0,45}$	False
Catalog B   ID   Full	$442,91_{-244,22}^{329,50}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True
Catalog B   ID   1st Half	$109,73_{-86,80}^{178,57}$	$0,00_{-0,00}^{0,21}$	True
Catalog B   ID   2nd Half	$270,43_{-160,19}^{192,01}$	$0,00_{-0,00}^{0,00}$	True

## Anexo E

Se adjunta la publicación sometida a la revista Geophysical Research Letters (Siegel et al., 2021), junto con su material suplementario.

1 **Earthquake hazard and taxonomy under incomplete**  
2 **similarity conditions in northern Chile**

3 **Cristián Siegel<sup>1</sup>, Patricio A. Toledo<sup>3</sup>, Raúl Madariaga<sup>1,2</sup>, Jaime Campos<sup>1,3</sup>**

4 <sup>1</sup>Departamento de Geofísica, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Chile, Blanco  
5 Encalada 2002, Santiago, Chile

6 <sup>2</sup>Laboratoire de Géologie, Ecole Normale Supérieure, PSL University, 75005 Paris, France.

7 <sup>3</sup>Programa de Riesgo Sísmico PRS, Universidad de Chile, Blanco Encalada 2002, Santiago, Chile

8 **Key Points:**

- 9 • Earthquake taxonomy  
10 • Similarity analysis  
11 • Seismic Hazard  
12 • Omori, Gutenberg-Richter and fractality

## Abstract

Several types of destructive earthquakes have produced human and material losses in northern Chile. Since similar earthquakes may present different aggressiveness, earthquake hazard knowledge requires scenarios with reliable statistics for each type in this seismic taxonomy. By means of similarity methods we approach the seismic hazard characterization considering this phenomenological complexity. Using the seismic catalog of Sippl et al. (2018b) in the region between 18 and 24°S and 67 to 73°W and from 2007 to 2014 we show that for the recognized seismicity types —continental, intermediate-depth, shallow-interface, deep-interface and intraplate— the event number depends on the correlation between the energy, distance and time scales available in the catalog, so there is an interevent-time central-region separating short periods and long periods which correspond to powers whose coefficients depend on the taxonomy. Thus, the hazard is different for each type of seismicity, which we believe should be considered in seismic risk assessments.

## Plain Language Summary

Earthquakes are one of the most destructive natural phenomena for mankind. At this moment our predictive capacity is limited, however, it is Science duty to provide timely and accurate information to both the population and decision makers. With data obtained thanks to international collaboration, we show that earthquakes in northern Chile are split into groups, and that these groups have different behaviors whether we consider the time at which they occur, the place where they occur and their size. Despite this complexity, it is possible to understand the relationship between these factors through simple dimensional arguments presented in this paper.

## 1 Introduction

Earthquakes are a source of considerable material and human losses. From 1906 to 2016 earthquakes and tsunamis cost Chile USD 69 billion, which compares to USD 1 billion in floods, USD 0.1 billion in volcanic eruptions and USD 0.01 billion in landslides (Camus et al., 2016). These costs are a part of the risk estimation, which has to be complemented by a detailed characterization of the corresponding hazard. One of the central issues in the case of earthquakes (and tsunamis) is knowledge of the statistical laws that adequately represent their occurrence in space and time. In seismotectonic environments such as subduction zones, it has been observed that seismic activity is structured in a space-time taxonomy of events: continental, intermediate-depth, shallow-interface, deep-interface, intraplate and others, which naturally makes it difficult to obtain robust statistical laws. Moreover, in recent years it has been shown that different earthquakes within this taxonomy may present different destructive potential, particularly through stress drops and radiated energy (Kausel & Campos, 1992; Leyton et al., 2009; Derode & Campos, 2019; Otarola et al., 2021). On the other hand, since 2007 northern Chile has a seismological network that allows studying rich statistical properties of seismicity with a cut-off magnitude around 3 (see (Barrientos & Team, 2018; GFZ German Research Centre For Geosciences & Institut Des Sciences De LUnivers-Centre National De La Recherche CNRS-INSU, 2006)), which allows, due to this region high seismicity, unique detailed observations of the spatio-temporal earthquake distribution.

## 2 Similarity Properties of Seismic Catalogs

In this work, we look for a relation for the expected event number per unit time  $\lambda$  in a certain geographical area. We start by specifying the following governing parameters that can be obtained from seismological catalogs: the interevent time distribution

60  $T$ , the scalar moment  $M_0$ , the observation length  $L$ , the seismic moment cutoff  $M_c$  (de-  
 61 rived from the completeness magnitude), the seismogenic zone thickness  $L_0$  and the long-  
 62 term observation time  $T_0$ . If we use the ELT class of unit systems, where E represents  
 63 dimensions of energy, L represents dimensions of length, and T represents dimensions  
 64 of time, then the following relationship between the governing parameters and the ex-  
 65 pected event number per unit time can be written:

$$\lambda = f(M_0, M_c, L, L_0, T, T_0), \quad (1)$$

66 where  $f$  is a relation that we will try to obtain from observations. If we select as gov-  
 67 erning parameters with independent dimensions  $M_c$ ,  $L_0$  and  $T_0$ , and because the ELT  
 68 class has 3 degrees of freedom, according to dimensional analysis (Sedov, 1977) it is pos-  
 69 sible to obtain the following relation:

$$\Pi = \phi(\Pi_{M_0}, \Pi_L, \Pi_T), \quad (2)$$

70 where  $\Pi = \lambda/T_0^{-1}$  is the dimensionless quantity associated with the expected event num-  
 71 ber,  $\phi$  is a relation that depends on ratios between the governing parameters with in-  
 72 dependent dimensions and governing parameters with dependent dimensions only. The  
 73 ratio associated with the scalar moment is the dimensionless quantity  $\Pi_{M_0} = M_0/M_c$ ,  
 74 the ratio associated with the seismogenic zone thickness is the dimensionless quantity  
 75  $\Pi_L = L/L_0$  and the ratio associated with the interevent time distribution is the dimen-  
 76 sionless quantity  $\Pi_T = T/T_0$ . If we return to the original variables, the relation (2) can  
 77 be expressed as follows:

$$\lambda/T_0^{-1} = \phi(M_0/M_c, L/L_0, T/T_0), \quad (3)$$

78 which represents in a very general way the similarity relationship between the expected  
 79 event number and the seismicity distribution in time, space and energy.

80 Since the empirical observations of Gutenberg and Richter (1965) and Hanks and  
 81 Kanamori (1979), it is known that the event number scales with seismic moment, thus  
 82 there is incomplete similarity in  $M_0$ . This is also true for the observation length  $L$ , a fact  
 83 described by Kagan and Knopoff (1980), Okubo and Aki (1987), Aviles et al. (1987), and  
 84 Kossobokov and Mazhkenov (1992). We use these observations as hypotheses and we write  
 85 a joint or renormalized incomplete similarity relationship (Barenblatt, 2003; Golitsyn,  
 86 2005):

$$\frac{\lambda/T_0^{-1}}{(M_0/M_c)^\beta (L/L_0)^\gamma} = \Phi\left(\frac{T/T_0}{(M_0/M_c)^{\beta_T} (L/L_0)^{\gamma_T}}\right), \quad (4)$$

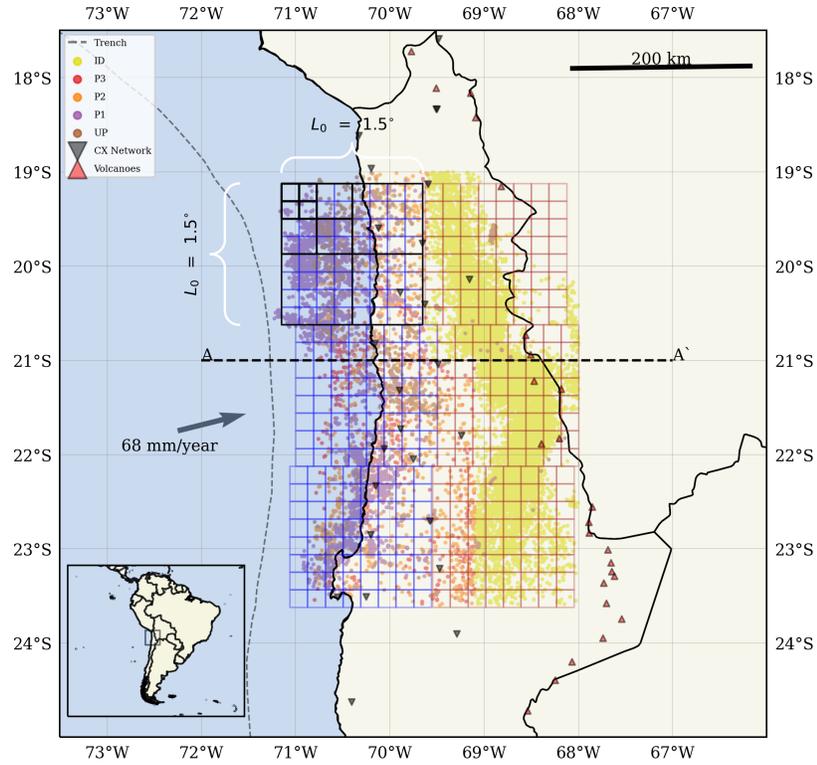
87 where the function  $\Phi$  is deduced from  $\phi$  by renormalization (see Goldenfeld (2018) for  
 88 details of this procedure) and experimental data, for example in Figure S2. A very spe-  
 89 cial case of incomplete similarity happens when the exponents renormalizing the dimen-  
 90 sionless quantities  $\Pi_{M_0}$  and  $\Pi_L$ , which depend on the respective governing parameters  
 91 with dependent dimensions, are both equal inside and outside the scale function, i.e.  $\beta_T =$   
 92  $\beta$  and  $\gamma_T = \gamma$ :

$$\frac{\Pi}{\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma} = \Phi\left(\frac{\Pi_T}{\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma}\right). \quad (5)$$

93 This is the case previously used in seismicity studies by Kossobokov and Mazhkenov (1992),  
 94 Corral (2004) y Davidsen and Goltz (2004).

### 95 3 Regional Setting and data

96 In northern Chile, as shown in Figure 1, there is a convergent contact, where the  
 97 Nazca plate advances at  $68 \text{ mm a}^{-1}$  (Norabuena et al., 1998) in the direction N76E (Angermann  
 98 et al., 1999) with respect to the South American continent. The trace of this convergence  
 99 (trench) is located roughly in a north-south direction at the greater bathymetric depths.  
 100 Under the continent the subducting plate is located, which shows a simple but abrupt



**Figure 1.** Study area in northern Chile between 67–73° W and 18–24° S. The grids used to cover the study area are shown. The upper left grid exemplifies the hierarchical levels constructed from successive cell divisions starting with base level  $L_0 = 1.5^\circ$ . Seismicity with magnitudes  $3 \leq M_w \leq 8$  from the catalog of Sippl et al. (2018b) is shown, colored according to classification into interface (P1), upper plane (P2), lower plane (P3), intermediate depth (ID), and continental plate (UP) clusters. A–A’ corresponds to the profile illustrated in Figure S1. The permanent stations of the Northern Chile network, the volcano chain, the trench trace, and the direction and magnitude of plate convergence are also indicated.

101 morphology (Contreras-Reyes et al., 2012). From 2001 onwards destructive earthquakes  
 102 of all possible types have been recorded, with the exception of outer-rise events: at the  
 103 plate interface the 2014  $M_w$  8.1 Iquique earthquake (Ruiz et al., 2014) and the 2007  $M_w$  7.7  
 104 Tocopilla earthquake (Delouis et al., 2009), the intermediate-depth 2005  $M_w$  7.8 Tara-  
 105 pac earthquake (Peyrat et al., 2006) and the crustal intraplate 2001  $M_w$  6.3 Aroma earth-  
 106 quake (Legrand et al., 2007).

107 Figure 1 also shows the modern station network with spatial and azimuthal cover-  
 108 age that has allowed the construction of high-resolution seismic catalogs. We use the  
 109 catalog published by Sippl et al. (2018b, 2018a) which makes use of records acquired by  
 110 the Chilean National Seismological Center (see Barrientos and Team (2018)) and IPOC  
 111 networks, in addition to other temporary stations between the years 2007-2014. This cat-  
 112 alog contains 101602 events relocated with the double-difference method (Waldhauser  
 113 & Ellsworth, 2000), which in the study region are distributed between 0.01 and 270 km  
 114 depth, with location error varying between 1.5 and 15 km depending on hypocenter lo-  
 115 cation. Reported magnitudes range from 1.3 to 8.1, according to Hainzl et al. (2019) the  
 116 catalog is complete for magnitudes  $M_w \geq 2.69$ . Figure 1 also shows the spatial distri-  
 117 bution of the seismic events. Two seismicity groups can be observed according to the lon-  
 118 gitude: seismicity distributed around the coastal zone and seismicity around the inner  
 119 continent volcanic arc and the Andes. The first group corresponds to seismicity associ-  
 120 ated with the subduction interface between the plates, notoriously denser near 20 and  
 121  $23^\circ S$  due to aftershocks following 2014 Iquique and 2007 Tocopilla earthquakes respec-  
 122 tively. The second group corresponds to earthquakes located up to 270 km depth. These  
 123 two groups can be observed in Figure S1 with the classification made by Sippl et al. (2018b)  
 124 based on a visual inspection of hypocenter geometry. The first group can be subdivided  
 125 into 4 clusters: a well-defined double seismic zone consisting of the upper P2 plane and  
 126 the lower P3 plane, an observation previously noted by Comte et al. (1999); Dorbath et  
 127 al. (2008); Rietbrock and Waldhauser (2004); Bloch et al. (2014) and Brudzinski et al.  
 128 (2007); P1 interplate seismicity above the P2 plane associated with thrust-type earth-  
 129 quakes (Delouis et al., 1996) and an abundance of continental intraplate UP (Sippl et  
 130 al., 2018b) events which are located on P1 but also in the inner continent, however, the  
 131 distribution of the hypocenters is scattered there. The second group is composed of a  
 132 broad, diffuse cloud of intermediate-depth ID seismicity (Sippl et al., 2019).

## 133 4 Methods

134 Empirically evaluating relationship (5) requires analyzing the temporal distribu-  
 135 tion of seismicity in the study region for different seismic moment ranges and different  
 136 observation lengths. The seismic moment ranges are defined from the exceedance mag-  
 137 nitudes for  $M_w = 3.0, 3.5, 4.0$  and  $4.5$  slices, it is important to note that the magni-  
 138 tude 3.0 is arbitrary, but it must be larger than the catalog cut-off magnitude. Obser-  
 139 vation lengths are defined from hierarchical grids with base level size  $L_0 = 1.5^\circ$  which  
 140 corresponds approximately to seismogenic thickness. Each grid is constructed by pro-  
 141 gressive subdivisions  $L_i = L_{i-1}/4$ , with  $i = 1, 2$  and  $3$ , with 4, 16 and 64 cells of size  
 142  $L_1 = 0.75^\circ$ ,  $L_2 = 0.375^\circ$  and  $L_3 = 0.1875^\circ$ , respectively. With 6 grids thus constructed,  
 143 3 latitudinal and 2 longitudinal, adequate coverage of the studied seismicity is obtained,  
 144 as shown in Figure 1. In addition, the intermediate-depth (ID) seismicity is placed in  
 145 the 3 grids located east, while subduction and continental planes (P1, P2, P3 and UP)  
 146 seismicity is located in the 3 western grids. We use the box-counting method (Barnsley,  
 147 1993) to obtain interevent times  $T$  samples in each cell that compose a hierarchical grid.  
 148 To determine which events belong to which cell, the intersection between hypocenters  
 149 and cells areas in each grid are obtained, which generates a subcatalog for each cell. For  
 150 each subcatalog of each grid at each hierarchical level it is possible to obtain the event  
 151 number for the interevent times available, and the event number for the exceedance mag-  
 152 nitudes available. For example, the interevent times distributions for cluster P1 are shown

**Table 1.** For each of the clusters ID, P3, P2, P1, UP (Sippl et al., 2018b) the exponents  $\beta$  and  $\gamma$  associated to the scaling of the dimensionless quantities  $\Pi_{M_0}$  and  $\Pi_L$ , respectively, are given. Each exponent is described with the median of its distribution obtained with least-squares inversion, and with percentiles at 5% and 95%.

	ID	P3	P2	P1	UP
$\beta$	$-0.65^{+0.02}_{-0.11}$	$-0.65^{+0.13}_{-0.07}$	$-0.52^{+0.05}_{-0.03}$	$-0.61^{+0.08}_{-0.17}$	$-0.67^{+0.11}_{-0.11}$
$\gamma$	$1.39^{+0.13}_{-0.08}$	$1.22^{+0.31}_{-0.14}$	$1.45^{+0.10}_{-0.32}$	$1.28^{+0.26}_{-0.18}$	$1.38^{+0.14}_{-0.33}$

153 in Figure S2. On the left, interevent time distributions for the  $M_w = 3.0, 3.5, 4.0$  ex-  
 154 ceedance magnitudes and 4 fixed observation length of  $L = L_0$  are shown, at the center  
 155 interevent times distributions for  $L_0 = 1.5^\circ, L_1 = 0.75^\circ, L_2 = 0.375^\circ$  and  $L_3 =$   
 156  $0.1875^\circ$  observation lengths and fixed  $M_w = 3.0$  magnitude are shown. Note that for  
 157 long periods there is similarity loss both for exceedance magnitudes and observation lengths.

158 Renormalization is needed to recover similarity (Molchan, 2020) according to the  
 159 procedure proposed by Nekrasova and Kossobokov (2020) by extracting the event num-  
 160 ber for each subcatalog and quadratic weight averaging over the event number for each  
 161 cell and using these averages as  $\lambda$  estimators. From the obtained averages, the coefficients  
 162  $\beta$  and  $\gamma$  are inverted by least squares, see details in Kossobokov and Mazhkenov (1992).  
 163 The interevent times samples for each hierarchical level and magnitude range are divided  
 164 by the total observation time  $T_0$  and renormalized by the factors  $\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma$  (Molchan, 2020),  
 165 obtaining the samples corresponding to  $\Pi_T / \Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma$ . Finally, the same process is applied  
 166 to the expected event number from which the renormalized distributions are obtained,  
 167 which by construction correspond to the relation 5. We apply this method to each of the  
 168 clusters separately, removing anisotropy effects by means of 100 random grid rotations  
 169 around their centers.

## 170 5 Results

171 In Table 1 the  $\beta$  and  $\gamma$  scaling exponents associated with dimensionless quantities  
 172  $\Pi_{M_0}$  and  $\Pi_L$  are presented. The coefficients are presented together with the median and  
 173 deviation at 5 and 95 centiles for each of the ID, P3, P2, P1, and UP clusters. The  $\beta$   
 174 coefficient (related to the Gutenberg Richter relation) varies within a median from  $-0.67$   
 175 to  $-0.52$ , being lower for P2 and higher for UP. The largest variability takes place at P1  
 176 with 0.25 and the shortest at P2 with 0.02. The  $\gamma$  coefficient (related to the fractal di-  
 177 mension) varies within a median from 1.22 to 1.45, being lower for P3 and higher for P2.  
 178 The largest variability is found at UP with 0.47 and the smallest at ID with 0.21. We  
 179 observe that  $\gamma$  variability is largest than  $\beta$  variability. With respect to the clusters lon-  
 180 gitudinal location, the  $\beta$  coefficient reaches both the minimum and maximum at the coastal  
 181 zone. With respect to  $\gamma$  something similar happens with the maximum and minimum  
 182 at the coastal zone. With respect to depth, it is possible to observe that the  $\beta$  coefficient  
 183 is the lowest in the case of UP, which is shallower, compared to the rest. With respect  
 184 to  $\gamma$  the lowest coefficient is found in P3 which is the lower plane. Also it can be observed  
 185 that both ID and UP have similar coefficients 1.39 and 1.38, which is associated with  
 186 the greater hypocentral dispersion. Figure S3 shows the histograms where this variabil-  
 187 ity can be seen in greater detail. It can be seen that the distributions for both  $\gamma$  and  $\beta$   
 188 vary significantly between clusters. Additionally, it is possible to observe the  
 189 quadratic residuals sum distribution for the cells, grids and rotations set used in the co-  
 190 efficients inversion.

191 Figure 2 shows the expected renormalized event number as a function of the renor-  
 192 malized interevent times for each cluster. A collapse of the distributions resulting from  
 193 the renormalization process is observed in all clusters, which is marked by the curve (blue)  
 194 corresponding to the distribution obtained by considering all interevent times. This func-  
 195 tion is decreasing for all clusters. We observe the existence of 3 regions in terms of the  
 196 renormalized times: a central region and two lateral regions for long times (upper region)  
 197 and short times (lower region). The central region is characterized by being around  $\Pi_T/\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma =$   
 198 1, marking the transition from long to short times dominated by well-defined power laws  
 199 where relation 5 can be expressed as:

$$\frac{\Pi}{\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma} = \left( \frac{\Pi_T}{\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma} \right)^\alpha, \quad (6)$$

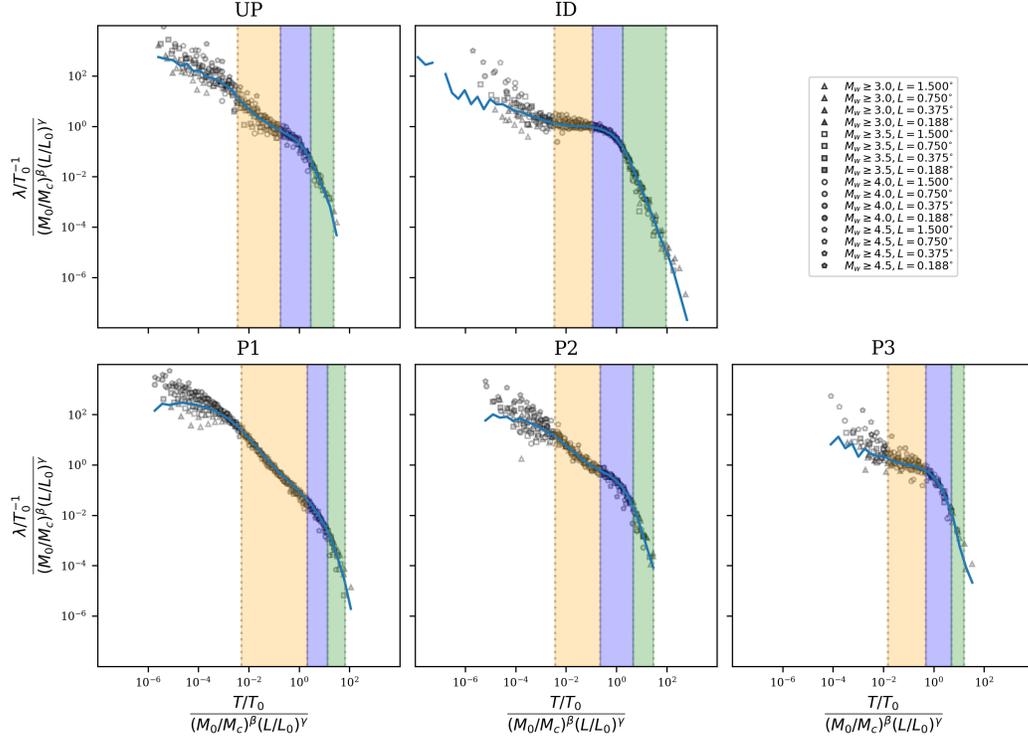
200 whose  $\alpha$  coefficients and their least squares errors are shown in Table S1 for each of the  
 201 clusters and for each of the regions of the distribution shown in Figure 2. Additionally,  
 202 it is possible to appreciate the lower and upper region bounds marked by the quantities  
 203  $\Pi_T^-$  and  $\Pi_T^+$ . The lower distribution region reaches its largest amplitude with the small-  
 204 est coefficient  $\alpha = -1.054$  for cluster P1; and its smallest amplitude with the largest  
 205 coefficient  $\alpha = -0.081$  for cluster ID (the most diffuse zone). The upper distribution  
 206 region reaches its largest amplitude with the smallest coefficient  $\alpha = -2.5$  in ID; and  
 207 the smallest amplitude with coefficients  $\alpha = -3.024$  and  $-4.155$  for P1 and P3 respec-  
 208 tively. The  $R^2$  errors are, on average, smaller for the upper distribution region than for  
 209 the lower distribution region. For  $\Pi_T/\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma < 10^{-3}$  a fuzzy region is observed in all  
 210 clusters.

## 211 6 Discussion and conclusions

212 Through the use of similarity principles over 3 fundamental variables of the seis-  
 213 micity generation process such as moment, geometrical structure and time sequence, it  
 214 has been shown the existence of a rich earthquake phenomenology and taxonomy occur-  
 215 ring in northern Chile subduction tectonic environment. The physical variables can be  
 216 reduced to their dimensionless form and the relationships occurring between them are  
 217 determined by scaling coefficients  $\alpha$ ,  $\beta$  and  $\gamma$ .

218 The coefficient associated with the observation length is the fractal dimension  $\gamma$   
 219 (Aviles et al., 1987; Okubo & Aki, 1987) that controls the expected event number when  
 220 passing from level  $L_i$  to next level  $L_{i+1}$ ,  $i = 0, 1, \dots$ , under this passage,  $\lambda$  decreases through  
 221 the ratio between the distances at which the events are located because the epicenters  
 222 do not homogeneously cover the study region. For example, the coefficients for diffuse  
 223 seismicity inside the plates such as ID, UP and P2 are noticeably larger than for the P1  
 224 and P3 planes located at the upper and lower edges adjacent to the contacts. The vari-  
 225 ations of  $\gamma$  that can be seen in the histograms in Figure S3 imply that the spatial dis-  
 226 tribution of seismicity cannot be described with a single fractal dimension, a fact em-  
 227 phasized by Pastén and Comte (2014).

228 On the other hand,  $\beta$  is the coefficient associated to the seismic moment, which con-  
 229 trols the expected event number when passing from one exceedance moment to a larger  
 230 one. In this passage the decrease of the expected event number depends on the ratio be-  
 231 tween the excess moments considered, the reasons for this phenomenon are several among  
 232 which we can mention the critical nature of the seismicity branching process (Kagan, 2010)  
 233 which has a theoretical  $\beta$  of 0.5, close to the value  $\beta = 0.52$  found for cluster P2. The  
 234 maximum average  $\beta$  coefficient is reached in UP with a value of 0.67, which is consis-  
 235 tent with the typical value for  $b = \frac{3}{2}\beta$  of the Gutenberg-Richter law. As with the frac-  
 236 tal dimension, each cluster has a distinct distribution for  $\beta$  — hence a distinct distribu-  
 237 tion for the  $b$ -value— that is not unimodal due to variations within the same region, a  
 238 fact that gives rise to the use of the tool developed here to complement seismic hazard  
 239 zonation studies like Legrand et al. (2012).



**Figure 2.** Scaling function  $\Phi$  for the different clusters UP, ID, P1, P2 and P3. On the abscissa are the renormalized interevent times  $\Pi_T/\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma$  and on the ordinate is the renormalized expected number of events  $\Pi/\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma$ . The distributions are distinguished according to the legend in the upper right box, with symbols for different magnitudes and gray scale for cell lengths. The blue curve corresponds to the joint distribution for all subcatalogs. The orange and green areas delimit the lower and upper power-law regions respectively and the blue area demarcates the transition region.

240 Although the scale functions  $\Phi$  found for each of the clusters are distinct from each  
 241 other, they all possess regions of the interevent time distribution where a simple power-  
 242 law relationship exists for the renormalized expected event number according to the renor-  
 243 malized interevent time (equation 6). At these distribution regions the relationship sought  
 244 for  $\lambda$  can be written as:

$$\frac{\lambda}{T_0^{-1}} = \left(\frac{T}{T_0}\right)^\alpha \left(\frac{M_0}{M_c}\right)^{\beta(1-\alpha)} \left(\frac{L}{L_0}\right)^{\gamma(1-\alpha)}, \quad (7)$$

245 since  $\alpha$  is always negative this law expresses a decay. We can highlight 4 cases, the first  
 246 one is  $\alpha = 0$ , which is observed in the lower region of ID. In this case the expected event  
 247 number weakly depends on  $T$ , i.e.:

$$\lambda = T_0^{-1}(M_0/M_c)^\beta(L/L_0)^\gamma. \quad (8)$$

248 This relation appears in Nekrasova and Kossobokov (2020) and is used for seismic risk  
 249 estimations taking into account the fractal distribution of epicenters. It can be noted that  
 250 when  $M_0 = M_c$  and  $L = L_0$  the expected event number is a constant equal to  $1/T_0$ ,  
 251 i.e. a homogeneous Poisson process. The second case is  $-1 < \alpha < 0$  as can be seen  
 252 in the lower power law region of the distribution for UP, P2 and P3. It is important to  
 253 note that both magnitudes and lengths undergo an effect on the exponents such that both  
 254  $\beta$  and  $\gamma$  are amplified by a correction factor  $1 - \alpha$ , which changes the expected event  
 255 number. The third is  $\alpha = -1$  as seen in the lower power law region of the distribution  
 256 for P1. The relationship for the expected event number takes the form:

$$\lambda = T^{-1}(M_0/M_c)^{2\beta}(L/L_0)^{2\gamma}. \quad (9)$$

257 This relation corresponds to the Omori regime for the aftershocks (Christensen et al.,  
 258 2002), where  $\lambda$  is inversely proportional to the interevent time and the dimensionless quan-  
 259 tities corresponding to the seismic moments and observation length are diminished and  
 260 amplified respectively by twice their exponents. Finally, the fourth case is  $\alpha < -1$  found  
 261 in the upper power law region of the distributions for all clusters, where  $\Pi_T/\Pi_{M_0}^\beta \Pi_L^\gamma >$   
 262  $\Pi_T^+$  as can be seen in Table S1. This case means that the expected number of events is  
 263 highly sensitive to small changes in renormalized interevent times.

264 The scaling function  $\Phi$  depends on tectonics, since the different clusters are located  
 265 in different parts of the study region. The interface (P1) and intermediate depth (ID)  
 266 separation is important. The former types of events are distinguished by an extensive  
 267 lower power law region of the distribution with coefficient  $\alpha = 1$ , which is associated  
 268 with the abundance of aftershocks, and the latter have a narrower lower power law dis-  
 269 tribution region with coefficient  $\alpha = 0$ , consistent with the observation of intraplate earth-  
 270 quakes low aftershock productivity (Hainzl et al., 2019; Cabrera et al., 2021; Telesca et  
 271 al., 2020).

272 We should remark, along the same lines as Christensen et al. (2002), that the lower  
 273 and upper distribution regions have power law regimes that depend on the combination  
 274 of the normalized moments, the normalized observation lengths and the normalized in-  
 275 terevent times through their mutual correlation mediated by the scaling exponents  $\alpha$ ,  
 276  $\beta$  and  $\gamma$  mixed in a single renormalized variable  $\Pi_T^\alpha/\Pi_{M_0}^{\alpha\beta} \Pi_L^{\alpha\gamma}$ . In this analysis foreshock  
 277 and aftershock notions disappear for the following reason: imagine an event in a certain  
 278 subcatalog corresponding to a certain range of magnitudes and a certain range of interevent  
 279 distances, thus there is a well defined foreshock immediately early in time and a well de-  
 280 fined aftershock immediately later in time. Due to the renormalization process, when  
 281 passing to a different scale, a new subcatalog is formed and the very same event does  
 282 not necessarily share the foreshock and aftershock in the previous subcatalog. There-  
 283 fore, and due to the collapse of the event number distribution into the scaling function  
 284  $\Phi$ , it is reasonable to think that the seismic generating mechanism does not take into ac-  
 285 count the foreshock and aftershock notions. These concepts are well defined for a fixed

286 range of energies, a fixed range of observation lengths and a fixed range of observation  
287 times only.

## 288 Acknowledgments

289 The processed data and code used for making tables and figures in this study are  
290 available at Zenodo via 10.5281/zenodo.5519970 (Siegel et al., 2021). CS acknowledge  
291 financial support from the Seismic Risk Program (PRS) of University of Chile, 1170218  
292 project of the Fondo de Desarrollo de Ciencias y Tecnología (FONDECYT) from the Min-  
293 isterio de Educación de Chile and to the Geophysics Department of the Universidad de  
294 Chile for funding while pursuing postgraduate studies. PT and RM acknowledge finan-  
295 cial support from the Seismic Risk Program (PRS) of University of Chile. We thanks  
296 IPOC collaboration affiliated institutions (German Research Center For Geosciences (GFZ),  
297 Germany; GEOSCOPE Program of Institut de Physique du Globe de Paris and C.N.R.S.,  
298 France; Centro Sismológico Nacional (CSN) of Faculty of Physical and Mathematical Sci-  
299 ences of University of Chile; and Universidad Católica del Norte, Chile) and GFZ Ger-  
300 man Research Centre For Geosciences and Institut Des Sciences De L'Univers-Centre Na-  
301 tional De La Recherche CNRS-INSU (2006); Wigger et al. (2012); Asch et al. (2011); Cesca  
302 et al. (2018); Barrientos and Team (2018); GFZ (1993) for the seismic network mainte-  
303 nance that made this work possible.

## 304 References

- 305 Angermann, D., Klotz, J., & Reigber, C. (1999). Space-geodetic estimation of the  
306 nazca-south america euler vector. *Earth and Planetary Science Letters*, 171(3),  
307 329–334.
- 308 Asch, G., Tilmann, F., Schurr, B., & Ryberg, T. (2011). *Seismic network 5c: Minas*  
309 *project (2011/2013)*. Retrieved from <https://doi:10.14470/ab466166>
- 310 Aviles, C. A., Scholz, C. H., & Boatwright, J. (1987). Fractal analysis applied  
311 to characteristic segments of the san andreas fault. *Journal of Geophys-*  
312 *ical Research: Solid Earth*, 92(B1), 331-344. Retrieved from [https://](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/JB092iB01p00331)  
313 [agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/JB092iB01p00331](https://doi.org/10.1029/JB092iB01p00331)  
314 doi: <https://doi.org/10.1029/JB092iB01p00331>
- 315 Barenblatt, G. I. (2003). Dimensional analysis and physical similarity. In *Scaling*  
316 (p. 1251). Cambridge University Press. doi: 10.1017/CBO9780511814921.004
- 317 Barnsley, M. F. (1993). Chapter v - fractal dimension. In M. F. Barnsley (Ed.),  
318 *Fractals everywhere (second edition)* (Second Edition ed., p. 171-204). Aca-  
319 demic Press. Retrieved from [https://www.sciencedirect.com/science/](https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/B9780120790616500103)  
320 [article/pii/B9780120790616500103](https://doi.org/10.1016/B978-0-12-079061-6.50010-3) doi: [https://doi.org/10.1016/](https://doi.org/10.1016/B978-0-12-079061-6.50010-3)  
321 [B978-0-12-079061-6.50010-3](https://doi.org/10.1016/B978-0-12-079061-6.50010-3)
- 322 Barrientos, S., & Team, N. S. C. C. (2018). The seismic network of chile. *Seismolog-*  
323 *ical Research Letters*, 89(2A), 467–474.
- 324 Bloch, W., Kummerow, J., Salazar, P., Wigger, P., & Shapiro, S. (2014). High-  
325 resolution image of the north chilean subduction zone: seismicity, reflectivity  
326 and fluids. *Geophysical Journal International*, 197(3), 1744–1749.
- 327 Brudzinski, M. R., Thurber, C. H., Hacker, B. R., & Engdahl, E. R. (2007). Global  
328 prevalence of double benioff zones. *Science*, 316(5830), 1472–1474.
- 329 Cabrera, L., Ruiz, S., Poli, P., Contreras-Reyes, E., Osses, A., & Mancini, R. (2021).  
330 Northern chile intermediate-depth earthquakes controlled by plate hydration.  
331 *Geophysical Journal International*, 226(1), 78–90.
- 332 Camus, P., Arenas, F., Lagos, M., & Romero, A. (2016). Visión histórica de la re-  
333 spuesta a las amenazas naturales en chile y oportunidades de gestión del riesgo  
334 de desastre. *Revista de Geografía Norte Grande*(64), 9–20.
- 335 Cesca, S., Sobiesiak, M., Tassara, C., Olcay, M., Günther, E., Mikulla, S., & Dahm,  
336 T. (2018). *The iquique local network and picarray* (Tech. Rep.). Potsdam,

- 337 Germany: GFZ German Research Centre for Geosciences.
- 338 Christensen, K., Danon, L., Scanlon, T., & Bak, P. (2002). Unified scaling law for  
 339 earthquakes. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *99*(suppl 1),  
 340 2509–2513. Retrieved from [https://www.pnas.org/content/99/suppl\\_1/](https://www.pnas.org/content/99/suppl_1/2509)  
 341 2509 doi: 10.1073/pnas.012581099
- 342 Comte, D., Dorbath, L., Pardo, M., Monfret, T., Haessler, H., Rivera, L., . . . Mene-  
 343 ses, C. (1999). A double-layered seismic zone in arica, northern chile. *Geophys-*  
 344 *ical Research Letters*, *26*(13), 1965–1968.
- 345 Contreras-Reyes, E., Jara, J., Grevemeyer, I., Ruiz, S., & Carrizo, D. (2012). Abrupt  
 346 change in the dip of the subducting plate beneath north chile. *Nature Geo-*  
 347 *science*, *5*(5), 342.
- 348 Corral, Á. (2004). Universal local versus unified global scaling laws in the statistics  
 349 of seismicity. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *340*(4),  
 350 590–597.
- 351 Davidsen, J., & Goltz, C. (2004). Are seismic waiting time distributions universal?  
 352 *Geophysical research letters*, *31*(21).
- 353 Delouis, B., Cisternas, A., Dorbath, L., Rivera, L., & Kausel, E. (1996). The andean  
 354 subduction zone between 22 and 25 s (northern chile): Precise geometry and  
 355 state of stress. *Tectonophysics*, *259*(1-3), 81–100.
- 356 Delouis, B., Pardo, M., Legrand, D., & Monfret, T. (2009). The m w 7.7 tocopilla  
 357 earthquake of 14 november 2007 at the southern edge of the northern chile  
 358 seismic gap: rupture in the deep part of the coupled plate interface. *Bulletin of*  
 359 *the Seismological Society of America*, *99*(1), 87–94.
- 360 Derode, B., & Campos, J. (2019). Energy budget of intermediate-depth earthquakes  
 361 in northern chile: comparison with shallow earthquakes and implications of  
 362 rupture velocity models used. *Geophysical Research Letters*, *46*(5), 2484–2493.
- 363 Dorbath, C., Gerbault, M., Carlier, G., & Guiraud, M. (2008). Double seismic  
 364 zone of the nazca plate in northern chile: High-resolution velocity structure,  
 365 petrological implications, and thermomechanical modeling. *Geochemistry,*  
 366 *Geophysics, Geosystems*, *9*(7).
- 367 GFZ, D. G. (1993). *Geofon seismic network* (Tech. Rep.). Retrieved from [https://](https://doi:10.14470/TR560404)  
 368 [doi:10.14470/TR560404](https://doi:10.14470/TR560404)
- 369 GFZ German Research Centre For Geosciences, & Institut Des Sciences De  
 370 LUnivers-Centre National De La Recherche CNRS-INSU. (2006). *Ipoc seismic*  
 371 *network*. Integrated Plate boundary Observatory Chile - IPOC. Retrieved from  
 372 <http://geofon.gfz-potsdam.de/doi/network/CX> doi: 10.14470/PK615318
- 373 Goldenfeld, N. (2018). *Lectures on phase transitions and the renormalization group*.  
 374 CRC Press.
- 375 Golitsyn, G. S. (2005). Place of the gutenbergrichter law among other statisti-  
 376 cal laws of nature. In *Selected papers from volume 32 of vychislitel'naya*  
 377 *seysmologiya* (p. 119-137). American Geophysical Union (AGU). Retrieved  
 378 from [https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/CS007p0119)  
 379 [CS007p0119](https://doi.org/10.1029/CS007p0119) doi: <https://doi.org/10.1029/CS007p0119>
- 380 Gutenberg, B., & Richter, C. (1965). *Seismicity of the earth and associated phenom-*  
 381 *ena*. Hafner Publishing Company. Retrieved from [https://books.google.c1/](https://books.google.c1/books?id=qprAuQEACAAJ)  
 382 [books?id=qprAuQEACAAJ](https://books?id=qprAuQEACAAJ)
- 383 Hainzl, S., Sippl, C., & Schurr, B. (2019). Linear relationship between aftershock  
 384 productivity and seismic coupling in the northern chile subduction zone. *Jour-*  
 385 *nal of Geophysical Research: Solid Earth*, *124*, 8726–8738.
- 386 Hanks, T. C., & Kanamori, H. (1979). A moment magnitude scale. *Journal of Geo-*  
 387 *physical Research: Solid Earth*, *84*(B5), 2348-2350. Retrieved from [https://](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/JB084iB05p02348)  
 388 [agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/JB084iB05p02348](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/JB084iB05p02348)  
 389 doi: <https://doi.org/10.1029/JB084iB05p02348>
- 390 Kagan, Y. Y. (2010). Earthquake size distribution: Power-law with exponent  $\beta \equiv$   
 391  $1/2$ ? *Tectonophysics*, *490*(1-2), 103–114.

- 392 Kagan, Y. Y., & Knopoff, L. (1980). Spatial distribution of earthquakes: the two-  
 393 point correlation function. *Geophysical Journal of the Royal Astronomical So-*  
 394 *ciety*, 62(2), 303-320. Retrieved from [https://onlinelibrary.wiley.com/](https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1365-246X.1980.tb04857.x)  
 395 [doi/abs/10.1111/j.1365-246X](https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1365-246X.1980.tb04857.x) doi: 10.1111/j.1365-246X  
 396 .1980.tb04857.x
- 397 Kausel, E., & Campos, J. (1992). The ms= 8 tensional earthquake of 9 december  
 398 1950 of northern chile and its relation to the seismic potential of the region.  
 399 *Physics of the earth and planetary interiors*, 72(3-4), 220-235.
- 400 Kossobokov, V. G., & Mazhenkov, S. A. (1992). On similarity in the spatial dis-  
 401 tribution of seismicity. In *Selected papers from volumes 22 and 23 of vy-*  
 402 *chislitel'naya seysmologiya* (p. 6-15). American Geophysical Union (AGU).  
 403 Retrieved from [https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/CS001p0006)  
 404 [10.1029/CS001p0006](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/CS001p0006) doi: <https://doi.org/10.1029/CS001p0006>
- 405 Legrand, D., Delouis, B., Dorbath, L., David, C., Campos, J., Marquez, L., ...  
 406 Comte, D. (2007). Source parameters of the mw= 6.3 arona crustal earth-  
 407 quake of july 24, 2001 (northern chile), and its aftershock sequence. *Journal of*  
 408 *south American earth sciences*, 24(1), 58-68.
- 409 Legrand, D., Tassara, A., & Morales, D. (2012, 12). Megathrust asperities  
 410 and clusters of slab dehydration identified by spatiotemporal characteri-  
 411 zation of seismicity below the Andean margin. *Geophysical Journal In-*  
 412 *ternational*, 191(3), 923-931. Retrieved from [https://doi.org/10.1111/](https://doi.org/10.1111/j.1365-246X.2012.05682.x)  
 413 [j.1365-246X.2012.05682.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-246X.2012.05682.x) doi: 10.1111/j.1365-246X.2012.05682.x
- 414 Leyton, F., Ruiz, J., Campos, J., & Kausel, E. (2009). Intraplate and interplate  
 415 earthquakes in chilean subduction zone: A theoretical and observational com-  
 416 parison. *Physics of the Earth and Planetary interiors*, 175(1-2), 37-46.
- 417 Molchan, G. (2020). Fractal seismicity and seismic risk. *Izvestiya, Physics of the*  
 418 *Solid Earth*, 56(1), 66-73.
- 419 Nekrasova, A., & Kossobokov, V. (2020). The unified scaling law for earthquakes.  
 420 *Journal of Volcanology and Seismology*, 14(6), 353-372.
- 421 Norabuena, E., Leffler-Griffin, L., Mao, A., Dixon, T., Stein, S., Sacks, I. S., ...  
 422 Ellis, M. (1998). Space geodetic observations of nazca-south america con-  
 423 vergence across the central andes. *Science*, 279(5349), 358-362. Retrieved  
 424 from <https://science.sciencemag.org/content/279/5349/358> doi:  
 425 10.1126/science.279.5349.358
- 426 Okubo, P. G., & Aki, K. (1987). Fractal geometry in the san andreas fault system.  
 427 *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 92(B1), 345-355. Retrieved  
 428 from [https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/JB092iB01p00345)  
 429 [JB092iB01p00345](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/JB092iB01p00345) doi: <https://doi.org/10.1029/JB092iB01p00345>
- 430 Otarola, C., Ruiz, S., Herrera, C., Madariaga, R., & Siegel, C. (2021). Dynamic rup-  
 431 ture of subduction earthquakes located near the trench. *Earth and Planetary*  
 432 *Science Letters*, 562, 116842.
- 433 Pastén, D., & Comte, D. (2014). Multifractal analysis of three large earthquakes in  
 434 chile: Antofagasta 1995, valparaiso 1985, and maule 2010. *Journal of seismol-*  
 435 *ogy*, 18(4), 707-713.
- 436 Peyrat, S., Campos, J., de Chabaliér, J. B., Perez, A., Bonvalot, S., Bouin, M.-P.,  
 437 ... Vilotte, J.-P. (2006). Tarapac intermediate-depth earthquake (mw 7.7,  
 438 2005, northern chile): A slab-pull event with horizontal fault plane constrained  
 439 from seismologic and geodetic observations. *Geophysical Research Letters*,  
 440 33(22). Retrieved from [https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/2006GL027710)  
 441 [abs/10.1029/2006GL027710](https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/2006GL027710) doi: <https://doi.org/10.1029/2006GL027710>
- 442 Rietbrock, A., & Waldhauser, F. (2004). A narrowly spaced double-seismic zone in  
 443 the subducting nazca plate. *Geophysical Research Letters*, 31(10).
- 444 Ruiz, S., Metois, M., Fuenzalida, A., Ruiz, J., Leyton, F., Grandin, R., ... Campos,  
 445 J. (2014). Intense foreshocks and a slow slip event preceded the 2014 iquique  
 446 mw 8.1 earthquake. *Science*, 345(6201), 1165-1169.

- 447 Sedov, L. (1977). Similarity methods and dimensional analysis in mechanics.  
 448 *Moscow Izdatel Nauka*.
- 449 Siegel, C., Toledo, P., Madariaga, R., & Campos, J. (2021, September). *Addi-*  
 450 *tional supporting information for "earthquake hazard and taxonomy under*  
 451 *incomplete similarity conditions in northern chile"*. Zenodo. Retrieved from  
 452 <https://doi.org/10.5281/zenodo.5519970> doi: 10.5281/zenodo.5519970
- 453 Sippl, C., Schurr, B., Asch, G., & Kummerow, J. (2018a). *Catalogue of earthquake*  
 454 *hypocenters for northern chile compiled from ipoc (plus auxiliary) seismic*  
 455 *stations*. GFZ Data Services. Retrieved from [http://doi.org/10.5880/](http://doi.org/10.5880/GFZ.4.1.2018.001)  
 456 [GFZ.4.1.2018.001](http://doi.org/10.5880/GFZ.4.1.2018.001)
- 457 Sippl, C., Schurr, B., Asch, G., & Kummerow, J. (2018b). Seismicity structure of  
 458 the northern chile forearc from 100,000 double-difference relocated hypocen-  
 459 ters. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, *123*(5), 4063–4087.
- 460 Sippl, C., Schurr, B., John, T., & Hainzl, S. (2019). Filling the gap in a double seis-  
 461 mic zone: Intraslab seismicity in northern chile. *Lithos*, *346*, 105155.
- 462 Telesca, L., Pastén, D., & Muñoz, V. (2020). Analysis of time dynamical features in  
 463 intraplate versus interplate seismicity: The case study of iquique area (chile).  
 464 *Pure and Applied Geophysics*, *177*(10), 4755–4773.
- 465 Waldhauser, F., & Ellsworth, W. L. (2000). A double-difference earthquake location  
 466 algorithm: Method and application to the northern hayward fault, california.  
 467 *Bulletin of the seismological society of America*, *90*(6), 1353–1368.
- 468 Wigger, P., Salazar, P., Kummerow, J., Bloch, W., Asch, G., & Shapiro, S. W.  
 469 (2012). *Fissure- and atacama-fault seismic network (2005/2012)*. Retrieved  
 470 from <https://doi.org/10.14470/3S7550699980>

# Supporting Information for ”Earthquake hazard and taxonomy under incomplete similarity conditions in northern Chile”

Cristián Siegel<sup>1</sup>, Patricio A. Toledo<sup>3</sup>, Raúl Madariaga<sup>1,2</sup>, Jaime Campos<sup>1,3</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Geofísica, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Chile, Blanco Encalada 2002, Santiago,

Chile

<sup>2</sup>Département de Géologie, Ecole Normale Supérieure, PSL University, 75005 Paris, France.

<sup>3</sup>Programa de Riesgo Sísmico PRS, Universidad de Chile, Blanco Encalada 2002, Santiago, Chile

## Contents of this file

1. Figures S1 to S3
2. Table S1

## Additional Supporting Information (Siegel et al., 2021)

1. Captions for Dataset S1. The zipped file S1.zip contains the data used to make figures 1 and S1. This includes the hypocenter catalog *gfz\_2007\_2018.csv* (retrieved from Sippl, Schurr, Asch, and Kummerow (2018a)), the coordinates of Northern Chile seismological network *cx.csv* (retrieved from GFZ German Research Centre For Geosciences and Institut Des Sciences De L’Univers-Centre National De La Recherche CNRS-INSU

---

(2006)), a topographical profile *lat21topo2*, a bathymetric trench dataset *trough.csv* and a volcano location dataset *volcanoes.csv* (retrieved from Sernageomin.cl).

2. Captions for Dataset S2. The zipped file S2.zip contains processed data, including a *csv* data file for each cluster with its corresponding empirical scaling function  $\Phi$ . The  $\Phi$  curves are then processed in the spreadsheet *spreadsheet\_alpha.xlsx* for power law fitting. Scaling regions, power law  $\alpha$  exponent and  $R^2$  associated errors are resumed in *Phi.export.csv*, corresponding to Table S1.

3. Captions for Dataset S3. The zipped file contains the Python scripts needed to make figures and Table (1). *steqca.py* is an auxiliary script. *hypomaps.py* is used to make figures (1) and S1. *betagamma.py* is used to make Table (1). *calc\_Phi.py* calculate processed data for dataset S2. *phiPhi\_P1.py* is used to make Figure S2. *plot\_Phi.py* is used to make Figure (1)

## Introduction

In this supporting information we present two auxiliary figures and one auxiliary table that reinforce contents shown on figures and tables in the main text. Additionally, we present 3 datasets needed to reproduce our results, published in Siegel et al. (2021).

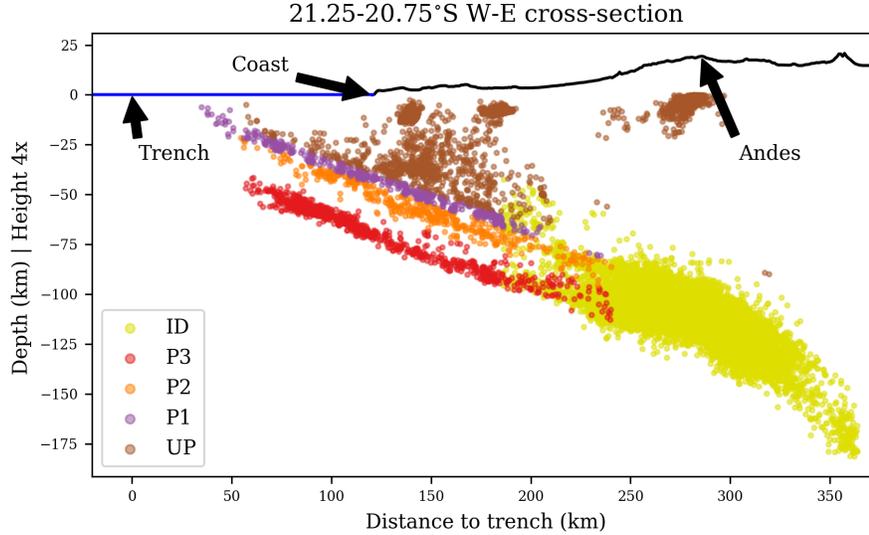
## References

- GFZ German Research Centre For Geosciences, & Institut Des Sciences De L'Univers-Centre National De La Recherche CNRS-INSU. (2006). *Ipoc seismic network*. Integrated Plate boundary Observatory Chile - IPOC. Retrieved from <http://geofon.gfz-potsdam.de/doi/network/CX> doi: 10.14470/PK615318
- Siegel, C., Toledo, P., Madariaga, R., & Campos, J. (2021, September). *Additional*

supporting information for "earthquake hazard and taxonomy under incomplete similarity conditions in northern chile". Zenodo. Retrieved from <https://doi.org/10.5281/zenodo.5519970> doi: 10.5281/zenodo.5519970

Sipl, C., Schurr, B., Asch, G., & Kummerow, J. (2018a). *Catalogue of earthquake hypocenters for northern chile compiled from ipoc (plus auxiliary) seismic stations*. GFZ Data Services. Retrieved from <http://doi.org/10.5880/GFZ.4.1.2018.001>

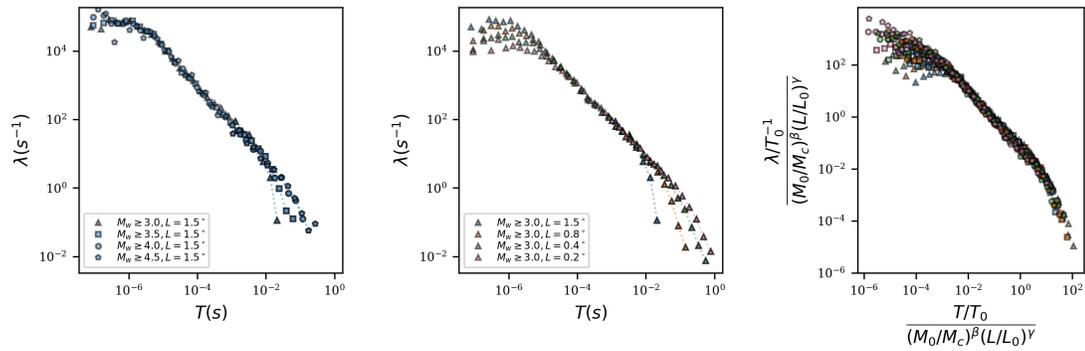
Sipl, C., Schurr, B., Asch, G., & Kummerow, J. (2018b). Seismicity structure of the northern chile forearc from 100,000 double-difference relocated hypocenters. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 123(5), 4063–4087.



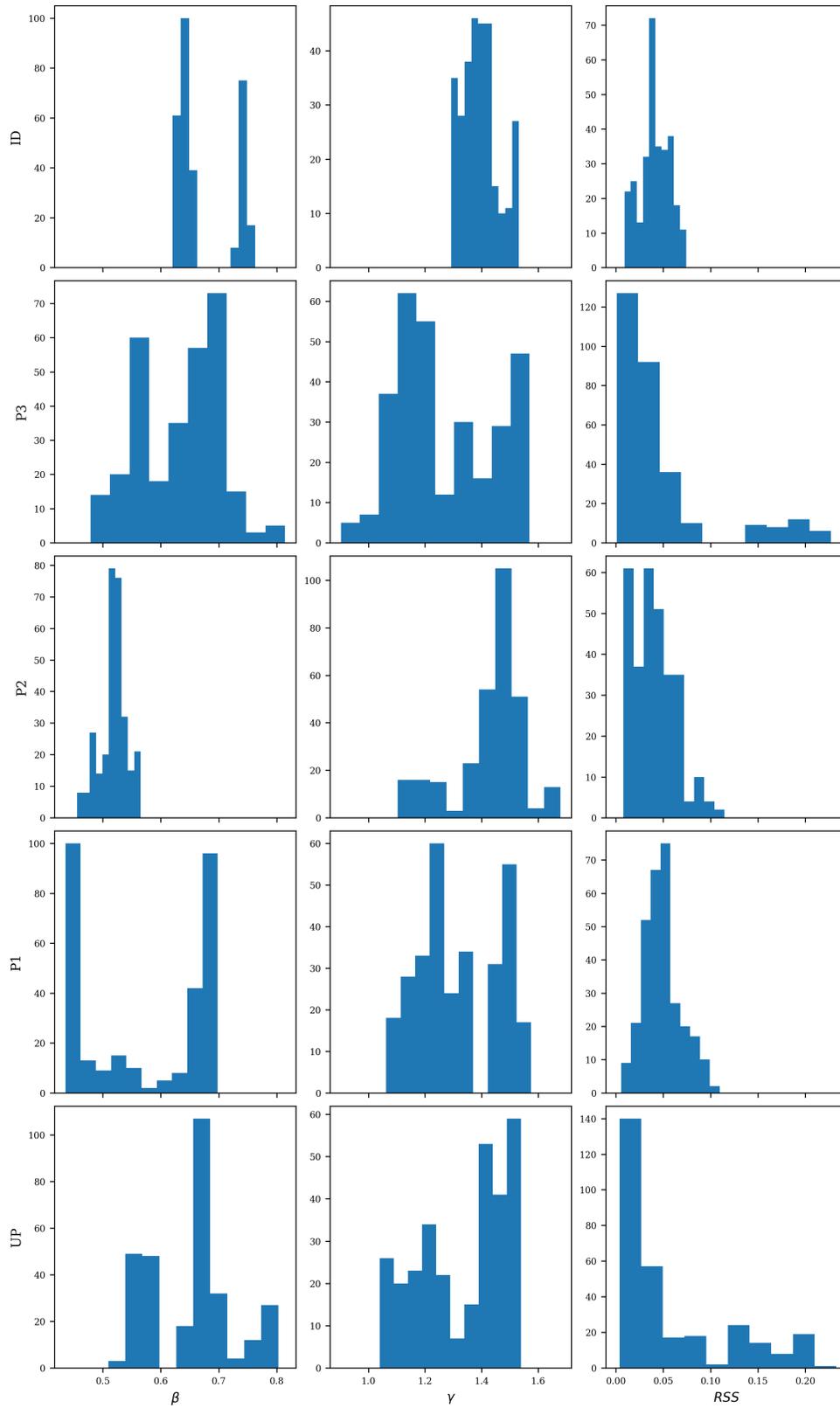
**Figure S1.** Cross-section at  $21^\circ$  S between  $72$  and  $67^\circ$  W as shown in Figure (1). On the abscissa is the distance to the trench in km, on the ordinate the depth with respect to sea level in km. The topography is exaggerated 4 times. The topographic features are the coastline and the Andes. As a reference, the seismicity with  $1.3 \leq Mw$  is shown for events located between  $21.25$  and  $21.75^\circ$  S. In colors, according to the legend, are indicated the different seismicity clusters according to Sippl et al. (2018b): ID, Intermediate-Depth Cluster; P3, Lower Plane; P2, Upper Plane; P1, Plate Interface and UP, Upper Plate Cluster.

**Table S1.** For each cluster P1, P2, P3, UP and ID, the lower and upper regions of the distribution are given in power law form, with their left limit  $\Pi_T^-$  and right  $\Pi_T^+$  limits,  $\alpha$  exponents and  $R^2$  errors associated with the least squares inversion.

	Lower region		Upper region		Lower region		Upper region	
	$\Pi_T^-$	$\Pi_T^+$	$\Pi_T^-$	$\Pi_T^+$	$\alpha$	$R^2$	$\alpha$	$R^2$
P1	$5.21 \times 10^{-3}$	$2.13 \times 10^0$	$1.36 \times 10^1$	$6.85 \times 10^1$	-1.054	0.999	-3.024	0.996
P2	$3.65 \times 10^{-3}$	$2.32 \times 10^{-1}$	$4.63 \times 10^0$	$2.93 \times 10^1$	-0.780	0.994	-3.099	0.998
P3	$1.52 \times 10^{-2}$	$4.92 \times 10^{-1}$	$4.98 \times 10^0$	$1.59 \times 10^1$	-0.267	0.903	-4.155	0.998
UP	$3.62 \times 10^{-3}$	$1.83 \times 10^{-1}$	$2.92 \times 10^0$	$2.33 \times 10^1$	-0.776	0.975	-2.646	0.989
ID	$3.46 \times 10^{-3}$	$1.12 \times 10^{-1}$	$1.82 \times 10^0$	$9.39 \times 10^1$	-0.081	0.805	-2.455	0.999



**Figure S2.** For cluster P1 (Plate interface) the left and middle boxes show the distributions for the expected number of events per unit time  $T$  according to the interevent times  $T$ . In the left frame the observation length  $L = 1.5^\circ$  is fixed and curves for 4 exceedance magnitudes are shown. In the middle box the exceedance magnitude is fixed at  $M_w = 3.0$  and curves for 4 observation lengths are shown. The box on the right shows the  $\Phi$  scaling function for the P1 cluster, the axes show the renormalized variables.



**Figure S3.** Histograms for  $\beta$ ,  $\gamma$  and sum of quadratic residuals (RSS) according to least squares inversion for the assembly of cells, grids and rotations considered, for each cluster ID, P3, P2, P1 and UP.

