

چکیده

یکی از موضوعات مهم و به نسبت جدید، در طراحی لرزه‌ای سازه‌های با توزیع مکانی و شریان‌های حیاتی، توجه به مؤلفه قائم زلزله است. در این مطالعه، تابع سمی‌واریوگرام^۱ مؤلفه‌های قائم برای داده‌های شتاب‌نگاری ایران، جهت استفاده در همبستگی مکانی^۲ رکوردها و تحلیل خطر سازه‌های با توزیع مکانی، ارائه شد. اطلاعات مربوط به ۲۲۰ زلزله ایران و تمامی ایستگاه‌های ثبت این زلزله‌ها مورد استفاده قرار گرفت. محاسبات برای پنج دوره تناوب سازه‌ای در محدوده ۰ تا ۳ ثانیه و با استفاده از معادله پیش‌بینی حرکت زمین مبتنی بر داده‌های مؤلفه قائم حرکت قوی ایران، انجام شد. جهت تخمین سمی‌واریوگرام تجربی از دو تخمین زنده کلاسیک و قوی و نیز به منظور برازش به داده‌ها از دو مدل نمایی^۳ و گودا استفاده گردید. برای معادله پیش‌بینی حرکت زمین^۴ سقراط و ضیایی فر [۱]، مقادیر طول همبستگی (b) در مدل نمایی و مقادیر α و β در مدل گودا به دست آمد. با توجه به نتایج تجربی مشاهده شد که روند کلی طول همبستگی با افزایش دوره تناوب افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: سمی‌واریوگرام، مؤلفه قائم، همبستگی مکانی، شتاب‌نگار.

تعیین تابع سمی‌واریوگرام مؤلفه‌های قائم برای داده‌های شتاب‌نگاری ایران

حمید زعفرانی (نویسنده مسئول)

دانشیار پژوهشکده زلزله‌شناسی، پژوهشگاه بین‌المللی زلزله‌شناسی و

مهندسی زلزله، تهران

h.zafarani@iiees.ac.ir

سید محمد مهدی غفوری

دانشجوی دکتری مهندسی عمران سازه، دانشکده فنی و مهندسی،

دانشگاه قم، قم

مهسا شفیعی

کارشناس ارشد مهندسی زلزله، دانشکده مهندسی عمران و

محیط‌زیست، موسسه آموزش عالی آل طه، تهران

۱- مقدمه

می‌کند، ۳- بیشتر آسیب‌های مشاهده شده در اکثر نواحی دور از گسل ناشی از مؤلفه افقی زلزله بوده و بنابراین از آسیب‌های شدیدی که در نواحی نزدیک گسل به دلیل مؤلفه قائم به سازه‌ها وارد می‌شود غفلت شده است. اما در دو دهه گذشته، با گسترش شبکه‌های شتاب‌نگاری و افزایش تعداد رکوردهای نزدیک گسل در سراسر دنیا مشاهده شده است که در زلزله‌های بزرگی نظیر نورث‌ریج در کالیفرنیا (۱۹۹۴)، کوبه در ژاپن (۱۹۹۵)، چی چی در تایوان (۱۹۹۹) و بم در ایران (۲۰۰۳) اهمیت مؤلفه قائم زلزله در خسارات وارد شده روی انواع سیستم‌های سازه‌ای می‌تواند مساوی و یا حتی بیشتر از تأثیر مؤلفه افقی زلزله باشد.

سمی‌واریوگرام ابزاری معمول برای مقارنه همبستگی مکانی داده‌هاست. از آنجا که باقیمانده‌های معادلات پیش‌بینی حرکت زمین همبستگی مکانی دارند [۲]، مدل‌سازی همبستگی مکانی اندازه‌های شدت حرکت زمین به دلیل نیاز به ارزیابی خطر سازه‌های با ساختگاه خاص و نیز سیستم‌های با توزیع مکانی نظیر شریان‌های حیاتی اهمیت دارد. صرف‌نظر کردن از

اثر زلزله روی سازه‌های با توزیع مکانی، به خصوص شریان‌های حیاتی^۵ و شهرک‌های مسکونی، از منظر گستره خرابی و نیز کاربرد آنها پس از زلزله‌ها اهمیت دارد. سازه‌ها در هنگام زلزله تحت اثر سه مؤلفه تغییر مکانی و سه مؤلفه دورانی قرار می‌گیرند. اهمیت مؤلفه قائم^۶ در سال‌های اخیر و با توجه به رکوردهای بیشتر ثبت شده در حوزه نزدیک گسل، مشخص‌تر شده است. در مطالعات پیشین، معمولاً از مؤلفه تغییر مکان قائم زلزله‌ها یا صرف‌نظر شده و یا فرضیات ساده‌ای نظیر دو سوم مؤلفه افقی برای آن لحاظ شده است. دلایل این امر را این‌گونه می‌توان بیان کرد: ۱- به دلیل کوچک بودن شبکه‌های شتاب‌نگاری و تعداد کم شتاب‌نگاشت‌ها، در گذشته تعداد رکوردهای کمی ثبت شده و در نتیجه به ندرت رکوردهای نزدیک گسل (فاصله حساس برای سازه‌ها) در هر سه جهت به دست آمده است، ۲- به دلیل هم راستا بودن ارتعاش قائم و نیروی وزن و نیز طراحی سازه‌ها برای نیروی وزن، اغلب این تصور وجود دارد که سازه به‌خوبی ارتعاش قائم را تحمل

حرکت قوی مربوط به شبکه ابزار دقیق حرکت قوی تایوان (TSMIP)، همبستگی را برای مناطق، دسته‌های ساختگاه و سازندهای زمین‌شناسی محاسبه کرده که در این مطالعه مشخص شد که ممکن است یک مدل مکانی تعمیم یافته برای کل کشور تایوان مناسب نباشد.

در مجموعه داده‌های حرکت قوی اروپا، هیچ‌گونه مشاهده متراکم از تک زلزله وجود ندارد و در نتیجه با داده‌های یک زلزله نمی‌توان برآورد قابل اطمینانی از همبستگی مکانی اندازه‌های شدت تعیین کرد؛ بدین منظور، اسپوزیتو و پروولینو [۳، ۱۱] با استفاده از رکوردهای حرکت قوی پایگاه داده‌های حرکت قوی اروپایی (ESD) و آرشیو شتاب نگاشت‌های ایتالیا (ITACA) در چندین رخداد و منطقه، یک مدل واحد همبستگی را ارائه کردند. زمانی که تحلیل خطر یک شبکه با توزیع مکانی مد نظر باشد، می‌توان از مدل‌های همبستگی شتاب طیفی ارتجاعی (SA) جهت تعیین خسارات مورد انتظار در رخدادهای لرزه‌ای استفاده نمود؛ از این رو اسپوزیتو و پروولینو [۳، ۱۱] در مطالعه‌ای به تخمین شبه تجربی همبستگی مکانی حداکثر شتاب و سرعت زمین به صورت تابعی از فاصله میان ساختگاهی پرداخته‌اند. تحلیل‌های همبستگی در مطالعات مذکور با استفاده از ابزارهای زمین آماری^۷ انجام شده است. به عنوان مثال می‌توان از سمی‌واریوگرام، $\gamma_j(h)$ ، در مدل‌سازی ساختار کوواریانس اندازه‌های شدت، به وسیله‌ی توابع ریاضیاتی که به آسانی روی مشاهدات تجربی برازش می‌شوند، استفاده نمود. در تعیین یک سمی‌واریوگرام، به طور جداگانه اثر استفاده از داده‌های چند رخداد و نیز رخداد‌های خاص به جای جمع آوری همه جفت فاصله‌های ممکن درون یک مجموعه داده‌های واحد، مورد بررسی قرار گرفته است. با برازش مدل نمایی روی داده‌های فرضی مشاهده شد که طول همبستگی b با افزایش دوره تناوب افزایش می‌یابد، پیش از این جایرام و بیکر [۵] نیز به این نتیجه دست یافته بودند.

ودریل و همکاران [۱۲] در یک مطالعه جامع چارچوبی را برای تحلیل خطر لرزه‌ای سیستم‌های با توزیع مکانی، تحت

همبستگی مکانی ممکن است ارزیابی سیستم‌های با توزیع و گسترش مکانی را دچار خطا کند [۳].

در متون فنی، چندین مدل همبستگی مکانی برای پارامترهای مختلف حرکت زمین ارائه شده است: گودا و هونگ [۴]، جایرام و بیکر [۵]، سوکولوف و همکاران [۶]. این مدل‌ها وابسته به فاصله بین ساختگاهی و محدوده‌ای که در آن همبستگی ممکن است از نظر عملی قابل صرف نظر باشد (یعنی فاصله‌ای که در مقادیر بیشتر از آن، باقیمانده‌های درون رخدادی اندازه‌های شدت را می‌توان همبسته در نظر نگرفت) را ارائه می‌دهند.

پارک و همکاران [۷]، در مطالعه خود همبستگی ساختگاه تا ساختگاه اندازه‌های شدت را ارائه کرده و آن را در خطر لرزه‌ای و برآورد خسارت به کار گرفتند. در تحقیق یاد شده، کاربرد یک تابع همبستگی در دو مورد نشان داده شده است: ۱- ارزیابی اثر مدل‌سازی همبستگی مکانی حوزه‌های حرکت زمین روی برآوردهای خسارت سازه‌های با الگوهای فاصله‌ای متفاوت، و ۲- شبیه‌سازی نقشه‌های تکان حرکت زمین سازمان زمین‌شناسی ایالات متحده (USGS) با هم اندازه شدت ثبت شده در هر ایستگاه و هم اندازه شدت با ساختار همبسته. در این مطالعه روش استاندارد جهت مدل‌سازی اندازه شدت حرکت زمین، γ_j ، (مانند شتاب طیفی $S_a(T_1)$ در دوره تناوب T_1) در زلزله i و در ساختگاه j که متغیر تصادفی (RV) توزیع لگاریتم نرمال دارد، ارائه شده است.

گودا و آتکینسون [۸]، اثرات انواع زلزله‌ها را روی پارامترهای همبستگی با استفاده از مجموعه داده‌های شبکه‌های حرکت قوی ژاپن K-net و KiK-net مورد بررسی قرار دادند و هیچ‌گونه وابستگی معناداری را مشاهده نکردند.

هونگ و همکاران [۹] و جایرام و بیکر [۱۰] با در نظر گرفتن همبستگی مکانی یک معادله پیش‌بینی حرکت زمین را ارائه کردند و مشخص نمودند که همبستگی مکانی تأثیر جزئی روی ضرایب رگرسیون و تأثیر معنادارتر روی مؤلفه‌های انحراف معیار دارد.

سوکولوف و همکاران [۶] با استفاده از پایگاه داده‌های

در مناطق مجاور وجود دارد و از این رو در تحلیل خطر آنها می‌توان از روش همبستگی مکانی استفاده نمود.

۲- سمی واریوگرام و توابع همبستگی

معمولاً جهت مقداری به متغیر داده‌های مکانی از ابزار «سمی واریوگرام»، $\gamma_j(h)$ ، استفاده می‌شود. ساختار کوواریانس حوزه تصادفی گاوسی از طریق برازش توابع ریاضیاتی مرسوم به مشاهدات تجربی مدل‌سازی می‌شود. سمی واریوگرام تحت فرضیه مانا و همسان مرتبه دوم، به صورت زیر تعریف می‌شود [۱۱]:

$$\gamma_j(h) = \text{Var}(\varepsilon_j) \cdot [1 - \rho_j(h)] \quad (1)$$

که در آن $\text{Var}(\varepsilon_j)$ ، واریانس هموسداستیک^۱ باقیمانده‌های درون‌رخدادی بوده و $\rho_j(h)$ ، ضریب همبستگی بین باقیمانده‌های درون‌رخدادی دو ساختمانی که به اندازه h از هم فاصله دارند را نشان می‌دهد.

تعیین ضریب همبستگی با استفاده از سمی واریوگرام‌ها با سه گام زیر ایجاد می‌شود:

- ۱- محاسبه سمی واریوگرام‌های تجربی، $\hat{\gamma}(h)$ ؛
- ۲- انتخاب یک شکل تابع برای منحنی برازش؛
- ۳- تخمین پارامترهای تابع انتخابی جهت برازش به داده‌های تجربی.

بر اساس گام اول، سمی واریوگرام‌های تجربی به صورت تابعی از فاصله ساختمانی تا ساختمانی h بوده که با تخمین‌زنده‌های مختلفی محاسبه می‌شوند. تخمین‌زنده‌ی کلاسیک با استفاده از روش لنگرها [۱۵] برای یک حوزه تصادفی همسانگرد به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2 \cdot |N(h)|} \cdot \sum_{N(h)} [\varepsilon(u+h) - \varepsilon(u)]^2 \quad (2)$$

که در آن $\varepsilon(u+h) - \varepsilon(u)$ ، تفاضل باقیمانده‌های درون‌رخدادی در ساختمانی‌هایی است که به مقدار h از هم فاصله دارند؛

عنوان «حوزه تکان» ارائه دادند. با استفاده از این چارچوب می‌توان نمونه حوزه‌های حرکت زمین را هم برای رخدادهای تک سناریو و هم برای مجموعه‌ای از رخدادهای تصادفی مورد نیاز در تحلیل خطر لرزه‌ای احتمالاتی، تولید کرد. برای المان‌های آسیب‌پذیر یک زیرساخت با توزیع مکانی، می‌توان روش شبیه‌سازی همبستگی مکانی حوزه‌های حرکت زمین را برای اندازه‌های مختلف شدت به کار گرفت. در این روش گستره بیشتری از همبستگی متقابل میان اندازه‌های مختلف شدت حرکت زمین در نظر گرفته می‌شود.

اخیراً واگنر و همکاران [۱۳] مطالعه‌ای را پیرامون مدل همبستگی مکانی حداکثر شتاب زمین و طیف پاسخ بر اساس داده‌های سیستم واکنش و هشدار سریع زلزله استانیول انجام داده و نشان دادند که ضرایب همبستگی PGA و PSA با دوره تناوب کوتاه به سرعت با افزایش فواصل برون‌ایستگاهی کاهش می‌یابند؛ در نتیجه طول‌های همبستگی برای آنها تقریباً ۳-۴ کیلومتر است، در حالی که طول‌های همبستگی در دوره تناوب‌های طبیعی بالاتر (بالای ۰/۵ ثانیه)، از ۶ کیلومتر فراتر می‌رود. آنها همبستگی را در یک شبیه‌سازی مونت کارلو به منظور ارزیابی خسارات اقتصادی در محدوده زیتنبورنو استانیول با یک سناریوی زلزله $M_w = 7.2$ پیاده‌سازی کردند.

در این تحقیق، تعیین همبستگی باقیمانده‌های حرکت زمین بر روی داده‌هایی از چندین زلزله و با در نظر گرفتن معادلات پیش‌بینی حرکت زمین با برازش روی رکوردهای مشابه، انجام می‌شود. انجام تحلیل‌های همبستگی با ابزارهای زمین‌آماري و در نظر گرفتن پایگاه داده‌های شتاب‌نگاشت آماده شده برای ایران [۱۴] می‌باشد. همچنین روابطی جهت نشان دادن محدوده همبستگی باقیمانده‌های درون‌رخدادی به صورت تابعی از دوره تناوب سازه، ارائه می‌شود.

کاربرد مدل‌های مذکور در تحلیل خطر شریان‌های حیاتی، شهرک‌های مسکونی، مناطق با ساختمان‌های بلند نزدیک به هم، ساختمان‌های با ارزش مادی یا معنوی و یا پل‌ها می‌باشد. در این سازه‌ها به دلیل گسترش مکانی، ارتباطی میان اندازه‌های شدت

مدل نمایی که عموماً در متون فنی از آن استفاده شده به صورت زیر تعریف می شود:

$$\gamma(h) = c_0 + c_e \cdot \left(1 - e^{-3 \cdot \frac{h}{b}} \right) \quad (6)$$

که در آن c_0 ، جمله ای است که مقدار حدی سمی واریوگرام را زمانی که h به سمت صفر میل می کند، مشخص می کند. c_e ، آستانه یا مقدار واریانس حوزه تصادفی [۱۹] و b محدوده عملی یا طول همبستگی است و به صورت فاصله درون ساختگاهی که در آن $\gamma(h)$ برابر ۰.۹۵؛ مقدار آستانه است، تعریف می شود؛ به عبارت دیگر طول همبستگی فاصله ای است که در آن می توان همبستگی را از نظر فنی مستقل از باقی مانده ها و از دست رفتن شدت حرکت زمین (تحت فرض حوزه تصادفی گاوسی) در نظر گرفت. گودا و هونگ [۲۰] نیز رابطه ای تجربی برای سمی واریوگرام ارائه داده اند:

$$\gamma(h) = 1 - e^{-\alpha h^\beta} \quad (7)$$

که در آن α و β پارامترهای مدل بوده و با برازش به داده های تجربی تخمین زده می شوند.

بر اساس گام سوم: در متون آماری به منظور پیدا کردن بهترین مدل پارامتری چند معیار خوب برای برازش مطرح می شود. در مطالعات مرتبط با داده های زلزله به منظور مدل سازی مناسب ساختار سمی واریوگرام در فواصل کوتاه ساختگاه تا ساختگاه که از اهمیت مهندسی بیشتری برخوردار است، اغلب از روش های مجازی یا سعی و خطا استفاده می شود [۵]. در این مطالعه سمی واریوگرام تجربی با استفاده از روش حداقل مربعات (LSM) به صورت بازگشتی روی داده های تعیین شده با تخمین زنده قوی، برازش می شود.

۳- تعیین سمی واریوگرام بر روی داده های چند رخدادی

در محاسبه سمی واریوگرام های تجربی ابتدا باقیمانده های

$N(h)$ ، مجموعه ای از جفت ساختگاه هایی است که در کل مجموعه داده ها فاصله مشابه h از هم دارند و در آن باقیمانده های مورد نظر اندازه گیری می شوند، و $|N(h)|$ ، عدد اصلی $N(h)$ می باشد.

از آنجایی که این تخمین زنده در اثر مشاهدات غیر معمول تحت اثرات نامطلوب قرار می گیرد [۱۶]، کرسای و هاوکینز [۱۷] تخمین زنده ای را که از نظر آماری قوی تر است (یعنی حساسیت کمتری به داده های پرت دارد) در معادله (۳) ارائه کردند:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2} \cdot \left\{ \frac{\left[\frac{1}{|N(h)|} \sum_{N(h)} [\varepsilon(u+h) - \varepsilon(u)]^{0.5} \right]^4}{\left(0.457 + \frac{0.494}{N(h)} \right)} \right\} \quad (3)$$

هر دو تخمین زنده در مراحل بعدی تعیین همبستگی مکانی درون رخدادی SA(T)، استفاده می شود.

به منظور محاسبه سمی واریوگرام های تجربی، لازم است در زمان استفاده از رکوردهای زلزله، مجموعه ای برای ثبت هر مقدار h ممکن تعریف شود؛ این کار اجازه تقسیم داده ها را در هر طبقه می دهد؛ این طبقه بندی بر مبنای مفهوم مشابه و با هیستوگرام های برازش شده به مدل های احتمالاتی مشهور که فراوانی مشاهدات نرمال شده دارند، می باشد.

در تفسیر گام دوم می توان گفت که سمی واریوگرام تجربی باید مدل را در میان توابع هم خانواده شناسایی کرده و بتواند روند آن را ثبت و شبیه سازی کند. سه مدل پایه همسانگرد و مانا، نمایی، کروی و گاوسی هستند [۱۸]. مدل های گاوسی و کروی به صورت زیر تعریف می شوند [۵]:

$$\gamma(h) = 1 - e^{-3 \cdot h^2 / b^2} \quad (4)$$

$$\gamma(h) = 1.5 \frac{h}{b} - 0.5 \left(\frac{h}{b} \right)^3 \quad (5)$$

سمی واریوگرام تجربی جدا نگه داشته می‌شود، یعنی $\varepsilon_{pj}^* - \varepsilon_{qj}^*$ ، تنها تفاضل باقی‌مانده‌ها از زلزله یکسان بدون ترکیب با رخدادهای دیگر است.

۴- داده‌های ورودی این تحقیق

داده‌های ورودی جهت محاسبه سمی واریوگرام‌های تجربی از پایگاه داده‌های زلزله آماده شده توسط زعفرانی و سقراط [۱۴] استفاده شد. این داده‌ها شامل اطلاعات مربوط به ۲۲۰ زلزله و تمامی ایستگاه‌های ثبت این زلزله‌ها (۱۹۴۸ رکورد از سال ۱۹۷۷ تا ۲۰۱۳) می‌باشد. مقادیر باقیمانده جهت محاسبه سمی واریوگرام، تفاضل شتاب ثبت شده در ایستگاه‌های ثبت هر زلزله و شتاب به دست آمده از معادله پیش‌بینی حرکت زمین می‌باشد که می‌بایست نرمال شود.

بدین منظور از معادله پیش‌بینی حرکت زمین ارائه شده توسط سقراط و ضیایی فر [۱] (معادله ۱۰) که بر مبنای داده‌های حرکت قوی ایران برای مؤلفه قائم می‌باشد، استفاده شده است. برای محاسبه شتاب با استفاده از معادلات پیش‌بینی حرکت و بر مبنای داده‌های مربوط به هر کدام از ایستگاه‌های ثبت، در نرم افزار MATLAB کد نویسی شده و تفاضل نرمال شده خروجی‌ها و مقادیر واقعی ثبت شده در هر کدام از ایستگاه‌ها به عنوان باقیمانده آن ایستگاه در نظر گرفته شده است.

$$\log(h) = b_1 + b_2 M_w + b_3 M_w^2 + (b_4 + b_5 M_w) \log_{10} \sqrt{R^2 + b_6^2} + S_1 + f_s F_s + f_{rv} F_{rv} + f_{uu} F_u \quad (10)$$

۵- محاسبه سمی واریوگرام‌های تجربی از داده‌های چند رخدادی ایران

پس از محاسبه مقادیر باقیمانده، جهت محاسبه سمی واریوگرام تجربی ارائه شده در معادلات (۳) و (۹)، در نرم افزار MATLAB کد نویسی شده است. سپس به مقادیر به دست آمده یکی از مدل‌های ارائه شده در معادلات (۴) الی (۷) برازش می‌شود.

درون‌رخدادی در یک زلزله مشخص ρ و ساختگاه p ، به صورت $\varepsilon_{pj}^* = \varepsilon_{pj} / \sigma_p$ که در آن σ_p ، انحراف معیار استاندارد باقیمانده‌های درون‌رخدادی در ساختگاه p ، می‌باشد، محاسبه می‌شود؛ اسپوزیتو و پروولینو [۳] پیشنهاد دادند که انحراف معیار استاندارد درون‌رخدادی در همه ساختگاه‌ها، با معادلات پیش‌بینی حرکت زمین استفاده شده به منظور محاسبه باقیمانده‌ها سازگار باشد. به منظور جلوگیری از تخمین آستانه در جایی که می‌بایست برابر یک باشد، باقیمانده‌ها می‌بایست نرمال شوند؛ بنابراین معادله (۱) به صورت زیر می‌شود:

$$\hat{\gamma}(h) = 1 - \hat{\rho}(h) \quad (8)$$

که در آن بالانویس‌ها نشان‌دهنده‌ی مقادیر تجربی می‌باشد. توجه شود که چندین روش به جای نرمال کردن باقیمانده‌ها وجود دارد [۱۰، ۲۰]، اما نتایج در زمان انتخاب روش‌های دیگر به صورت معناداری تغییر نمی‌کنند [۳].

باقیمانده‌های درون‌رخدادی از چندین رخداد (و چندین منطقه)، به منظور برازش یک مدل همبستگی واحد با هم ترکیب می‌شوند. این کار به این دلیل است که تخمین زمین‌آماري جهت مدل‌سازی سمی واریوگرام، به تعداد نسبتاً زیادی داده نیاز دارد (یعنی تعداد رکوردهایی که بیش از ۳۰ جفت را در هر مجموعه از فاصله، h ، دارد) که برای تک‌رخداد در مجموعه داده‌های انتخابی موجود نیست.

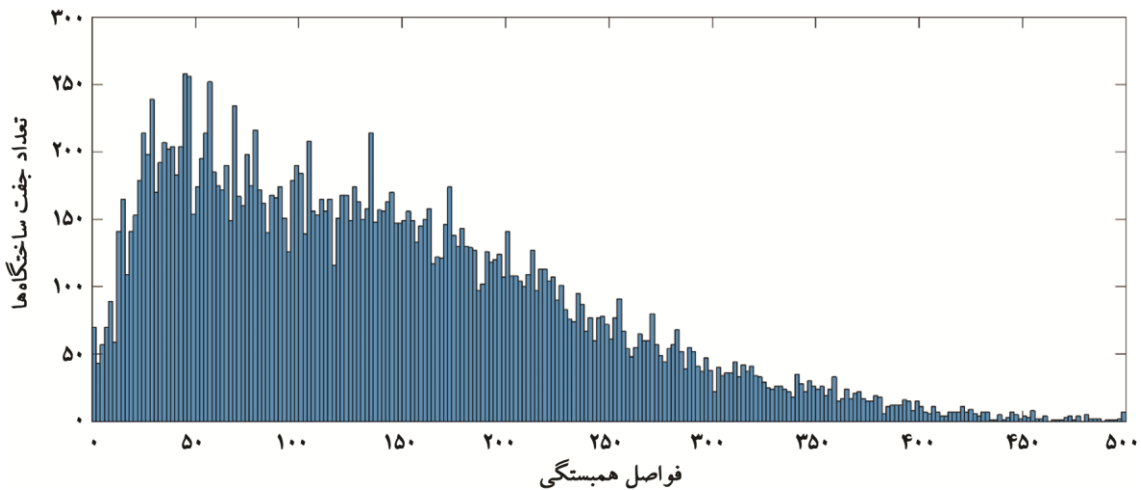
استفاده از همه داده‌ها با فرض سمی واریوگرام همسانگرد یکسان همراه با پارامترهای یکسان برای تمام زلزله‌ها می‌باشد؛ بنابراین سمی واریوگرام تجربی به صورت زیر می‌شود:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2 \cdot |N(h)|} \sum_{N(h)} [\varepsilon_{pj}^* - \varepsilon_{qj}^*]^2 \quad (9)$$

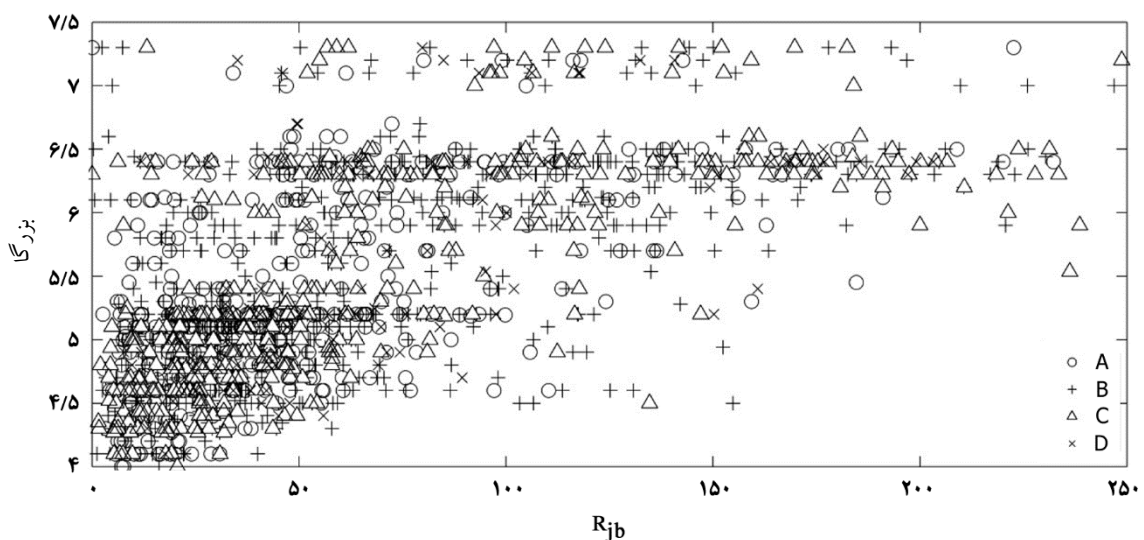
که در آن $|N(h)|$ ، تعداد جفت‌ها در مجموعه فاصله، h ، مشخص از زلزله‌ها می‌باشد. توجه شود که رخدادهای محاسبه

فواصل مختلف ترکیب شده و در نتیجه دقت سمی واریوگرام‌های تجربی را می‌کاهد. بدین منظور سمی واریوگرام برای مقادیر (δh) برابر با ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ کیلومتر محاسبه شد و هیستوگرام مربوط به تعداد جفت فواصلی که در هر دسته قرار می‌گیرند، ترسیم شد. بنابر پیشنهاد جایرام و بیکر [۵]، و با توجه به هیستوگرام‌های ترسیم شده، لازم است که $h=2\text{km}$ کوچک‌ترین مقداری است که تعداد جفت ساختگاه‌های لازم در هر دسته را دارد و در شکل (۱) نمایش داده شده است. همچنین مشخصات نوع خاک و بزرگای جفت داده‌ها به صورت تابعی از فاصله آنها در شکل (۲) نمایش داده شده است.

اولین چالش در محاسبه سمی واریوگرام‌های تجربی، محدوده همبسته در نظر گرفتن مقادیر باقی مانده‌ها، (δh) ، می‌باشد. بدین منظور رعایت چند نکته ضروری است: ۱- در هر دسته می‌بایست ۳۰ جفت ساختگاه وجود داشته باشد، ۲- نصف حداکثر فاصله میان ساختگاه‌ها در کل مجموعه داده‌ها به عنوان حداکثر اندازه مجموعه انتخاب شود [۲۲]. اگر (δh) خیلی کوچک انتخاب شود تعداد جفت ساختگاه کمی در هر دسته قرار می‌گیرد (کمتر از ۳۰ جفت) که در نتیجه بر روی دقت نتایج به دست آمده تأثیر می‌گذارد؛ از طرف دیگر اگر مقادیر (δh) بزرگ باشد، جفت ساختگاه‌ها با



شکل (۱): هیستوگرام تعداد جفت ساختگاه‌ها (محور قائم) به ازای فواصل همبستگی (محور افقی)، δh برابر ۲ کیلومتر.

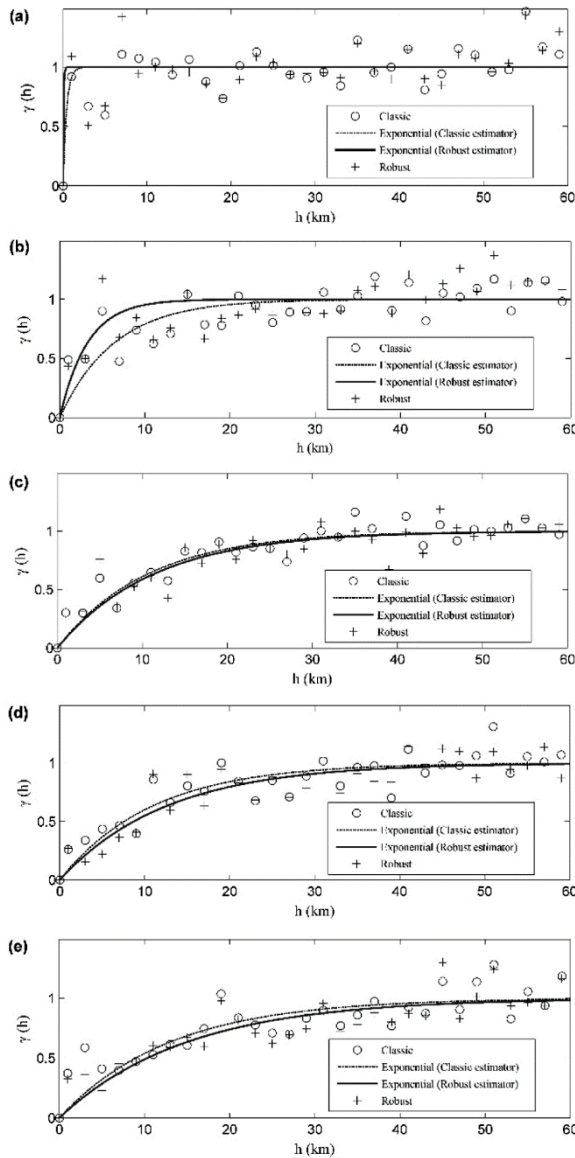


شکل (۲): مجموعه داده‌های حرکت قوی با توجه به بزرگا (M)، فاصله ساختگاه تا ساختگاه (R_{jb}) و نوع خاک بر اساس Eurocode 8 (2004)، A، سنگ، B، خاک سفت، C، خاک نرم و D خاک بسیار نرم.

۶- نتایج تحقیق

برای داده‌های ورودی که بر اساس معادله پیش‌بینی حرکت زمین سقراط و ضیایی فر [۱] به دست آمده است، محاسبات برای پنج دوره تناوب سازه‌ای در محدوده ۰ تا ۳ ثانیه انجام شد؛ همچنین بر اساس مدل پیش‌بینی حرکت زمین که به منظور تعیین باقیمانده‌های درون‌رخدادی مربوط به میانگین هندسی مؤلفه‌های قائم استفاده شد، همبستگی برای مقادیر اندازه شدت محاسبه شده است. هم تخمین زنده کلاسیک و هم تخمین زنده قوی (تخمین زنده ارائه شده توسط کرسای و هاوکینز [۱۷]) که در بالا مورد بحث قرار گرفت، در برازش تابع همبستگی استفاده شده است.

مدل نمایی و مدل ارائه شده توسط گودا به منظور برازش به داده‌های تجربی انتخاب شد زیرا این مدل‌ها در مطالعات گذشته به صورت گسترده استفاده شده است. از این گذشته، انتخاب مدل‌های مشابه برای همه دوره‌های تناوب امکان مقایسه نتایج به منظور بررسی وابستگی ممکن پارامترهای مدل به دوره تناوب را می‌دهد. پارامتر β در معادله (۶) و همچنین مقادیر α و β در معادله (۷) محاسبه شده‌اند. بدین منظور روش حداقل مربعات به منظور برازش مدل به سمی واریوگرام‌های تجربی استفاده می‌شود. شکل (۳) مدل به سمی واریوگرام‌های تجربی با هر دو تخمین زنده کلاسیک و قوی و نیز مدل‌های نمایی برازش شده به هر دو تخمین زنده را نشان می‌دهد. شکل (۴) سمی واریوگرام‌های تجربی با تخمین زنده‌های کلاسیک و قوی، و نیز مدل‌های ارائه شده توسط گودا که به تخمین زنده‌های کلاسیک برازش شده‌اند را نشان می‌دهد. در نهایت مقادیر b مربوط به مدل نمایی و α و β مربوط به مدل ارائه شده توسط گودا در جدول (۱) برای مجموعه داده‌های



شکل (۳): سمی واریوگرام‌های تجربی با هر دو تخمین زنده کلاسیک و قوی و نیز مدل‌های نمایی برازش شده به هر دو تخمین زنده که مقادیر b از باقیمانده‌های تعیین شده از معادله پیش‌بینی حرکت زمین سقراط و ضیایی فر [۱] برای مؤلفه قائم شتاب به دست آمده‌اند: a) $T=0$ sec، b) $T=0.5$ sec، c) $T=1.0$ sec، d) $T=2$ sec، e) $T=3$ sec

جدول (۱): مقادیر b (طول) مربوط به مدل نمایی و α و β مربوط به مدل ارائه شده توسط گودا برای مجموعه داده‌های ایران (باقیمانده‌های به دست آمده از رابطه‌های کاهندگی سقراط و ضیایی فر [۱]) با تخمین زنده قوی و کلاسیک.

مدل گودا	مدل نمایی با تخمین زنده قوی		مدل نمایی با تخمین زنده کلاسیک		دوره تناوب (ثانیه)	معادله پیش‌بینی حرکت زمین
	α	β	طول (کیلومتر)	طول (کیلومتر)		
	۰/۳۵۳۸	۲/۰۹۳	۰/۱۶۱۳	۱/۲۲۸	۰	سقراط و ضیایی فر (مؤلفه قائم)
	۰/۳۹۶۱	۰/۳۸۲	۹/۷۸۴	۱۹/۲	۰/۵	
	۰/۵۰۵۲	۰/۱۹۱۱	۳۳/۸۸	۳۱/۷۶	۱	
	۰/۴۹۹۷	۰/۱۷۳	۳۷/۶۱	۳۲/۶۸	۲	
	۰/۵۵۳۸	۰/۱۹۴۵	۴۴/۷۵	۳۸/۸۵	۳	

افزایش دوره تناوب افزایش می‌یابد که با مطالعات گذشته وابستگی حرکت زمین مطابقت دارد [۲۳]. در حقیقت وابستگی، درجه‌ای از همبستگی میان دامنه‌ها و زوایای فاز دو تاریخچه زمانی را در هر یک از مؤلفه‌های فرکانسی آنها نشان می‌دهد. با توجه به اینکه وابستگی با افزایش فاصله میان نقاط اندازه‌گیری و با افزایش فرکانس کاهش می‌یابد، ممکن است به طور منطقی انتظار وابستگی بیشتر حرکت زمین وجود داشته باشد، زیرا SA اندازه‌گیری شده در دوره‌های تناوب بالاتر نشان می‌دهد حداکثر دامنه، همبستگی بیشتری دارد. مشابه این موضوع در مقاله جایرام و بیکر [۵] مورد بحث قرار گرفته که در آن به طور کلی مقادیر b محاسبه شده با افزایش دوره تناوب افزایش می‌یابد.

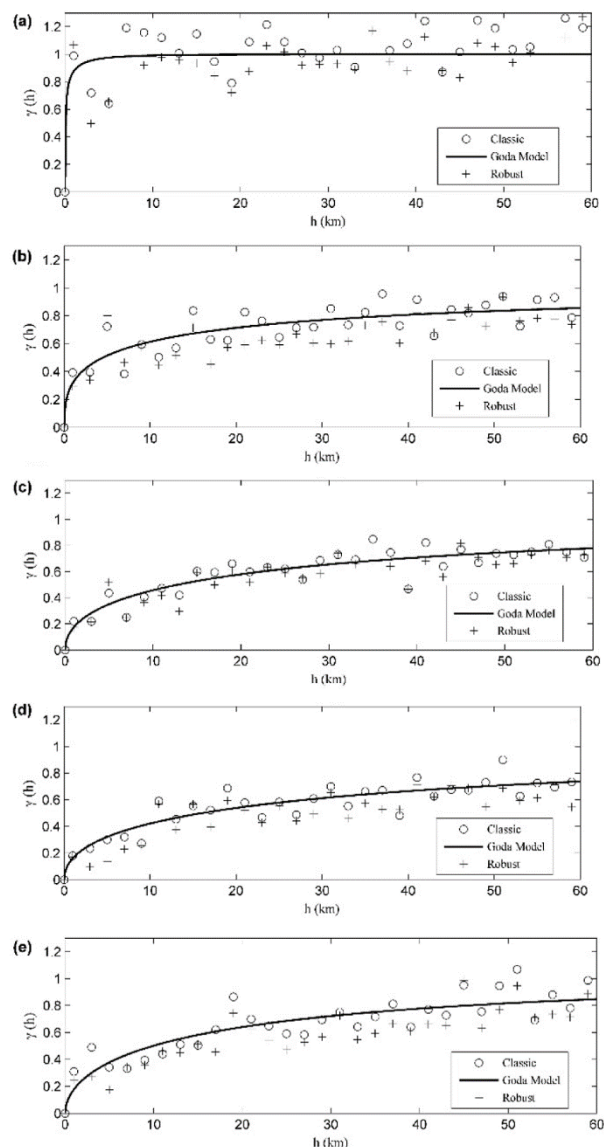
دو مدل خطی با استفاده از روش حداقل مربعات برازش شده است تا مقدار b مدل نمایی (برحسب کیلومتر) به صورت تابعی از دوره تناوب سازه‌ای (برحسب ثانیه) به دست آید:

$$b(T) = d_1 + d_2 T \quad (11)$$

پارامترهای d_1 و d_2 در مدل خطی فوق به ترتیب برابر $3/2$ و $8/5$ برای داده‌های به دست آمده از معادله پیش‌بینی حرکت زمین سقراط و ضیایی فر [۱] می‌باشد؛ بنابراین بر مبنای نتایج به دست آمده همبستگی میان باقیمانده‌های درون‌رخدادی نرمال شده که فاصله h از یکدیگر دارند با استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\rho(h, T) = e^{-3 \cdot h/b} \quad (12)$$

عدم قطعیت در مسائل زلزله‌شناسی مهندسی، ناشی از ناکامل بودن دانش ما پیرامون همه ورودی‌ها در ارزیابی و تفسیر داده‌های موجود یا ذات تصادفی مسئله مورد بررسی، می‌باشد. با استفاده از روش درخت منطقی می‌توان عدم قطعیت‌های شناختی را در تحلیل خطر لرزه‌ای وارد نمود [۲۴]. همچنین، در خصوص عدم قطعیت ذاتی خطای مدل، ما را یاری می‌کند تا بتوانیم آن را به نحو مناسب در محاسبات وارد کنیم.



شکل (۴): سعی واریوگرام‌های تجربی با تخمین‌زننده‌های کلاسیک و قوی، به دست آمده از باقیمانده‌های محاسبه‌شده از معادله پیش‌بینی حرکت زمین سقراط و ضیایی فر [۱] برای مؤلفه قائم شتاب و برازش مدل ارائه‌شده توسط گودا به تخمین‌زننده‌های کلاسیک، a) $T = 0$ sec e) $T = 3$ sec d) $T = 2$ sec c) $T = 1.0$ sec b) $T = 0.5$ sec

ایران (باقیمانده‌های به دست آمده از رابطه‌های کاهندگی سقراط و ضیایی فر [۱] برای مؤلفه قائم) ارائه شده است.

۲- بحث

با توجه به نتایج تجربی مشاهده می‌شود جز در فرکانس‌های بالا که روند مشخصی ندارد، روند کلی طول همبستگی با

Iran. *Journal of Seismology*, **21**(1), 99-125.

2. Boore, D.M., Gibbs, J.F., Joyner, W.B., Tinsley, J.C., and Ponti, D.J. (2003) Estimated ground motion from the 1994 Northridge, California, earthquake at the site of the Interstate 10 and La Cienega Boulevard bridge collapse, West Los Angeles, California. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **93**(6), 2737-2751.
3. Esposito, S. and Iervolino, I. (2011) PGA and PGV spatial correlation models based on European multi-event datasets. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **101**(5), 2532-2541.
4. Goda, K. and Hong, H.P. (2008) Estimation of seismic loss for spatially distributed buildings. *Earthquake Spectra*, **24**(4), 889-910.
5. Jayaram, N., and Baker, J.W. (2009) Correlation model for spatially distributed ground-motion intensities. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, **38**(15), 1687-1708.
6. Sokolov, V., Wenzel, F., Jean, W.Y., and Wen, K.L. (2010) Uncertainty and spatial correlation of earthquake ground motion in Taiwan. *Terr. Atmos. Ocean. Sci.*, **21**, 905-921.
7. Park, J., Bazzurro, P., and Baker, J.W. (2007) Modeling spatial correlation of ground motion intensity measures for regional seismic hazard and portfolio loss estimation. *Applications of Statistics and Probability in Civil Engineering*, 1-8.
8. Goda, K. and Atkinson, G.M. (2009) Probabilistic characterization of spatially correlated response spectra for earthquakes in Japan. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **99**(5), 3003-3020.
9. Hong, H.P., Zhang, Y., and Goda, K. (2009) Effect of spatial correlation on estimated ground-motion prediction equations. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **99**(2A), 928-934.
10. Jayaram, N., and Baker, J.W. (2010) Considering spatial correlation in mixed-effects regression and the impact on ground-motion models. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **100**(6), 3295-3303.

۸- نتیجه‌گیری

در این تحقیق به منظور سازگاری با مطالعات دیگر، فرضیه ایستایی و همگرایی میدان‌های تصادفی به منظور محاسبه سمی واریوگرام‌های تجربی برای باقیمانده‌های درون‌رخدادی استاندارد شده (با توجه به انحراف معیار استاندارد محاسبه شده به وسیله معادلات پیش‌بینی حرکت زمین) در نظر گرفته شده است. از این گذشته به دلیل اینکه تنها تعداد نسبتاً کمی رکورد برای هر زلزله وجود دارد، رکوردها از رخدادهای چندگانه در نواحی مختلف به منظور توسعه مدل‌ها جمع‌آوری شد.

مدل‌های همبستگی نمایی و مدل ارائه‌شده توسط گودا با داده‌های تجربی کالیبره می‌شود. انتخاب استفاده از فرم نمایی و گودا برای تمام دوره‌های تناوب، امکان مقایسه میان نتایج و تحقیق امکان‌واستگی میان پارامترها برحسب دوره تناوب را می‌دهد. در حقیقت می‌توان دریافت که مقادیر طول همبستگی عملی، b با افزایش دوره تناوب، افزایش می‌یابد.

با استفاده از مدل‌های همبستگی ارائه‌شده می‌توان توابع چگالی احتمال را برای $S_a(T)$ در همه مکان‌های موجود در نواحی مورد نظر که از نظر مهندسی زلزله و ابزارهای ارزیابی خطر لرزه‌ای مهم هستند، به دست آورد.

با توجه به اهمیت عدم قطعیت‌ها، باید متوجه محدودیت‌های این مطالعه بود و با استفاده از چندین مدل مناسب، سعی در کاهش میزان آن داشت.

تقدیر و تشکر

این پروژه با پشتیبانی و مساعدت صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور طرح شماره ۹۵۸۴۹۴۰۵ با عنوان «مدل همبستگی مکانی رکوردهای جنبش زمین در ایران برای کاربرد در تحلیل ریسک احتمالاتی شریان‌های حیاتی» انجام شده است.

مراجع

1. Soghrat, M.R. and Ziyaeifar, M. (2017) Ground motion prediction equations for horizontal and vertical components of acceleration in Northern

- using SK-net data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **100**(6), 3055-3067.
22. Journel, A.G. and Huijbregts, C.J. (1978) *Mining Geostatistics*. Academic Press, London, 600 p.
23. Zerva, A. and Zervas, V. (2002) Spatial variation of seismic ground motions: an overview. *Applied Mechanics Reviews*, **55**(3), 271-297.
24. Bommer, J.J., Scherbaum, F., Bungum, H., Cotton, F., Sabetta, F., Abrahamson, N.A. (2005) On the use of logic trees for ground-motion prediction equations in seismic-hazard analysis. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **95**, 377-389.
11. Esposito, S. and Iervolino, I. (2012) Spatial correlation of spectral acceleration in European data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **102**(6), 2781-2788.
12. Weatherill, G., Esposito, S., Iervolino, I., Franchin, P., and Cavalieri, F. (2014) 'Framework for seismic hazard analysis of spatially distributed systems'. In *SYNER-G: Systemic Seismic Vulnerability and Risk Assessment of Complex Urban, Utility, Lifeline Systems and Critical Facilities*, pp. 57-88. Springer Netherlands.
13. Wagener, T., Goda, K., Erdik, M., Daniell, J., and Wenzel, F. (2016) A spatial correlation model of peak ground acceleration and response spectra based on data of the Istanbul Earthquake Rapid Response and Early Warning System. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, **85**, 166-178.
14. Zafarani, H., Soghrat, M.R. (2017) A selected dataset of the Iranian strong motion records. *Natural Hazard*, **86**(3), 1307-1332.
15. Matheron, G. (1962) *Traité de Géostatistique Appliquée*. Vol. 1, Editions Technip.
16. Cressie, N. (1993) *Statistics for Spatial Data*. Revised Ed., Wiley, New York, 900 p.
17. Cressie, N. and Hawkins, D.M. (1980) Robust estimation of the variogram: I. *Journal of the International Association for Mathematical Geology*, **12**(2), 115-125.
18. Goovaerts, P. (1997) *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press on Demand.
19. Barnes, R.J. (1991) The variogram sill and the sample variance. *Mathematical Geology*, **23**(4), 673-678.
20. Goda, K. and Hong, H.P. (2008) Spatial correlation of peak ground motions and response spectra. *Bulletin of the Seismological Society of America*, **98**(1), 354-365.
21. Goda, K. and Atkinson, G.M. (2010) Intraevent spatial correlation of ground-motion parameters

واژه‌نامه

Semi-Variogram Function	۱- تابع سمی واریوگرام
Spatial Correlation	۲- همبستگی مکانی
Exponential Model	۳- مدل نمایی
Ground Motion Prediction Equation	۴- رابطه پیش‌بینی جنبش زمین
Lifeline	۵- شریان حیاتی
Vertical Component	۶- مؤلفه قائم
Geostatistical	۷- زمین‌آماري
Homoscedastic	۸- هموسداستیک
Cardinal	۹- عدد اصلی

Semi-Variogram Function for the Vertical Component of Iranian Acceleration Data

Hamid Zafarani^{1*}, Seyed Mohammad Mehdi Ghafoori² and Mahsa Shafiee³

1. Associate Professor of Earthquake Engineering, International Institute of Earthquake Engineering and Seismology, *Corresponding Author, e-mail: h.zafarani@iiees.ac.ir.
2. Ph.D. Candidate, University of Qom, Iran
3. M.Sc. Graduate, Ale-Taha Institute of Higher Education, Tehran, Iran

The evaluation of potential human and economic losses arising from earthquakes, which may affect urban infrastructures that are spatially extended over an area, is important for national authorities, local municipalities, and the insurance and reinsurance industries. However, seismic-risk analysis of distributed systems and infrastructures need to apply a different approach with respect to the classical site-specific hazard and risk analysis. Ground motion intensity measures (IMs) and resulting structural responses are correlated in neighborhood sites. The correlation value depends on the distance between the adjacent sites and the natural vibration period of structures. In particular, when a lifeline system is of concern, classical site-specific hazard tools, which consider IMs at different locations independently, may not be accurate enough to assess the seismic risk. In fact, modeling of ground motion as a random field, which consists of assigning a spatial correlation to the IM of interest, is required. It is very common in the seismic design of spatially distributed structures and lifelines to include the correlation of the nearby earthquake records, through empirical semi-variogram functions. In this study, the semi-variogram of vertical components as a function of inter-site separation distance with respect to the ground motion prediction equations for the Iranian acceleration data (vertical peak ground acceleration (PGA) and vertical pseudo spectral acceleration (PSA)) are presented for the first time using acceleration data from 220 earthquakes. The calculations were carried out for five natural vibration periods in the range of 0 to 3 seconds and using ground motion prediction equations for vertical component. The selected ground motion prediction equation is the local model proposed by Soghrat & Ziaiefar (2017). For estimation of empirical semi-variogram, two classical and robust estimators, and to fit the data, the exponential and Goda models are used. For the ground motion prediction equation by Soghrat & Ziaiefar (2017), the values of the range (b) in the exponential model and the values of α and β in the model of Goda (i.e. a continuous function fitted to experimental values in order to deduce semivariogram values for any possible site separation distance, Goda & Hong, 2008) are estimated. It is observed that the correlation trend range generally increases with period.

Keywords: Semi-Variogram, Spatial Correlation, Vertical Component.