

اصلاح فرآیند متداول در توسعه‌ی طیف میانگین شرطی برای انتخاب شتاب‌نگاشت‌های سازگار

مهدی موسوی* (استادیار)

علیرضا آذربخت (استادیار)

محمد نوری‌زاده (دانشجوی کارشناسی ارشد)

دانشکده‌ی فنی مهندسی، دانشگاه اراک

مهندسی عمران شریف، (تابستان ۱۳۹۳)
دوره‌ی ۲، شماره‌ی ۲، ص. ۸۷-۹۶

بسیاری از آیین‌نامه‌های مدرن امروزی طیف یکنواخت خطر (UHS) را به عنوان طیف هدف برای انتخاب شتاب‌نگاشت‌های موردنیاز در تحلیل دینامیکی سازه‌ها توصیه می‌کنند. با تأکید بر محافظه‌کارانه بودن استفاده از UHS برای منظور پیش‌گفته، اخیراً طیف میانگین شرطی (CMS) به عنوان جایگزینی برای UHS پیشنهاد شده است. طیف CMS براساس رخداد سطح مشخصی از خطر در شتاب طیفی در دوره‌ی تناوب اصلی سازه، طیف پاسخ مورد انتظار سایر دوره‌های تناوب را در قالب یک چارچوب احتمالاتی شرطی به دست می‌دهد. در این نوشتار، به منظور بهبود CMS موجود که بر پایه‌ی «برازش متعارف» است، یک تحلیل «برازش قوت‌یافته» پیشنهاد شده است؛ تا بدین ترتیب از تأثیر داده‌های پرت، که ممکن است منجر به بروز ارزیابی معنادار شود، کاسته شود. نتیجه‌ی به‌کارگیری راهبرد مذکور، منجر به شکل‌گیری طیف نوینی موسوم به «طیف میانگین شرطی قوت‌یافته» شده است.

واژگان کلیدی: طیف میانگین شرطی، طیف یکنواخت خطر، برازش قوت‌یافته، مدل همبستگی، زمین‌لرزه، خطر.

m-mousavi@iiees.ac.ir
a-azarbakht@araku.ac.ir
mhmd.nourizadeh@gmail.com

۱. مقدمه

ارزیابی پاسخ لرزه‌ی سازه‌ها اغلب مستلزم انتخاب یک مجموعه شتاب‌نگاشت زمین‌لرزه است. زمین‌لرزه‌های انتخابی باید با مشخصات لرزه‌ی^۱ ساختگاه موردنظر سازگار باشند. در روش‌های پیشنهادی رایج برای انتخاب شتاب‌نگاشت،^۱ تعداد ۷ شتاب‌نگاشت که با سناریوی زلزله‌ی غالب^۲ ساختگاه مورد بررسی سازگار باشند، انتخاب می‌شوند. سناریوی غالب زلزله با دو معیار مهم کلیدی: بزرگای (M_w) و فاصله (R) مشخص می‌شود. اینکه چه سناریویی توانایی ایجاد خطر متناظر با سطح خطر مورد بررسی را دارد، به کمک تحلیل تفکیک^۳، که از نتایج تحلیل خطر احتمالاتی لرزه‌ی^۴ است، توجیه می‌شود.^۲ سپس شتاب‌نگاشت‌های انتخاب‌شده مقیاس می‌شوند (در صورت لزوم) و بر طیف یکنواخت خطر (UHS) متناظر با سطح طراحی^۵ انطباق می‌یابند. برای روشن شدن موضوع یک ساختگاه فرضی فقط با یک زلزله‌ی محتمل قابل رخداد به بزرگای ۷ و فاصله‌ی ۱۰ کیلومتر، که هر ۷۵ سال یک‌بار به وقوع می‌پیوندد، در نظر گرفته می‌شود. این سناریوی فرضی درواقع می‌تواند حاصل از تحلیل تفکیک منطقه‌ی با زلزله‌های متعدد باشد. سرعت موج برشی در این ساختگاه برابر با ۷۶۰ متر بر ثانیه فرض می‌شود. با استفاده از یک مدل پیش‌بینی زمین‌لرزه‌ی مناسب^۶ (CB۰۸) طیف میانه (μ) و میانه به اضافه‌ی یک انحراف معیار ($\mu + \sigma$)، به صورت شکل ۱ خواهد بود.

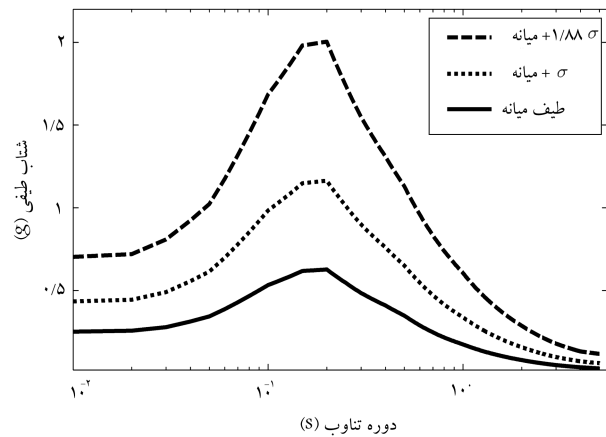
* نویسنده مسئول

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۲/۲۵، اصلاحیه ۱۳۹۱/۸/۲۹، پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۱۲.

براساس تئوری مقدماتی احتمالات، این دو طیف به ترتیب معادل زمین‌لرزه‌هایی با دوره‌ی بازگشت ۱۵۰ و ۴۷۵ سال هستند. همچنین طیف مورد انتظار برای زمین‌لرزه‌ی با دوره‌ی بازگشت ۲۴۷۵ سال معادل $\mu + 1.88\sigma$ است. به عنوان یک نتیجه‌گیری منطقی می‌توان سطوح مختلف خطر این منطقه را به صورت یک بردار $\{M, R, \varepsilon\}$ نمایش داد، که مؤلفه‌ی سوم این بردار (ε) مشخص‌کننده‌ی سطح افزایش یا کاهش میانگین طیف، برای سطوح خطر مختلف است. همان‌طور که ذکر شد، پارامترهای مذکور را می‌توان متناظر با نتایج حاصل از تحلیل تفکیک ساختگاه بررسی کرد. شاخص اسپیلون، که از جمله مهم‌ترین شاخص‌های شکل طیفی است، فاصله‌ی بین مقدار طیف پاسخ شتاب یک شتاب‌نگاشت واقعی ($S_a(T)$) را از مقدار پیش‌بینی‌شده توسط یک رابطه‌ی کاهندگی ($\overline{S_a(T)}$) به صورت ضربی از انحراف معیار حاصل از رابطه‌ی کاهندگی ($\sigma_{\ln S_a}$) نمایندگی می‌کند و از رابطه‌ی ۱ قابل محاسبه است:

$$\varepsilon = \frac{\ln S_a(T) - \ln \overline{S_a(T)}}{\sigma_{\ln S_a}} \quad (1)$$

برای ساختگاه مفروض مقدار پراپسیلون هم‌ارز سطوح مختلف خطر و احتمال فراگذشت^۶ ۵۰ سال آنها در جدول ۱ آورده شده است. مطابق این جدول، لحاظ یک دوره‌ی بازگشت برای رخداد سناریویی با بزرگای مشخص می‌تواند به بازسازی سطوح مختلف خطر منجر شود.



شکل ۱. طیف میانه، طیف یکنواخت خطر ۴۷۵ و ۲۵۰ سال.

جدول ۱. مقادیر اسیلون برای سطوح مختلف خطر در ساختگاه مفروض.

دوره‌ی بازگشت (سال)	احتمال فراگذشت در ۵۰ سال (%)	مقادیر اسیلون
۱۰۰	۳۹	۰٫۶۷
۱۵۰	۲۸	۰
۲۵۰	۱۸	۰٫۵۲
۴۷۵	۱۰	۱
۲۴۷۵	۲	۱٫۸۸

بنابراین، برای یک ساختگاه ایده‌آل فرضی فقط با یک سناریوی منحصر به فرد، طیف یکنواخت خطر به صورت رابطه ۲ تعریف می‌شود:

$$\mu_{\ln Sa}(T_i) = \mu_{\ln Sa}(M, R, T_i) + \varepsilon \sigma_{\ln Sa}(T_i) \quad (2)$$

که در آن، $\mu_{\ln Sa}(T_i)$ لگاریتم طبیعی شتاب طیفی مورد انتظار در دوره‌ی تناوبی دلخواه T_i و $\mu_{\ln Sa}$ و $\sigma_{\ln Sa}$ مقادیر میانگین و انحراف معیار پیش‌بینی شده برای رخداد غالب یا میانگین است، که از مدل پیش‌بینی زمین‌لرزه یا مدل کاهندگی^۷ به دست آمده است. مطابق این رابطه در تمام دوره‌های تناوبی، UHS از جمع طیف میانه با اسیلون برابر انحراف معیار به دست می‌آید. بدیهی است توسعه‌ی طیف UHS نیازمند تحلیل خطر در کلیه‌ی دوره‌های تناوب است و فرض فوق مبنی بر ساختگاه ایده‌آل فقط برای بیان ایده‌ی طیف UHS است. این فرض (در نظر گرفتن ساختگاه ساده به جای ساختگاه پیچیده) با توجه به بررسی‌های صورت گرفته تغییر در روند نتایج ندارد.^[۴] با در نظر گرفتن یک مقدار مثبت و بالا برای اسیلون، آنچه که UHS نشان می‌دهد طیفی است که تمامی نقاط آن به طور هم‌زمان مقادیر غیر معمولی را داراست و این به طور آشکار در تضاد اساسی با طبیعت یک شتاب‌نگاشت حقیقی است.^[۴] این مشاهدات و تفاسیر، مربوط به مثال و مفروضات فوق نیست و در اینجا فقط نمونه‌یی از مباحث مفصل مطرح شده در مقالات منتشره^[۴-۶] بیان شده است. با توجه به اینکه احتمال مشاهده‌ی اسیلون بیشینه در کلیه‌ی دوره‌های تناوب نسبت به مشاهده‌ی اسیلون بیشینه در فقط یک دوره‌ی تناوب خاص بسیار کوچک است، می‌توان نتیجه گرفت که UHS، خصوصاً در سطوح بالای خطر، تقریباً طیف غیر محتملی را به عنوان سناریو زلزله ارائه می‌دهد.^[۷] پژوهشگران دیگری نیز به محافظه‌کارانه بودن طیف UHS اشاره کرده‌اند.^[۸] برای حل این مشکل

اخیراً در پژوهشی طیف میانگین شرطی (CMS) به عنوان جایگزینی برای UHS معرفی شده است.^[۶] در تهیه‌ی طیف CMS همبستگی میان مقادیر اسیلون در دوره‌های تناوب مختلف مورد بررسی قرار گرفته و محافظه‌کاری ذکر شده بهبود پیدا کرده است. به منظور آشنایی با طیف CMS، یک سیستم سازه‌یی با دوره‌ی تناوب اصلی ۱ ثانیه واقع در ساختگاه فوق در نظر گرفته می‌شود. فرض کنید برای سطح خطر با دوره‌ی بازگشت ۲۴۷۵ سال مقدار اسیلون برابر $\varepsilon = ۱٫۸۸$ باشد. از آنجایی که معیار شتاب طیفی (S_a) در زمان تناوب اصلی سازه به عنوان رایج‌ترین سنجش شدت^۸ شناخته می‌شود،^[۱۰،۹] مقدار ε هدف را به این دوره‌ی تناوب اختصاص می‌دهیم. برای مثال: $\varepsilon(۱۰\text{ s}) = ۱٫۸۸$. با توجه به اینکه اختصاص همین مقدار اسیلون به سایر دوره‌های تناوب، به مانند رویکردی که در طیف UHS مدنظر بوده است، موجب محافظه‌کاری خواهد شد؛ سؤال اینجاست که اگر مقدار اسیلون در دوره‌ی تناوب هدف مشخص باشد، آنگاه اسیلون در سایر دوره‌های تناوب چه مقداری خواهد داشت؟ برای یافتن پاسخ این سؤال از یک مجموعه شامل تعداد زیادی زمین‌لرزه استفاده شده است، تا همبستگی میان اسیلون در دوره‌ی تناوب هدف (که در اینجا $T = ۱\text{ s}$ است) و اسیلون در سایر دوره‌های تناوب بررسی شود. شکل ۲، نتایج این محاسبه را نشان می‌دهد. مجموعه‌ی استفاده شده برای محاسبات فوق در قسمت ۲.۲، توضیح داده شده است. با بهره‌گیری از این اطلاعات، تعیین مقادیر اسیلون در دوره‌های تناوب مختلف، با دانستن اسیلون در دوره‌ی تناوب هدف، ممکن خواهد بود. بیکر براساس محاسبات احتمالاتی پیشنهاد کرده است که مقدار اسیلون در سایر دوره‌های تناوب، برابر با حاصل ضرب ε هدف در ضریب همبستگی میان دو اسیلون (رابطه‌ی ۳) در نظر گرفته شود.^[۶]

$$\varepsilon(T_i) = \rho(\varepsilon(T^*), \varepsilon(T_i)) \varepsilon(T^*) \quad (3)$$

در این رابطه، T^* دوره‌ی تناوب هدف و T_i دوره‌ی تناوب اسیلون مورد پیش‌بینی است. ρ ضریب همبستگی میان دو دسته از مقادیر اسیلون است، که از رابطه‌ی ۴ به دست می‌آید:

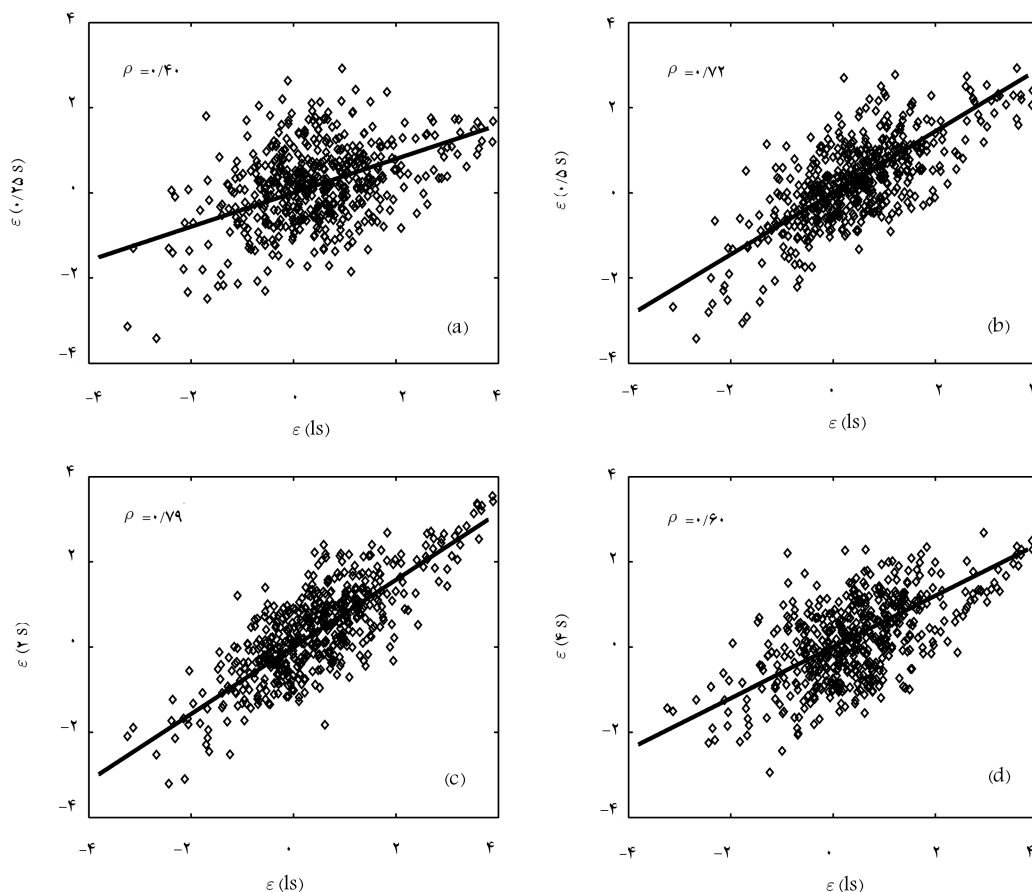
$$\rho(\varepsilon(T_1), \varepsilon(T_2)) = \frac{\sum_{k=1}^n (\varepsilon_k(T_1) - \overline{\varepsilon(T_1)})(\varepsilon_k(T_2) - \overline{\varepsilon(T_2)})}{\sqrt{\sum_{k=1}^n (\varepsilon_k(T_1) - \overline{\varepsilon(T_1)})^2 \sum_{k=1}^n (\varepsilon_k(T_2) - \overline{\varepsilon(T_2)})^2}} \quad (4)$$

که در آن، $\varepsilon_k(T_1)$ و $\varepsilon_k(T_2)$ k مین داده از $\varepsilon(T_1)$ و $\varepsilon(T_2)$ و $\overline{\varepsilon(T_1)}$ و $\overline{\varepsilon(T_2)}$ میانگین‌های هر دسته است، و n تعداد کل شتاب‌نگاشت‌هاست.

در این مثال $\varepsilon(۱۰\text{ s}) = ۱٫۸۸$ است و اسیلون در دوره‌های تناوب ۰٫۲۵، ۰٫۵، ۲، ۴ به ترتیب برابر ۰٫۷۵، ۱٫۳۵، ۱٫۴۹ و ۱٫۸۳ به دست می‌آید. این روند برای تمامی دوره‌های تناوب تکرار شده است و نتیجه‌ی آن برای یافتن طیف CMS در رابطه‌ی ۵ به کار گرفته شده است:

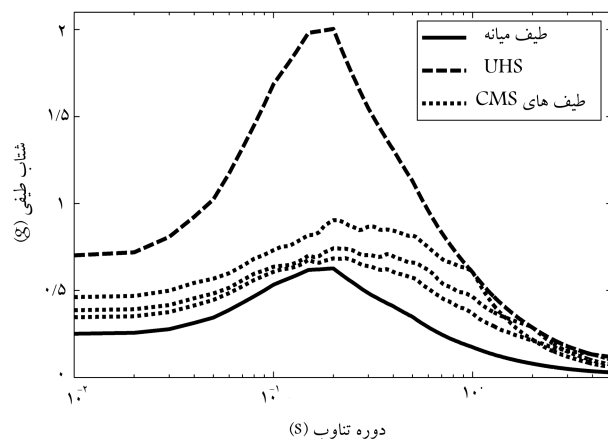
$$\mu_{\ln Sa}(T_i) | \ln Sa(T^*) = \mu_{\ln Sa}(M, R, T_i) + \rho(T^*, T_i) \varepsilon \sigma_{\ln Sa}(T_i) \quad (5)$$

شکل ۳، طیف میانگین شرطی ($\varepsilon(T^*) = ۱٫۸۸$) را در چند دوره‌ی تناوب هدف متفاوت (۴، ۲، ۱) (T^*) به همراه طیف UHS و طیف میانه نشان می‌دهد. در ادبیات موضوع روابط تجربی محدودی برای یافتن ضریب همبستگی در دوره‌های تناوب مختلف پیشنهاد شده است.^[۱۲،۱۱] هریک از این روابط در



شکل ۲. نمودار پراکندگی مقادیر اپسیلون یک مجموعه شامل تعداد زیادی زمین لرزه.

شکل ۳ گرفته است. با توجه به این شکل مشاهده می‌شود که طیف میانه در محدوده $T = 0.15s$ به اوج رسیده و سپس با یک روند نسبتاً سریع کاهش یافته است. اما چنین شمایی در هیچ یک از CMSهای رسم شده دیده نمی‌شود؛ اوج نمودار به وضوح مشخص نیست و در محدوده‌ی دوره‌ی تناوب ذکر شده، روند یکنواختی حاکم است. براساس این مشاهدات، فرضیه‌ی وجود یک ایراد بنیادین در مراحل به دست آوردن CMS شکل می‌گیرد. در نوشتار اصلی CMS^[۶] برای تعیین میزان همبستگی بین اپسیلون‌ها، از تحلیل برازش متعارف^۹ استفاده شده است؛ که البته قادر به در نظر گرفتن تأثیر شتاب‌نگاشت‌های پرت^{۱۰} نیست. منظور از شتاب‌نگاشت‌های پرت، آن دسته از شتاب‌نگاشت‌هایی است که شکل طیف آنها از روند مورد انتظار برای یک شتاب‌نگاشت طبیعی تبعیت نمی‌کند. نویسندگان بر این باور هستند که چشم‌پوشی از چنین چالش مهمی در برآورد ضرایب همبستگی، تأثیرات اساسی در نتایج داشته است، که در قسمت‌های آتی بررسی شده است.



شکل ۳. طیف میانگین شرطی (در چند دوره‌ی تناوب مختلف) در قیاس با طیف یکنواخت خطر و طیف میانه.

۲. معرفی فرایند به دست آوردن CMS قوت یافته

۲.۱. تحلیل برازش قوت یافته

برازش قوت یافته^{۱۱} ابزاری مهم برای تحلیل داده‌هایی است که یک دست نیستند و تعدادی از داده‌ها از کلیت روند حاکم بر مجموعه‌ی دور افتاده‌اند و یا اصطلاحاً پرت

ارتباط با رابطه‌ی ۳ است و در یک چارچوب کامل، طیف CMS را بنا می‌گذارند (برای جزئیات بیشتر به مرجع ۶ مراجعه شود). هدف اصلی این نوشتار، نشان دادن ایرادی مهم در روند استخراج ضرایب همبستگی طیف CMS است. نویسندگان بر این تصور هستند که روش به کار گرفته شده در رویکرد CMS منجر به ایجاد شکل طیفی شده است، که چندان با شکل طیف مورد انتظار زمین لرزه‌های طبیعی مطابقت ندارد. این تردید از مقایسه‌ی بین CMS و طیف میانه (مطابق شکل

هستند. [۱۳] از سال ۱۹۶۰ تاکنون، مدل های زیادی به منظور شناسایی داده های پرت و دستیابی به برازشی پایدار، که از آریبی احتمالی ناشی از اثر داده های پرت مصون باقی بماند، ارائه شده است. [۱۳] برازش قوت یافته با تحدید تأثیر داده های پرت، مسیر دستیابی به یک برازش قابل اعتماد را هموار می کند. در برازش قوت یافته به هر یک از داده ها وزن مناسبی تخصیص داده می شود. وزن دهی طی یک روند تکراری و به صورت خودکار، که «وزن دهی تکرارشونده حد اقل مربعات»^{۱۲} نامیده می شود، صورت می پذیرد. [۱۴] در اولین تکرار به تمامی داده ها وزن یکسانی داده می شود و مدل ضرایب با استفاده از حد اقل مربعات و به صورت معمولی تخمین زده می شود. در تکرار بعدی داده های پرت تر نسبت به مدل پیش بینی در مرحله قبل، وزن کمتری می گیرند. سپس مدل ضرایب مجدداً با استفاده از وزن دهی حد اقل مربعات محاسبه می شود. این فرآیند تکراری تا حصول هم گرایی مناسب ادامه می یابد. این تذکر لازم است که به جز روش وزن دهی تکراری حد اقل مربعات، که در این نوشتار نیز مورد استفاده قرار گرفته است، روش های زیاد دیگری برای برازش قوت یافته وجود دارد (برای جزئیات بیشتر به مرجع [۱۳] مراجعه شود).

پیش از ورود به مقوله ی وزن دهی تکراری براساس حد اقل مربعات، توضیحاتی راجع به بانک زمین لرزه های مورد استفاده ارائه شده است.

۲.۲. بانک اطلاعاتی زمین لرزه ها

مجموعه ی داده های مورد استفاده در این پژوهش از زمین لرزه های معتبر، که شامل زلزله های کم عمق پوسته یی ثبت شده در جهان است، گردآوری شده است. این مجموعه، که توسط بیکر و کرنل [۱۱] برای تحلیل همبستگی مقادیر پاسخ خطی استفاده شده است، مشتمل بر مؤلفه های افقی ۲۶۷ شتاب نگاشت زمین لرزه های با بزرگای بیش از ۵/۵ و فاصله تا مبدأ کمتر از ۱۰۰ کیلومتر است. معیارهای دیگر انتخاب و همچنین مستندات دقیق این مجموعه در مرجع [۱۵] موجود است.

۳.۲. طیف میانگین شرطی قوت یافته

بیکر و کرنل با استفاده از مجموعه داده ی ذکر شده و تعیین همبستگی، مدلی از رابطه ی خطی میان مقادیر اسپیلون در دوره های تناوب مختلف ایجاد کرده اند، [۱۱] که البته در آن مطالعه، تأثیر زمین لرزه های پرت در نظر گرفته نشده است. بنابراین انتظار می رود نتایج به دست آمده چندان دقیق نباشند و ابزاری جهت اصلاح روش محاسبه ضرایب همبستگی نیاز است. برای سهولت فرض کنید تحلیل همبستگی فقط میان دوره ی تناوب هدف ($T^* = 1s$) و ۴ دوره ی تناوب دیگر ($0.5s, 0.25s, 0.1s, 0.05s$) و ۴ ثانیه انجام شود. از طرف دیگر، CMS فقط بر مبنای ۵ دوره ی تناوب (T^*, T) محاسبه شود. شکل ۴، نمودار پراکندگی^{۱۳} $\varepsilon(1s)$ در برابر $\varepsilon(0.5s), \varepsilon(0.25s), \varepsilon(0.1s)$ و $\varepsilon(0.05s)$ را نشان می دهد. شیب خط پر معادل ضریب همبستگی ذکر شده در قسمت ۱ است. ۴ شتاب نگاشت به صورت تصادفی انتخاب و در شکل ۴ نشانه گذاری شده اند. از آنجا که شتاب نگاشت های انتخابی کاملاً بر خط برازش منطبق نیستند، برای هر شتاب نگاشت در دوره ی تناوب مورد بررسی یک پارامتر تفاضل با باقی مانده به صورت رابطه ی ۶ تعریف می شود:

$$r(T^*, T_i) = \varepsilon(T_i) - \rho(T^*, T_i) \varepsilon(T^*) \quad (6)$$

که در آن، $r(T^*, T_i)$ اختلاف پیش بینی $\varepsilon(T_i)$ نسبت به $\varepsilon(T^*)$ را نمایندگی می کند و «پارامتر باقی مانده»^{۱۴} نام دارد.

در ادامه، پارامتر باقی مانده ی این ۴ زمین لرزه بررسی شده است، تا به خوبی لزوم وزن دهی متفاوت به هر شتاب نگاشت و سپس محاسبه ی مجدد ضریب همبستگی تبیین شود.

• مقدار پارامتر باقی مانده برای شتاب نگاشت (I) در دوره های تناوب ۰/۲۵s و ۰/۵s منفی و زیاد، در دوره ی تناوب ۲s منفی و کم و در دوره ی تناوب ۴s کم، اما مثبت است. بردار باقی مانده برای این شتاب نگاشت به صورت $\{0.37, 0.42, -0.49, -0.35\}$ است. میانگین و انحراف معیار این بردار به ترتیب برابر با $\mu = -0.97$ و $\sigma = 1.19$ است. با بررسی این ۴ شتاب نگاشت می توان حدس زد این شتاب نگاشت احتمالاً یکی از شتاب نگاشت های پرت است.

• شتاب نگاشت (II) دارای بردار باقی مانده ی برابر با $\{-1.92, -2.32, -0.76, -1.27\}$ میانگین و انحراف معیار $\mu = -1.57$ و $\sigma = 0.69$ است. مقادیر باقی مانده ی این شتاب نگاشت در کلیه ی دوره های تناوب مورد بررسی منفی است. میانگین، مقدار منفی و بزرگ تری در قیاس با شتاب نگاشت (I) دارد و باید به عنوان شتاب نگاشت پرت تر منظور شود. به عبارت دیگر، به عنوان یک اظهار نظر مستقیم باید به شتاب نگاشت (II) وزن کمتری نسبت به شتاب نگاشت (I) اختصاص داده شود.

• بردار باقی مانده برای شتاب نگاشت (III) برابر با $\{0.34, 0.16, -0.29, 0.44\}$ است، میانگین و انحراف معیار آن نیز به ترتیب برابر $\mu = 0.05$ و $\sigma = 0.32$ است. این شتاب نگاشت نسبت به دو شتاب نگاشت قبلی، انطباق بیشتری با خط برازش دارد.

• برای شتاب نگاشت (IV) بردار باقی مانده $\{0.12, -0.21, 0.01, 0.44\}$ میانگین $\mu = 0.13$ ، انحراف معیار $\sigma = 0.25$ است. در مقایسه با شتاب نگاشت های (I) و (II)، باید وزن بیشتری به آن اختصاص یابد؛ اظهار نظر میان شتاب نگاشت (III) و (IV) به دلیل میانگین بزرگ تر، اما انحراف معیار کوچک تر ممکن نیست.

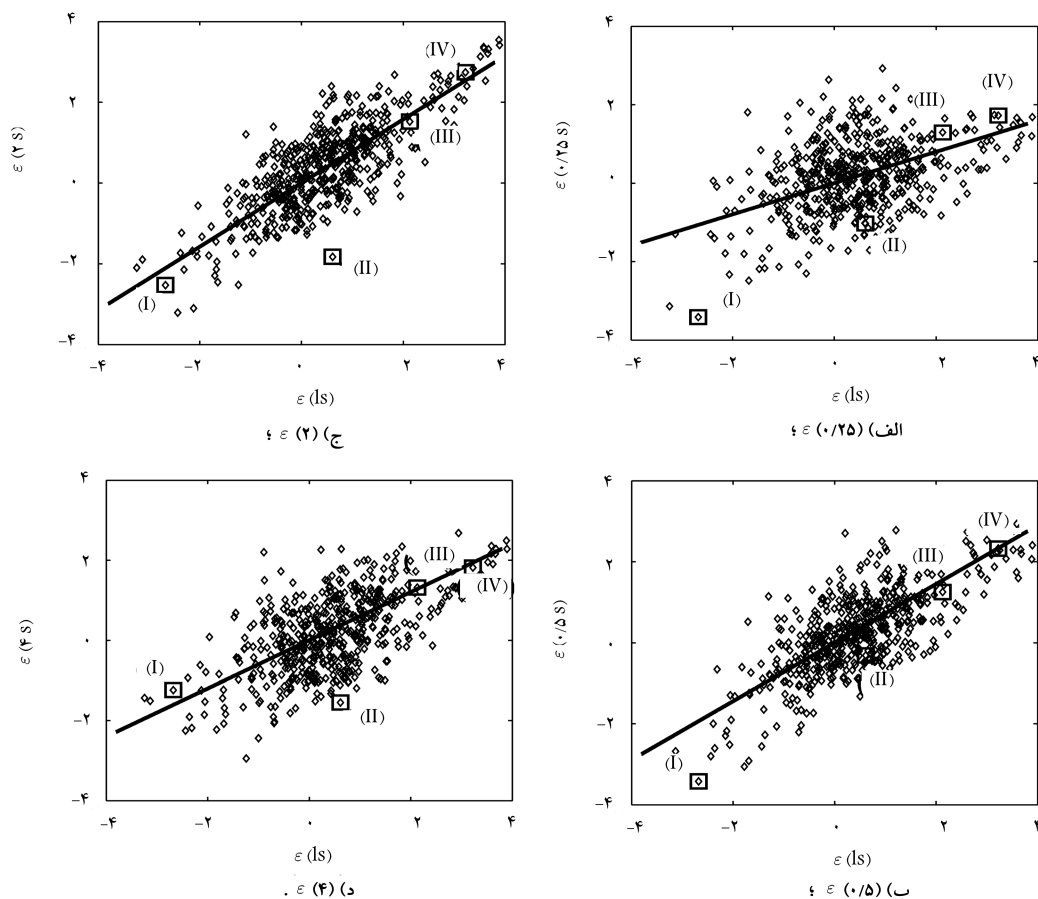
نتایج بردارهای باقی مانده را می توان با یک ماتریس به نام ماتریس باقی مانده ی R نمایش داد:

$$R = \begin{bmatrix} 0.37 & -0.42 & -0.49 & -0.35 \\ -1.92 & -2.32 & -0.76 & -1.27 \\ 0.34 & 0.16 & -0.29 & 0.44 \\ 0.12 & -0.21 & 0.01 & 0.44 \end{bmatrix}$$

همچنین بردارهای M و Σ مقادیر میانگین و انحراف معیار را در خود جای داده اند:

$$M = \begin{bmatrix} -0.97 \\ -1.57 \\ 0.05 \\ 0.13 \end{bmatrix}, \quad \Sigma = \begin{bmatrix} 1.19 & 0.69 & 0.32 & 0.25 \\ 0.69 & 1.27 & 0.29 & 0.44 \\ 0.32 & 0.29 & 0.44 & 0.35 \\ 0.25 & 0.44 & 0.35 & 0.37 \end{bmatrix}$$

شکل ۵، نمودار جعبه یی^{۱۵} بردارهای باقی مانده را برای شتاب نگاشت زمین لرزه های مورد بررسی نشان می دهد. این شکل تجسم فیزیکی خوبی از میانه و انحراف معیار ایجاد می کند و می توان با استفاده از آن در یک نگاه اجمالی، دورافتادگی هر شتاب نگاشت را درک کرد.



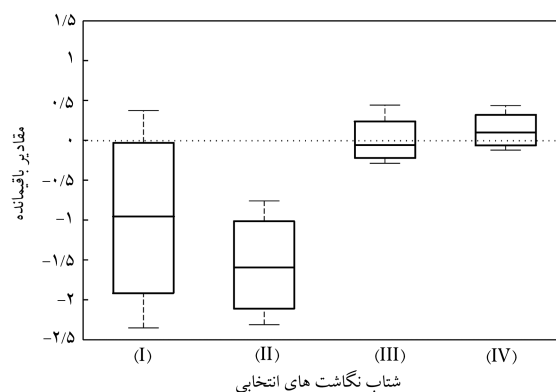
شکل ۴. نمودار پراکنندگی $\epsilon(1s)$ (۴ شتاب‌نگاشت به صورت تصادفی انتخاب و نشانه‌گذاری شده‌اند).

حال چرخه‌ی تکرارشونده‌ی وزن‌دهی حداقل مربعات، برای یافتن مقادیر ضریب همبستگی قوت‌یافته اعمال می‌شود. می‌توان الگوریتم مربوط را به این صورت خلاصه کرد:

۱. بردار اولیه‌ی وزن‌دهی برابر واحد در نظر گرفته می‌شود: $W = \{1 \ 1 \ 1\}$.
۲. محاسبه‌ی ضریب همبستگی ρ با استفاده از رابطه‌ی ۴.
۳. تشکیل بردارهای میانگین (M) و انحراف معیار مربوط (Σ).
۴. محاسبه‌ی بردار وزن‌دهی از رابطه‌ی ۷.
۵. ضرب ϵ هر شتاب‌نگاشت در وزن مربوط به آن، که در گام ۴ محاسبه شده است.

۶. گام‌های ۲ الی ۵، تا زمانی که ρ به یک مقدار پایدار همگرا شود، تکرار می‌شود. جدول ۲، شامل نتایج هر مرحله از تکرار است. همان‌طوری که در این جدول مشاهده می‌شود، هر یک از مقادیر W و ρ پس از چند دوره تکرار، به یک مقدار پایدار رسیده‌اند. در شکل ۶، مقایسه‌ی بین نتایج برازش قوت‌یافته با مدل برازش مرسوم انجام شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، برازش قوت‌یافته، ضرایب همبستگی را در تمامی دوره‌های تناوب افزایش داده است. این افزایش به‌خصوص در دوره‌های تناوب کم (مثلاً $T = 0.25s$) حائز اهمیت است.

با جایگزین‌کردن ضریب همبستگی قوت‌یافته در رابطه‌ی ۵، طیف میانگین شرطی قوت‌یافته^{۱۶} به‌دست خواهد آمد. در شکل ۷، مقایسه‌ی بین نتایج CMS

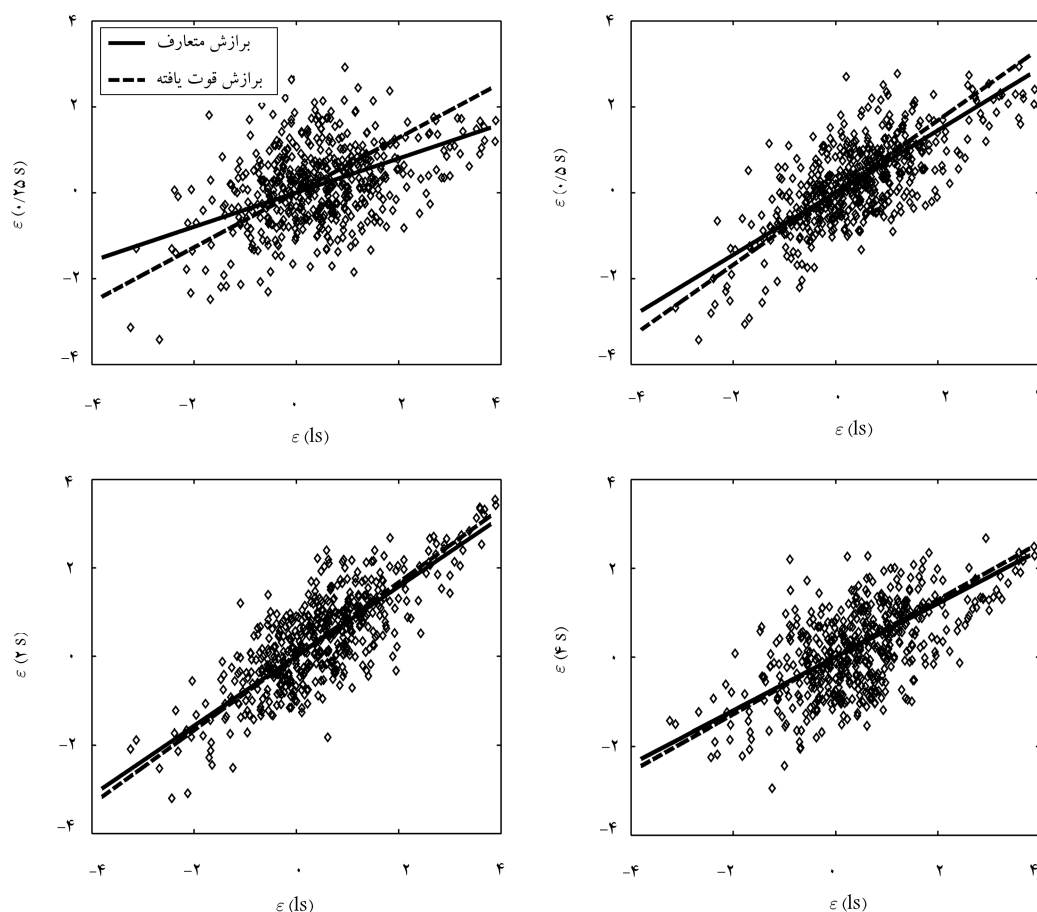


شکل ۵. نمودار جعبه‌یی بردارهای باقی‌مانده برای شتاب‌نگاشت‌های انتخابی زمین‌لرزه.

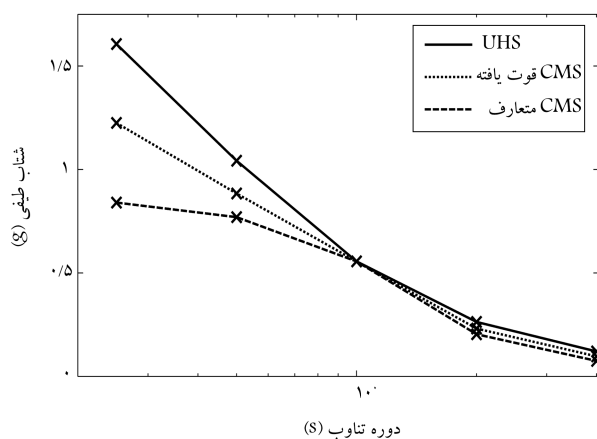
به‌طور منطقی باید به شتاب‌نگاشت‌های با قدرمطلق میانگین کمتر و انحراف معیار کوچک‌تر، وزن بیشتری اختصاص داده شود. در اینجا برای رسیدن به این مطلوب، تابع وزن‌دهی گوس در نظر گرفته شده است (رابطه‌ی ۷):

$$w_i = \frac{1}{\sigma_i \sqrt{2}} e^{\frac{-\mu_i^2}{2\sigma_i^2}} \quad (7)$$

که در آن، w_i وزن هدف، μ_i میانگین و σ_i انحراف معیار بردار باقی‌مانده برای شتاب‌نگاشت‌های مورد بررسی است.



شکل ۶. مقایسه‌ی بین مدل همبستگی متعارف با مدل همبستگی قوت یافته.



شکل ۷. مقایسه‌ی بین CMS متعارف و CMS قوت یافته.

متعارف و قوت یافته نشان داده شده است. شایان ذکر است، که CMS رسم شده در این شکل فقط براساس همبستگی میان ۵ شتاب طیفی در ۵ دوره‌ی تناوب است. همان‌طور که در این شکل مشاهده می‌شود، شکل CMS قوت یافته و CMS متعارف به‌خصوص در دوره‌های تناوب کم متفاوت است. در بخش‌های بعد، که مراحل تولید CMS برای تمامی دوره‌های تناوب گسترش یافته است، بیشتر به این موضوع پرداخته می‌شود.

جدول ۲. فرایند تکراری برای یافتن ضریب همبستگی قوت یافته.

$\rho(T^* = 1s, T_i)$				(W) وزن				تکرار
T_i				شتاب نگاشت های انتخابی				
$۴,۰\text{ s}$	$۲,۰\text{ s}$	$۰,۵۰\text{ s}$	$۰,۲۵\text{ s}$	IV	III	II	I	
$۰,۶۰$	$۰,۷۹$	$۰,۷۲$	$۰,۴۰$	$۱,۰۰۰$	$۱,۰۰۰$	$۱,۰۰۰$	$۱,۰۰۰$	۱
$۰,۷۳$	$۰,۸۶$	$۰,۸۲$	$۰,۴۹$	$۱,۴۱۳$	$۱,۲۵۳$	$۰,۰۴۳$	$۰,۲۴۰$	۲
$۰,۸۰$	$۰,۸۹$	$۰,۸۳$	$۰,۵۴$	$۰,۱۷۶$	$۰,۱۵۸$	$۰,۰۲۶$	$۰,۳۳۰$	۳
$۰,۸۱$	$۰,۸۹$	$۰,۸۴$	$۰,۵۶$	$۰,۴۶۹$	$۰,۴۱۱$	$۰,۰۲۸$	$۰,۳۱۸$	۴
$۰,۸۰$	$۰,۸۸$	$۰,۸۴$	$۰,۵۷$	$۰,۴۵۵$	$۰,۴۳۳$	$۰,۰۲۸$	$۰,۳۱۷$	۵
$۰,۸۰$	$۰,۸۸$	$۰,۸۴$	$۰,۵۸$	$۰,۴۵۵$	$۰,۴۳۶$	$۰,۰۲۸$	$۰,۳۱۷$	۶
$۰,۷۹$	$۰,۸۸$	$۰,۸۴$	$۰,۵۹$	$۰,۴۵۴$	$۰,۴۳۶$	$۰,۰۲۸$	$۰,۳۱۷$	۷
$۰,۷۹$	$۰,۸۸$	$۰,۸۴$	$۰,۶۰$	$۰,۴۵۴$	$۰,۴۳۶$	$۰,۰۲۸$	$۰,۳۱۷$	۸
$۰,۷۹$	$۰,۸۸$	$۰,۸۴$	$۰,۶۱$	$۰,۴۵۴$	$۰,۴۳۶$	$۰,۰۲۸$	$۰,۳۱۷$	۹
$۰,۷۹$	$۰,۸۸$	$۰,۸۴$	$۰,۶۱$	$۰,۴۵۴$	$۰,۴۳۶$	$۰,۰۲۸$	$۰,۳۱۷$	۱۰

۳. توسعه‌ی CMS قوت‌یافته برای طیف وسیعی از

دوره‌های تناوب

در مثال ساده‌ی ذکرشده، کلیه‌ی مراحل فقط برای یک دوره‌ی تناوب ($T^* = 1s$) انجام شده است و وزن‌دهی براساس تحلیل مقادیر باقی‌مانده‌ی هر شتاب‌نگاشت در ۴ دوره‌ی تناوب ۰/۲۵، ۰/۵، ۲ و ۴ ثانیه صورت گرفته است. حال این فرآیند برای چندین دوره‌ی تناوبی دیگر تکرار شده و برای هر دوره‌ی تناوبی نیز تحلیل مقادیر باقی‌مانده به محدوده‌ی وسیعی از دوره‌های تناوب گسترش یافته است. ضرایب همبستگی متعارف و قوت‌یافته برای زوج دوره‌های تناوب متنوع در شکل ۸ نشان داده شده است. در این شکل، ضرایب همبستگی برای تعدادی از دوره‌های تناوب هدف انتخابی (T^*) در برابر دوره‌ی تناوب (T_i)، در بازه‌ی ۰/۱ تا ۵ رسم شده است. در شکل ۹، همان نتایج به صورت تابعی از T_i و T^* و با استفاده از کانتور^{۱۷} رسم شده است.

آنچه در شکل ۸ مشهود است، مقادیر زیادتر ρ در دوره‌های تناوب کم در مقایسه با نتایج تحلیل متعارف است.

مقادیر عددی شکل ۹ در جدول ۳ آورده شده‌اند. نتایج هر دو تحلیل قوت‌یافته و متعارف در این جدول آمده است. این جدول در زمانی که ضریب همبستگی برای سناریوی یک زمین‌لرزه‌ی خاص موردنیاز است، می‌تواند استفاده شود. با بررسی این شکل، یک مورد تفاوت میان رویکرد تحلیل متعارف و قوت‌یافته به چشم می‌خورد، و آن کانتور نامتقارن رویکرد قوت‌یافته است؛ برای مثال:

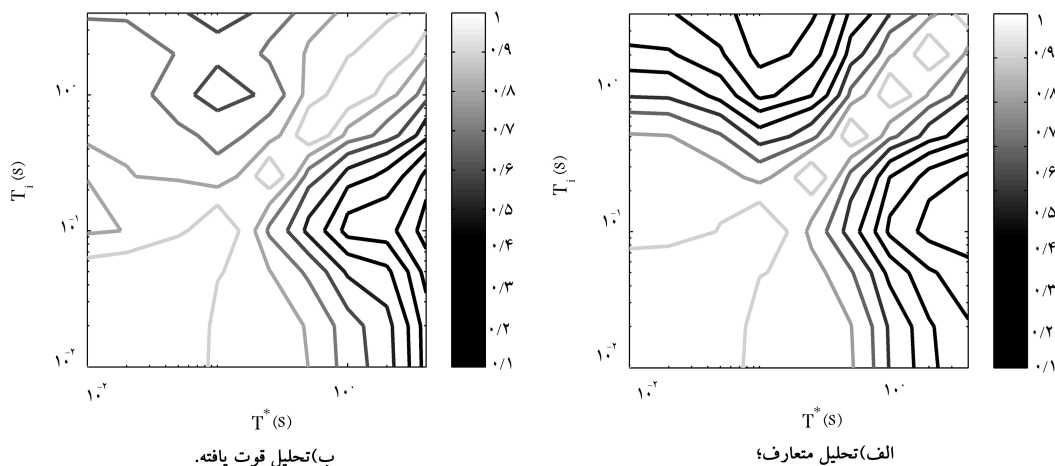
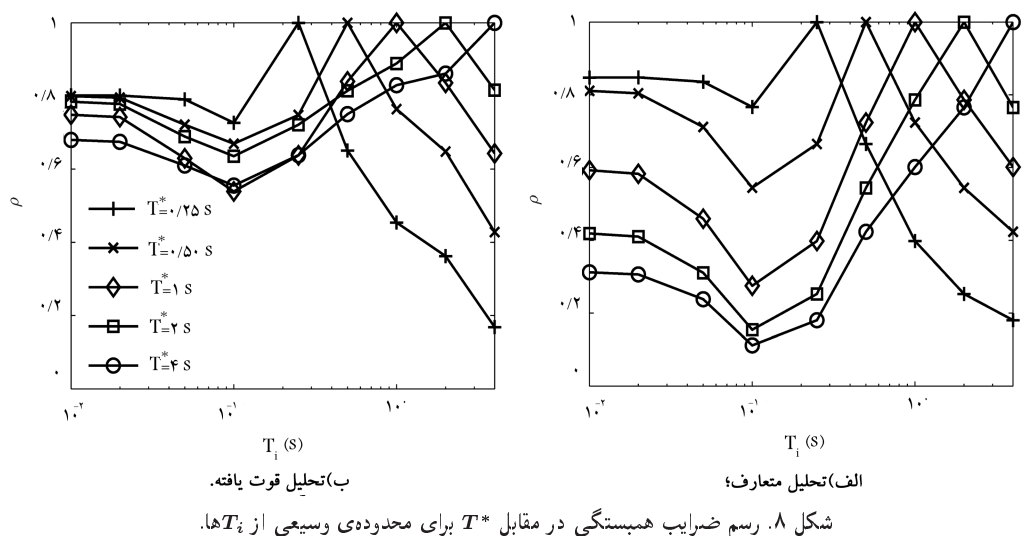
$$\rho(T_1, T_2) \neq \rho(T_2, T_1)$$

این رابطه نشان می‌دهد که وزن اختصاص داده‌شده به هر شتاب‌نگاشت ثابت نیست و به دوره‌ی تناوب هدف (T^*) بستگی دارد.

همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد، CMS قوت‌یافته با استفاده از ضریب همبستگی قوت‌یافته قابل رسم است.

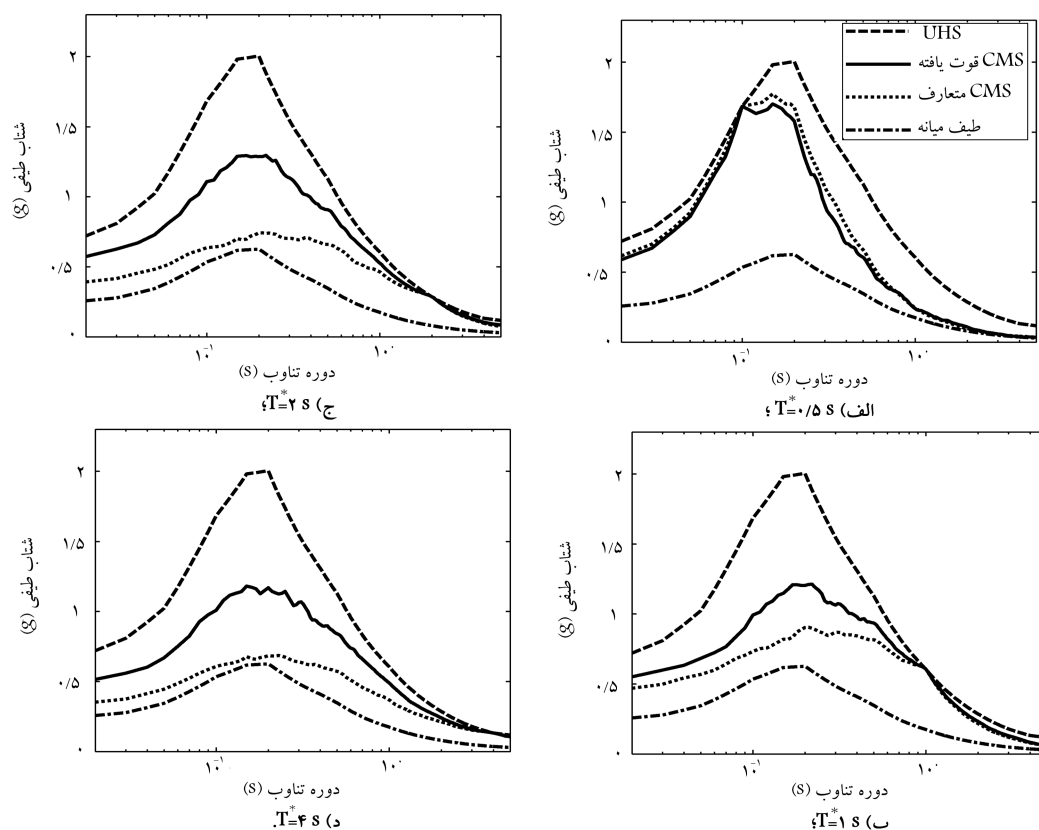
شکل ۱۰، CMS قوت‌یافته را برای $\varepsilon = 1/88$ و در چند دوره‌ی تناوب هدف مختلف نمایش می‌دهد. در این شکل، طیف UHS و CMS متعارف نیز برای مقایسه‌ی بهتر ترسیم شده است.

تفاوت میان منحنی CMS متعارف و قوت‌یافته زمانی قابل توجه می‌شود که



جدول ۳. ضرایب همبستگی میان $\varepsilon(T^*)$ و $\varepsilon(T_i)$ ، به دست آمده از مدل پیش‌بینی زمین‌لرزه‌ی $CB^{0.8}$.

رویکرد تحلیل متعارف															
(T_i)															
۵	۴	۳	۲٫۵	۲	۱٫۵	۱	۰٫۷۵	۰٫۵	۰٫۴	۰٫۳	۰٫۲	۰٫۱	۰٫۰۵	۰٫۰۲	
۰٫۲۸	۰٫۳۱	۰٫۳۴	۰٫۳۶	۰٫۴۱	۰٫۵۰	۰٫۵۸	۰٫۶۹	۰٫۸۰	۰٫۸۳	۰٫۸۵	۰٫۸۴	۰٫۸۵	۰٫۹۷	۱٫۰۰	۰٫۰۲
۰٫۲۳	۰٫۲۴	۰٫۲۶	۰٫۲۷	۰٫۳۱	۰٫۳۹	۰٫۴۶	۰٫۵۸	۰٫۷۱	۰٫۷۶	۰٫۸۱	۰٫۸۵	۰٫۹۱	۱٫۰۰	۰٫۹۷	۰٫۰۵
۰٫۱۲	۰٫۱۱	۰٫۱۰	۰٫۱۳	۰٫۱۵	۰٫۲۲	۰٫۲۷	۰٫۴۰	۰٫۵۴	۰٫۶۱	۰٫۷۱	۰٫۸۵	۱٫۰۰	۰٫۹۱	۰٫۸۵	۰٫۱
۰٫۰۸	۰٫۰۸	۰٫۰۸	۰٫۱۱	۰٫۱۵	۰٫۲۵	۰٫۳۱	۰٫۴۵	۰٫۵۹	۰٫۶۷	۰٫۷۸	۱٫۰۰	۰٫۸۵	۰٫۸۵	۰٫۸۴	۰٫۲
۰٫۲۲	۰٫۲۴	۰٫۲۷	۰٫۲۸	۰٫۳۲	۰٫۴۳	۰٫۵۰	۰٫۶۱	۰٫۷۵	۰٫۸۳	۱٫۰۰	۰٫۷۸	۰٫۷۱	۰٫۸۱	۰٫۸۵	۰٫۳
۰٫۲۹	۰٫۳۴	۰٫۴۰	۰٫۴۱	۰٫۴۶	۰٫۵۶	۰٫۶۲	۰٫۷۳	۰٫۸۸	۱٫۰۰	۰٫۸۳	۰٫۶۷	۰٫۶۱	۰٫۷۶	۰٫۸۳	۰٫۴
۰٫۳۷	۰٫۴۲	۰٫۴۸	۰٫۴۹	۰٫۵۴	۰٫۶۴	۰٫۷۲	۰٫۸۳	۱٫۰۰	۰٫۸۸	۰٫۷۵	۰٫۵۹	۰٫۵۴	۰٫۷۱	۰٫۸۰	۰٫۵
۰٫۴۶	۰٫۵۳	۰٫۵۹	۰٫۶۲	۰٫۶۷	۰٫۷۶	۰٫۸۷	۱٫۰۰	۰٫۸۳	۰٫۷۳	۰٫۶۱	۰٫۴۵	۰٫۴۰	۰٫۵۸	۰٫۶۹	۰٫۷۵ (T^*)
۰٫۵۲	۰٫۶۰	۰٫۶۹	۰٫۷۲	۰٫۷۹	۰٫۸۷	۱٫۰۰	۰٫۸۷	۰٫۷۲	۰٫۶۲	۰٫۵۰	۰٫۳۱	۰٫۲۷	۰٫۴۶	۰٫۵۸	۱
۰٫۶۱	۰٫۶۸	۰٫۷۶	۰٫۸۱	۰٫۸۹	۱٫۰۰	۰٫۸۷	۰٫۷۶	۰٫۶۴	۰٫۵۶	۰٫۴۳	۰٫۲۵	۰٫۲۲	۰٫۳۹	۰٫۵۰	۱٫۵
۰٫۶۷	۰٫۷۷	۰٫۸۶	۰٫۹۲	۱٫۰۰	۰٫۸۹	۰٫۷۹	۰٫۶۷	۰٫۵۴	۰٫۴۶	۰٫۳۲	۰٫۱۵	۰٫۱۵	۰٫۳۱	۰٫۴۱	۲
۰٫۷۲	۰٫۸۲	۰٫۹۴	۱٫۰۰	۰٫۹۲	۰٫۸۱	۰٫۷۲	۰٫۶۲	۰٫۴۹	۰٫۴۱	۰٫۲۸	۰٫۱۱	۰٫۱۳	۰٫۲۷	۰٫۳۶	۲٫۵
۰٫۷۷	۰٫۸۸	۱٫۰۰	۰٫۹۴	۰٫۸۶	۰٫۷۶	۰٫۶۹	۰٫۵۹	۰٫۴۸	۰٫۴۰	۰٫۲۷	۰٫۰۸	۰٫۱۰	۰٫۲۶	۰٫۳۴	۳
۰٫۹۰	۱٫۰۰	۰٫۸۸	۰٫۸۲	۰٫۷۷	۰٫۶۸	۰٫۶۰	۰٫۵۳	۰٫۴۲	۰٫۳۴	۰٫۲۴	۰٫۰۸	۰٫۱۱	۰٫۲۴	۰٫۳۱	۴
۱٫۰۰	۰٫۹۰	۰٫۷۷	۰٫۷۲	۰٫۶۷	۰٫۶۱	۰٫۵۲	۰٫۴۶	۰٫۳۷	۰٫۲۹	۰٫۲۲	۰٫۰۸	۰٫۱۲	۰٫۲۳	۰٫۲۸	۵
رویکرد تحلیل قوت‌یافته															
(T_i)															
۵	۴	۳	۲٫۵	۲	۱٫۵	۱	۰٫۷۵	۰٫۵	۰٫۴	۰٫۳	۰٫۲	۰٫۱	۰٫۰۵	۰٫۰۲	
۰٫۲۷	۰٫۲۵	۰٫۴۲	۰٫۴۵	۰٫۵۳	۰٫۵۹	۰٫۶۳	۰٫۷۴	۰٫۷۹	۰٫۷۸	۰٫۸۲	۰٫۸۸	۰٫۸۸	۰٫۹۷	۱٫۰۰	۰٫۰۲
۰٫۲۰	۰٫۱۵	۰٫۳۱	۰٫۳۴	۰٫۴۲	۰٫۴۷	۰٫۴۸	۰٫۶۱	۰٫۶۷	۰٫۶۷	۰٫۷۵	۰٫۸۵	۰٫۹۱	۱٫۰۰	۰٫۹۶	۰٫۰۵
۰٫۱۲	۰٫۰۴	۰٫۱۲	۰٫۱۶	۰٫۲۳	۰٫۲۸	۰٫۲۵	۰٫۳۸	۰٫۴۷	۰٫۴۷	۰٫۶۰	۰٫۷۹	۱٫۰۰	۰٫۸۸	۰٫۸۰	۰٫۱
۰٫۰۷	۰٫۰۱	۰٫۱۱	۰٫۱۴	۰٫۲۳	۰٫۳۰	۰٫۳۱	۰٫۴۰	۰٫۵۲	۰٫۵۵	۰٫۷۱	۱٫۰۰	۰٫۸۰	۰٫۸۲	۰٫۸۰	۰٫۲
۰٫۲۰	۰٫۱۸	۰٫۳۲	۰٫۳۶	۰٫۴۴	۰٫۵۳	۰٫۵۷	۰٫۶۵	۰٫۷۵	۰٫۷۸	۱٫۰۰	۰٫۸۱	۰٫۷۳	۰٫۷۸	۰٫۸۱	۰٫۳
۰٫۳۳	۰٫۳۳	۰٫۴۸	۰٫۵۱	۰٫۵۹	۰٫۶۵	۰٫۶۸	۰٫۷۷	۰٫۸۸	۱٫۰۰	۰٫۸۳	۰٫۷۴	۰٫۷۰	۰٫۷۷	۰٫۸۳	۰٫۴
۰٫۴۰	۰٫۴۳	۰٫۵۶	۰٫۵۹	۰٫۶۵	۰٫۷۲	۰٫۷۶	۰٫۸۵	۱٫۰۰	۰٫۸۷	۰٫۷۹	۰٫۶۹	۰٫۶۷	۰٫۷۲	۰٫۸۰	۰٫۵
۰٫۴۸	۰٫۵۵	۰٫۶۸	۰٫۷۱	۰٫۷۵	۰٫۸۱	۰٫۸۸	۱٫۰۰	۰٫۸۶	۰٫۷۸	۰٫۷۴	۰٫۶۳	۰٫۵۸	۰٫۶۹	۰٫۷۸	۰٫۷۵ (T^*)
۰٫۵۸	۰٫۶۴	۰٫۷۵	۰٫۷۹	۰٫۸۴	۰٫۸۹	۱٫۰۰	۰٫۹۱	۰٫۸۴	۰٫۷۵	۰٫۶۸	۰٫۵۶	۰٫۵۴	۰٫۶۳	۰٫۷۴	۱
۰٫۷۰	۰٫۷۴	۰٫۸۱	۰٫۸۴	۰٫۹۱	۱٫۰۰	۰٫۹۱	۰٫۸۸	۰٫۸۳	۰٫۷۸	۰٫۷۴	۰٫۶۵	۰٫۶۵	۰٫۶۹	۰٫۷۹	۱٫۵
۰٫۷۶	۰٫۸۲	۰٫۸۸	۰٫۹۳	۱٫۰۰	۰٫۹۲	۰٫۸۹	۰٫۸۷	۰٫۸۱	۰٫۷۶	۰٫۷۳	۰٫۶۲	۰٫۶۳	۰٫۶۹	۰٫۷۸	۲
۰٫۸۲	۰٫۸۵	۰٫۹۴	۱٫۰۰	۰٫۹۴	۰٫۸۸	۰٫۸۶	۰٫۸۵	۰٫۷۹	۰٫۷۴	۰٫۷۱	۰٫۶۱	۰٫۶۳	۰٫۶۷	۰٫۷۴	۲٫۵
۰٫۸۶	۰٫۹۰	۱٫۰۰	۰٫۹۵	۰٫۹۰	۰٫۸۷	۰٫۸۶	۰٫۸۷	۰٫۸۰	۰٫۷۵	۰٫۷۱	۰٫۵۸	۰٫۶۱	۰٫۶۴	۰٫۷۲	۳
۰٫۹۳	۱٫۰۰	۰٫۹۰	۰٫۸۸	۰٫۸۶	۰٫۸۳	۰٫۸۳	۰٫۸۲	۰٫۷۵	۰٫۶۹	۰٫۶۸	۰٫۵۴	۰٫۵۵	۰٫۶۱	۰٫۶۷	۴
۱٫۰۰	۰٫۸۹	۰٫۸۱	۰٫۷۸	۰٫۷۶	۰٫۷۵	۰٫۷۴	۰٫۷۳	۰٫۶۶	۰٫۵۳	۰٫۵۷	۰٫۴۰	۰٫۴۰	۰٫۴۸	۰٫۵۴	۵



شکل ۱۰. CMS قوت یافته، مشروط بر مقادیر Sa در دوره‌های تناوب هدف و $\varepsilon = 1/88$ (الف: $T^* = 0.5$ s؛ ب: $T^* = 1$ s؛ ج: $T^* = 2$ s؛ د: $T^* = 4$ s).

دوره‌ی تناوب هدف زیاد باشد (مثلاً: $T^* = 4$ s) در این حالت به‌وضوح لزوم نماز بین شتاب‌نگاشت‌ها آشکار می‌شود. در سایر دوره‌های تناوب است. همچنین تأثیر داده‌های پرت را، که موجب خطا در محاسبات شده و نهایتاً شکل طیف نامطلوبی را به‌وجود آورده است، در نظر نمی‌گیرد. با توجه به وجود ابزار قدرتمند برازش قوت‌یافته و لزوم وزن‌دهی به ورودی‌های مسئله، «تحلیل برازش قوت‌یافته» می‌تواند چالش فوق را برطرف کند.

در CMS قوت‌یافته، شتاب‌نگاشت‌های زمین‌لرزه با وزن‌های متفاوتی که بر مبنای تحلیل منطقی باقی‌مانده به‌دست آمده‌است، وارد محاسبات می‌شوند. نتایج نهایی نشان می‌دهند که CMS قوت‌یافته از جنبه‌های زیادی با CMS متعارف متفاوت است، به‌خصوص اگر دوره‌ی تناوب هدف بزرگ باشد. به‌عنوان آخرین نکته، طیف CMS قوت‌یافته رخداد‌های با دوره‌ی بازگشت طولانی‌تر (زمین‌لرزه‌های نادر^{۱۸}) را با قابلیت اعتماد بالاتری نمایندگی می‌کند.

۴. نتیجه‌گیری

طیف یکنواخت خطر به‌عنوان طیف هدف رایج برای تحلیل دینامیکی سازه‌ها، در سطوح بالای خطر، طیفی محافظه‌کارانه است. در سال‌های اخیر، طیف میانگین شرطی به‌عنوان جایگزینی برای آن معرفی شده است. CMS از نتایج همبستگی میان شتاب طیفی در دوره‌های تناوب مختلف بهره می‌برد. در این رویکرد همبستگی میان ۲ دوره‌ی تناوب به‌صورت مجزا محاسبه شده و مستقل از نتایج همبستگی

پانویس‌ها

1. seismic
2. dominant earthquake scenario
3. disaggregation analysis
4. probabilistic seismic hazard analysis
5. design level
6. exceedance probability

7. attenuation model
8. intensity measure
9. conventional regression analysis
10. outlier
11. robust regression
12. iteratively reweighted least squares
13. scatter plot
14. residual

15. box plot
16. robust conditional mean spectrum
17. Contour
18. rare

منابع (References)

1. ASCE7-5, *Minimum Design Loads for Buildings and Other Structures*, American Society of Civil Engineers/Structural Engineering Institute, Reston, VA (2005).
2. Bazzurro, P. and Cornell, C.A. "Disaggregation of seismic hazard", *Bulletin of the Seismological Society of America*, **89**(2), pp. 501-520 (1999).
3. Campbell, K.W. and Bozorgnia, Y. "NGA ground motion model for the geometric mean horizontal component of PGA, PGV, PGD and 5% damped linear elastic response spectra for periods ranging from 0.01 to 10 s", *Earthquake Spectra*, **24**(1), pp. 139-171 (2008).
4. Haselton, C.B., Baker, J.W., Liel, A.B. and Deierlein, G.G. "Accounting for ground-motion spectral shape characteristics in structural collapse assessment through an adjustment for epsilon", *Journal of Structural Engineering*, **137**(3), pp. 332-344 (2011).
5. Baker, J.W. and Cornell, C.A. "A vector-valued ground motion intensity measure consisting of spectral acceleration and epsilon", *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, **34**(10), pp. 1193-1217 (2005).
6. Baker, J.W. "Conditional mean spectrum: Tool for ground-motion selection", *Journal of Structural Engineering*, **137**(3), pp. 322-331 (2011).
7. Baker, J.W. and Cornell, C.A. "Spectral shape, epsilon and record selection", *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, **35**(9), pp. 1077-1095 (2006).
8. Naeim, F. and Lew, M. "On the use of design spectrum compatible time histories", *Earthquake Spectra*, **11**(1), pp. 111-127 (1995).
9. Luco, N. and Bazzurro, P. "Does amplitude scaling of GMRs result in biased nonlinear structural drift responses?", *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, **36**(13), pp. 1813-1835 (2007).
10. Tothong, P. "Probabilistic seismic demand analysis using advanced ground motion intensity measures, attenuation relationships, and near-fault effects", PhD Dissertation, Department of Civil and Environmental Engineering, Stanford University, p. 238 (2007).
11. Baker, J.W. and Cornell, C.A. "Correlation of response spectral values for multicomponent ground motions", *Bulletin of the Seismological Society of America*, **96**(1), pp. 215-227 (2006).
12. Baker, J.W. and Jayaram, N. "Correlation of spectral acceleration values from NGA ground motion models", *Earthquake Spectra*, **24**(1), pp. 299-317 (2008).
13. Rousseeuw, R.J. and Leroy, A.M., *Robust Regression and outlier Detection*, New York, Wiley (1987).
14. Holland, P. and Welsch, R. "Robust regression using iteratively reweighted least-squares", *Communications in statistics-Theory and methods*, **6**(9), pp. 813-827 (1977).
15. Baker, J.W. "Vector-valued ground motion intensity measures for probabilistic seismic demand analysis", Report #150, John A. Blume Earthquake Engineering Center, Stanford (2005).