

# ارزیابی احتمالاتی منحنی های شکنندگی لرزه ای برای سکوی ثابت فلزی با در

## نظر گرفتن ناپایداری دینامیکی

چکیده

بسیاری از مطالعات احتمالاتی در حوزه سازه های فراساحل از فرض لوگ نرمال بودن توزیع نیاز سازه ای در سطوح مختلف اندازه شدت با در نظر گرفتن میانه به عنوان شاخص مرکزی این تابع توزیع استفاده می - کنند. حال آنکه ممکن است این فرض همواره برقرار نباشد. هدف اصلی این مطالعه بررسی فرض لوگ نرمال برای سکوی ثابت فلزی فرا ساحل با استفاده از تست آماری Anderson-Darling می باشد. فرض لوگ نرمال در دو ناحیه شامل 1) محدوده ای که در آن هیچ ناپایداری دینامیکی پدید نیامده 2) محدوده ای که در آن ناپایداری دینامیکی وجود دارد، می باشد. در این راستا از دو شاخص آماری میانه و میانگین هندسی به عنوان پارامترهای مرکزی تابع توزیع لوگ نرمال استفاده شده است. نتیجه نشان میدهد که فرض تابع لوگ نرمال بر مبنای میانگین هندسی در تمامی سطوح اندازه شدت صادق بوده، اما این فرض بر مبنای شاخص میانه در برخی از سطوح قابل قبول نیست.

### 1. مقدمه

زلزله یکی از مهم ترین بارگزاری های وارد به سازه ها است که می تواند منجر به آسیب های زیادی به سازه های موجود بشود. طبیعت تصادفی زلزله مانند زمان وقوع، محل وقوع، نحوه انتشار امواج زلزله به دلیل ماهیت تصادفی بررسی و پیش بینی دقیق رفتار زلزله را برای مهندسین بسیار پیچیده می کند. بعد از زلزله های Northridge 1994 و Kobe 1995، پیشرفت بزرگی در مهندسی زلزله توسط Federal Management Agency SAC/FEMA- Fema-350/351 و (FEMA) 2000a,2000b انجام شد. این پیشرفت عظیم در مدارک 2000b مشاهده است.

چهارچوب تحلیلی قابلیت اعتماد لرزه ای برای سازه ها توسط Cornel et Jalayer & Cornel در مقالات (al.2002 ; Jalayer 2003 )<sup>1</sup> مورد بررسی بیشتر قرار گرفت و بسط داده شد. آنها روابط تحلیلی برای محاسبه احتمال تجاوز از حالت حدی با در نظر گرفتن عدم قطعیت شناختی و ذاتی در تحلیل سازه ای پیدا کردند. این چهارچوب به فرمت ساده تری تحت طراحی به فرمت DCFD درآمد که در واقع مشابه همان طراحی در حالت

حدی LRFD در آیین نامه های مورد استفاده می باشد. این فرمت باعث می شود که با سهولت بیشتری قابلیت اعتماد لرزه ای را در سطوح و درجات مختلف اطمینان محاسبه کنیم. در این بررسی یک فرض اساسی وجود دارد که گریز میان طبقه ای حداکثر به صورت لوگ نرمال در هر سطح از شتاب طیفی توزیع شد که توسط (Shome 1999) آرائه شد. می توان به راحتی اثبات کرد که اگر توزیع یک متغیر با تعداد نمونه های بی نهایت کاملاً لوگ نرمال باشد داریم میانگین لگاریتم آن متغیر برابر است با لگاریتم میانه آن متغیر. در نتیجه maximum interstory drift ratio (MIDR) به صورت لگ نرمال حول میانه خود در هر سطح از شتاب طیفی توزیع شده است. اگرچه این فرض لگ نرمال برای تعداد نمونه های محدود دارای تقریب است به همین دلیل لگاریتم میانه داده ها به صورت دقیق برابر با میانگین لگاریتم داده ها نمی شود، بنابراین این فرض دارای تقریب است.

<sup>3</sup>(Benjamin and Cornell 1970; Soong 2004)

در مقابل برای هر تابع توزیع دلخواه لوگاریتم میانگین هندسی برابر است با میانگین لگاریتم داده ها. در نتیجه این فرض کاملاً دقیق می باشد و این رابطه همیشه بدون هیچگونه محدودیتی برقرار است. (Shih and

Binkowitz 1967)<sup>4</sup>

در این ضمینه آقای ابیانی و همکارانشان چهارچوب تحلیلی قابلیت اعتماد لرزه ای را برای قاب خمشی فولادی یکبار میانه و یکبار میانگین هندسی را شاخص مرکزی لوگ نرمال در نظر گرفتند را بررسی کردند و نتایج کارهایشان نشان داد که میانگین هندسی در قابلیت اعتماد لرزه ای قاب خمشی جواب دقیق تری نسبت به میانه دارد.<sup>5</sup> (Abyani et al. 2017)

در دو دهه گذشته مطالعه و تلاش های زیادی برای ارزیابی و بهتر کردن بحث عملکرد سکوهای ثابت فلزی در زمینه فراساحل انجام گرفته است. آیین نامه (DNV 1996) برای قابلیت اعتماد سازه های فراساحل که برای طراحی این سازه ها از بحث های تجربی و علمی روی آنالیز های آمار احتمالاتی تشکیل شده بود راهبردی را معرفی کرد. بررسی عملکرد سکوی ثابت فلزی تحت بار امواج قوی با دوره بازگشت طولانی با استفاده از روش Wave Endurance Time (WET) <sup>6</sup> صورت گرفت. در این بررسی، امواج دریا را به صورت مصنوعی تولید کردند به نحوی که با گذشت زمان بر شدت این امواج افزوده می شد. در نتیجه مهمترین فایده این روش آنست که عملکرد سازه را تحت بارگزاری امواج مختلف بررسی می کند.

(Elsayed et al. 2016) یک روش جدیدی برای ارزیابی قابلیت اعتماد سکو های فراساحل برای خرابی ناشی از زلزله معرفی کرد. آنها معادلات خرابی ناشی از زلزله که در حالات مختلف با استفاده از روش قابلیت اعتماد دست یافته بودند را بر اساس المان محدود حل می کردند. همچنین معادلات درجه اول یا خطی و درجه دوم را برای محاسبه شاخص های قابلیت اعتماد استفاده کردند که با مقادیر هدف مطرح شده در آیین نامه ها مقایسه کردند و برای چک کردن صحت مقادیر و طبیعت از آیین نامه مورد بررسی قرار گرفت. بحث مدلسازی عدم قطعیت ها با در نظر گرفتن آنالیز های غیر خطی روی سکو ها به نحوی که بتوان اثر عدم قطعیت های مختلف را در آنالیز های قابلیت اطمینان بررسی کرد صورت پذیرفت. از آنجاییکه در این بررسی ها جکت معمولاً تحت بارگزاری های شدید که به رفتار غیر خطی می رسد نیازمند یک ابزار تحلیلی قوی می باشد که برای رفع این نیاز از Incremental Dynamic Analysis (IDA)<sup>7</sup> (Vamvatsikos and Cornell 2002) استفاده می شود.

آقایان عسگریان و عجمی برای اولین بار روش IDA را روی جکت مورد بررسی قرار دادند.

(Asgarian and Ajami 2010)<sup>8</sup>

در این بررسی ها مقادیر گریز میان طبقه ای به عنوان ابزار نیاز مهندسی Engineering Demand Intensity Measure در نظر گرفته شد و شتاب طیفی در پریود مود اول سازه به عنوان Parameter (EDP) در نظر گرفته شد.

روش Probabilistic Incremental Wave Analysis (PIWA) توسط آقای گل افشاری و همکاران تحت بار امواج بجائی زلزله ارائه گردید.<sup>9</sup> (Golafshani et al. 2011)

در روش ارائه شده آنالیز ها به صورت استاتیکی و دینامیکی بررسی شد. همچنین برای مدلسازی عدم قطعیت های شناختی برای کاهش حجم آنالیز ها از ترکیب روش Latin Hypercube sampling (LHS) (McKay et al. 1979) و Simulated Annealing (SA) (Vorechovsky and Novak 2009)<sup>10</sup> استفاده کردند.

عجمی از روش کلی Interaction IDA برای لحاظ کردن اثر عدم قطعیت های شناختی و بارگزاری زلزله در پارامترهای مدلسازی، پارامتر های مدلسازی خاک و عدم قطعیت های ذاتی زلزله بر روی سکو استفاده کرد و همچنین برای پیش برد بررسی ها از ترکیب آنالیزهای (LHS) و (SA) استفاده کردند. پارامتر های دارای عدم

قطعیت مفروض شامل تنش تسلیم، مدول الاستیسیته، سرعت موج برشی، ضریب کاهندگی برشی و ضریب میرایی بودند. (Ajami et al. 2014)<sup>11</sup>

در بررسی دیگر آقایان اددین و کیم متودولوژی برای خسارات ناشی از زلزله سازه در سکوی ثابت فلزی Seismic Life Cycle Cost (SLCC) ارائه کردند. همچنین آنها سیستم یک درجه آزادی معادل را بجای سازه اصلی استفاده کردند و بدین ترتیب حجم محاسبات مربوط به IDA و شکنندگی را کاهش دادند. در این روش حجم محاسبات به صورت چشمگیری کاهش پیدا کرد و منحنی های شکنندگی تقریبی و IDA های محلی را بجای ساختار اصلی معرفی کردند. همچنین در روابط تحلیلی برای محاسبه تخمین خسارت در نظر گرفته شد. (El-Din and Kim 2014)<sup>12</sup>

در تمامی این مطالعات فرض بر این مبنای است که این نیاز سازه ای در سطوح مختلف اندازه شدت چه شتاب چه ارتفاع موج از توزیع لوگ نرمال حول میانه طبیعت می کند. (Asgarian and Ajami 2010; Golafshani et al. 2011; Ajami et al. 2014; El-Din and Kim 2016)<sup>13</sup>

هدف اصلی این مقاله بررسی اعتبار فرض لوگ نرمال برای سکو است و برای این منظور از تست Anderson Darling استفاده شده است. در ضمن دقت فرض لگ نرمال هم بر مبنای شاخص میانه و هم بر مبنای شاخص میانگین هندسی در دو محدوده ارزیابی شده است ۱) محدوده ای که هیچ یک از رکوردها به خرابی رسیده است ۲) محدوده ای که در آن بخی از رکوردها به حد خرابی رسیده اند.

(Anderson and Darling 1954)<sup>14</sup>

## 2. بررسی های آمار و احتمالاتی اولیه

در این بخش بخی از ابزارهای آمار و احتمالاتی لازم برای انجام این مطالعه به شرح زیر مطرح می گردد:

### 2-1- شاخص مرکزی در توزیع لگ نرمال

تابع چگالی احتمال لگ نرمال مربوط به یک متغیر تصادفی لگ نرمال بر اساس رابطه ۱ محاسبه می شود.

$$f(D; \mu, \sigma) = \frac{1}{D \sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(Ln(D) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (1)$$

در این رابطه  $d$  متغیر تصادفی لگ نرمال با پارامترهای آماری  $\mu$  و  $\sigma$  بوده که در آن  $\mu$  میانگین Sigma=standard deviation (LN(D)) و  $\sigma$  (LN(D)) می باشد. میتوان اثبات کرد که برای متغیر لگ نرمال

با تعداد نمونه های نامتناهی لگاریتم میانه آن متغیر برابر میانگین لگاریتم همان متغیر می باشد. این دلیل استفاده از شاخص میانه به عنوان شاخص مرکزی تابع لگ نرمال است.

(Benjamin and Cornell 1970; Soong 2004)<sup>15</sup>

حال آنکه برای متغیر تصادفی لگ نرمال با تعداد نمونه های محدود فرض فوق دارای تقریب بوده و دقیق نمی باشد. از طرفی دیگر برای هر متغیر تصادفی دلخواه با تعداد نمونه های محدود لگاریتم میانگین هندسی آن متغیر برابر میانگین لگاریتم همان متغیر است.

(Asgarian and Ajami 2010; Golafshani et al. 2011; Ajami et al. 2014; El-Din and Kim 2016; Cornell et al. 2002; Jalayer 2003; Vamvatsikos 2013)<sup>16</sup>

در نتیجه با در نظر گرفتن روش تخمین راستنمایی حداکثر، میانگین هندسی به عنوان کارامدترین شاخص مرکزی توزیع لگ نرمال در نظر گرفته می شود. (Abyani et al. 2017)<sup>17</sup>

## 2-2- منحنی های شکنندگی لرزه ای

آنالیز شکنندگی لرزه ای به عنوان هسته اساسی محاسبات آمار و احتمالاتی لرزه ای سازه ها که توسط منحنی های شکنندگی ارائه میشوند در نظر گرفته می شود. (Celik and Ellingwood 2010)<sup>18</sup>

با توجه به منحنی های IDA شکنندگی مربوط به گریز در هر سطح از شتاب طیفی توسط تابع توزیع تجمعی آن متغیر (تجربی یا تحلیلی) قابل محاسبه است. اگر حد ناپایداری دینامیکی در سطح شدت مورد بررسی به وقوع نپیوندد، تابع شکنندگی تحلیلی توزیع دو پارامتره لگ نرمال قابل محاسبه است.

(Shome 1999; Cornell et al. 2002; Jalayer 2003)<sup>19</sup>

اما اگر حد خرابی پیش آید، برای محاسبه شکنندگی گریزها باید از تابع 3 پارامتره شم استفاده شود، که دو پارامتر اول آن مشابه با توزیع لگ نرمال بوده و پارامتر سوم آن نیز احتمال عدم خرابی می باشد.

(Shome 1999)<sup>20</sup>

این تابع بر مبنای افزار گریزها به دو دسته خراب شده و خراب نشده بدست آمده است. میانگین لگاریتم گریز هایی که در سطح شتاب طیفی به حد خرابی نرسیده اند برابر است با رابطه  $\mu(\ln(d | NC, S_a))$  و انحراف از معیار را با  $\beta_{d|NC,S_a} = \sigma(\ln(d | NC, S_a))$  که پراکندگی می گویند برابر است با رابطه  $\beta_{d|NC,S_a}$  و احتمال رکورد

های خراب نشده را با  $P_{NCIS_a}$  نشان می دهند که برابر است با تعداد رکورد های خراب نشده به کل رکورد ها و همچنین  $\Phi$  نشان دهندهتابع توزیع تجمعی استاندار نرمال است.

$$F(d | S_a) = \Phi\left(\frac{\ln(d) - \mu(\ln(d | NC, S_a))}{\beta_{d|NC, S_a}}\right).P_{NCIS_a} \quad (2)$$

### 2-3- آزمون صحت برآذش (AD)

آزمون AD به عنوان تست اصلاح شده Cramer Von-Mises به شمار رفته و یکی از قوی ترین تست های صحت برآذش می باشد. این تست بر مبنای انتگرال مجذور اختلاف های توزیع تحلیلی و تجربی بوده که آماره آن به صورت زیر تعریف میشود. نمونه ای که به صورت صعودی مرتب شده باشد به صورت  $x_1, x_2, \dots, x_n$  که تابع توزیع تجمعی این مقادیر به صورت  $\frac{i}{n}$  محاسبه می شود.

(Anderson and Darling 1954)<sup>21</sup>

$$ST_{AD} = n \int_{-\infty}^{+\infty} [ECDF(x) - F(x)]^2 \psi(F(x)).dF(x) \quad (3)$$

که این رابطه میانگین مجذور اختلاف های تابع توزیع تجمعی تحلیلی و تجربی که در یک ضریب وزن دهی مثبت که بر مبنای معادلات مختلفی محاسبه می شود ضرب می شود.

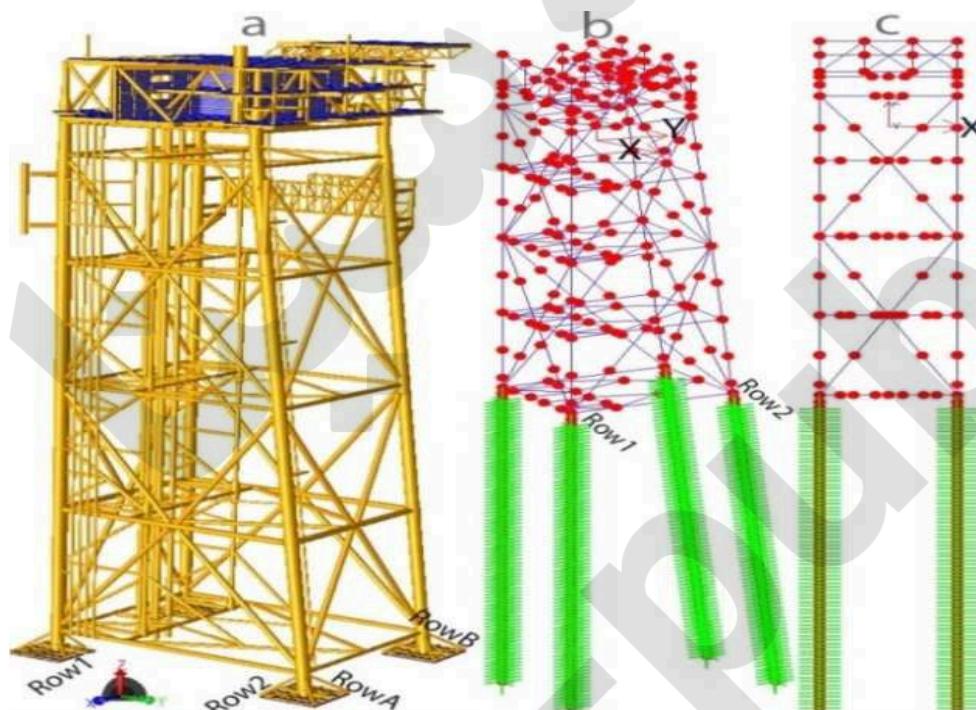
تست Anderson به پراکندگی های انتهای تاکید می کند و همچنین نسبت به رابطه Kolmogrov (Benjamin and Cornell 1970)<sup>22</sup>; (Razali and Wah 2011)<sup>23</sup> قوی تر است. Smirnov(KS)

### 3. توضیحات مربوط به سکوی مورد استفاده در این مطالعه

سکوی مورد استفاده یکی از دو سکوی جدید طراحی شده در منطقه خلیج فارس است که در سال 2010 طراحی شد و در سال 2012 در عمق 75 متری نصب شد. سکوی مذکور از 4 پایه تشکیل شده است که دارای سر چاهی می باشد که بر مبنای API RP2A-WSD 2007<sup>24</sup> طراحی گردیده است. این سکو دارای شش طبقه است که چهار طبقه از آن مهر شده است و یک طبقه از آن مهار نشده است و از یک Top side برخوردار است. دو عدد از پایه ها به صورت قائم تعبیه شده است و دو تای دیگر در جهت محور Y دارای شیب 1:10 است. این سکو از تراز 85 متر فاصله دارد. سیستم مهار جانبی آن به صورت هفت و هشتی است که در وسط تیر ها حالت X شکل را تشکیل می دهد که در شکل شماره 1 مشخص است. این سکو با 4 عدد شمع به زمین متصل

شده است. حد فاصل بین پایه ها و شمع ها را برای ایجاد مقطع کامپوزیت با گروت پر کرده اند. تمام جرم های مربوط به Top Side و جکت مربوط به جرم های سازه ای و هیدرودینامیکی با استفاده از مدلسازی جرم مرکز در محل اتصالات به صورت متناظر مدل شده اند. بار های مربوط به Top Side و جکت بر روی گره ها اعمال شده اند. در فاز طراحی سکو مدل سه بعدی کامپیوتری با همه مولفه های اولیه و ثانویه برای در نظر گرفتن تحلیل سازه ای ساخته شد. سپس یک مدل عددی از این سکوی طراحی شده در برنامه OpenSEES ساخته شد که شکل شماتیک آن موجود می باشد. <sup>25</sup> (Mazzoni et al.2007)

لایه های خاک بر مبنای گزارشات مطالعات ژئوتکنیک خاک مدلسازی شده است که این گزارش ها بر اساس گمانه زنی ها و تست نفوذ انجام شده است.



شکل ۱

#### 4. توضیحات مربوط به سکوی مورد استفاده در این مطالعه

در این مقاله برای مدل سازی المان های سازه ای سکو (المان های افقی، قائم، مورب، و شمع ها) از المان استفاده شده چراکه پلاستیسیته را به صورت گسترده مدل سازی می کند. برای nonlinearbeamcolumn مدل سازی مقاطع سکو از مقاطع Fiber استفاده شده است بدلیل اینکه فرض تیر برنولی در آن حاکم است.

برای کمانش اعضای بادبندی به آنها در وسط یک نقص اولیه به اندازه یک هزارم طول عضو اختصاص داده شده است و از روش تبدیلات Corotational استفاده شده است. به دلیل عدم کمانش در اعضای شمع، برای آنها تبدیل خطی لحاظ شده است. المان‌های شمع به دلیل اتصال آنها به خاک به المان کوچکتر تقسیم شده‌اند که بین هر کدام از گره‌ها دو المان  $y-p$  در دو جهت  $x, y$  و یک المان  $t-z$  در جهت  $Z$  قرار گرفته است. در انتهای شمع‌ها نیز یک المان  $q-z$  برای در نظر گرفتن مقاومت انتهایی شمع‌ها در نظر گرفته شده است. برای انجام آنالیز دینامیکی و تعیین شکل مودهای ارتعاشی لازم است که جرم دینامیکی سازه تعریف شود. برای تعیین جرم دینامیکی سازه در جهت طولی، عرضی و قائم، جرم المان‌ها و سایر اجزا با در نظر گرفتن کلیه جرم‌هایی که در بالا گفته شد به صورت مرکز در نقاط ابتدا و انتهای المان‌ها در نظر گرفته می‌شوند. سپس با مرکز کردن ماتریس جرم در درجات آزادی اصلی، که در اینجا درجات آزادی نقاط گوشه‌ای در ترازهای مختلف جکت و عرشه در نظر گرفته شده‌اند، ماتریس جرم مرکز حاصل می‌شود که در تعیین شکل مودهای ارتعاش سکوی نمونه نیز از این جرم‌های دینامیکی در سه جهت استفاده شده است. بر اساس مشخصات طراحی لایه‌ها، می‌توان پارامترهای مورد نیاز برای تعریف المان‌های  $y-p$ ,  $t-z$  و  $q-z$  را که در فصل چهارم بیان شده، برای تمامی لایه‌های یک متری مشخص کرد. با توجه به نوع خاک موجود در محل نوک شمع (رس بسیار سخت) و عمق نفوذ شمع فرض می‌شود که شمع ته بسته می‌باشد. پس از مدل‌سازی المان‌های شمع و خاک، بارگذاری لرزه‌ای به مدل اختصاص داده می‌شود. در این بخش با استفاده از مدل ساخته شده خاک در نرم افزار OpenSees آنالیز پاسخ لرزه‌ای سنگ بستر انجام می‌شود. در اینجا خصوصیات خاک در لایه‌های مختلف از جمله ارتفاع هر لایه، دانسیته هر لایه، سرعت موج برشی، ارتفاع آب زیر زمینی، نوع سنگ بستر و رکورد اعمال شده به سنگ بستر به مدل اختصاص داده می‌شود و با توجه به مدل‌های غیرخطی رکورد های محاسبه شده در هر لایه بدست می‌آیند. سپس این رکورد ها به صورت تاریخچه تغییرمکان به گره‌های گیردار واقع در طول شمع وارد می‌شوند. لذا، برای آنالیز دینامیکی مدل شمع-خاک-سازه در این نرم افزار تعداد زیادی رکورد زلزله همزمان در اعمق مختلف خاک به مدل وارد می‌گردد.

واضح است که برای تعریف ضریب استهلاک مصالح، منحصر به سازه‌هایی با رفتار خطی است که انجام آنالیز مودال و تعیین فرکانس‌های ارتعاش طبیعی سیستم برای آنها معنا دارد. به عبارت دیگر، برای سازه‌هایی (نظیر

سکوهای دریایی) با رفتار غیرخطی در مقابل بارهای ارتعاشی نمی‌توان مفهومی را به عنوان فرکانس ارتعاشی طبیعی سیستم تعریف نمود و یکی از راه‌های متدالوی برای تعریف ماتریس استهلاک، استفاده از ضرایب استهلاک رایلی به شکل زیر می‌باشد:

$$[c] = \alpha_0 [M] + \alpha_1 [K]$$

که در آن:

$[c]$ : ماتریس استهلاک کل سیستم

$[M]$ : ماتریس جرم کل سیستم

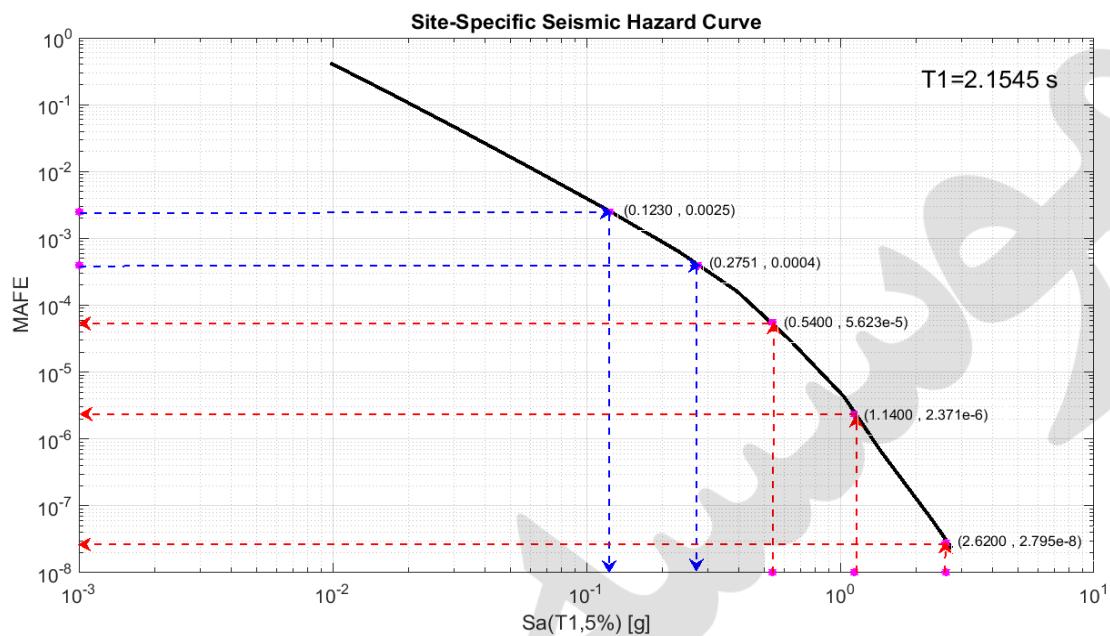
$[K]$ : ماتریس سختی کل سیستم

در رابطه ضرایب  $\alpha_0$  و  $\alpha_1$  همان ضرایب استهلاک رایلی می‌باشند.

## 5. انتخاب رکورد و منحنی تحلیل خطر لرزه ای

در این مطالعه برای مدل‌سازی عدم قطعیت‌های ذاتی زلزله در تحلیل دینامیکی افزایشی، از یک مجموعه مشتمل بر 40 رکورد زلزله حوزه دور با 3 مؤلفه در راستاهای اصلی استفاده شده است. نحوه انتخاب رکوردها بدین صورت است که میانگین طیف پاسخ مؤلفه‌ها در راستای افقی آن‌ها با یک طیف پاسخ هدف از قبل پیش‌بینی شده و بدست آمده از روابط کاهمندگی منطبق باشد. طیف هدف مذکور مربوط به زلزله‌هایی با بزرگای 7 و فاصله 10 کیلومتر بوده و میانگین سرعت موج برشی در ارتفاع 30 متری از سطح زمین نیز برابر 750 متر بر ثانیه می‌باشد. این رکوردها با هدف آنالیز و طراحی برای سازه خاصی انتخاب نشده‌اند و پراکندگی شکل طیف پاسخ آن‌ها به گونه‌ای است، که زلزله‌هایی با طیف‌های پاسخ متمایز در این مجموعه وجود داشته باشد تا اثر مشخصات تصادفی زلزله لحاظ شود. نام و مشخصات اصلی این مجموعه رکورد در جدول زیر آورده شده است.<sup>26</sup>

در ضمن منحنی احتمالاتی تحلیل خطر لرزه ای متناظر با پریود مود اول سازه با استفاده از روش PSHA محاسبه شده و در شکل 2 ترسیم گردیده است. محور تفقی در این شکل بیانگر شتاب طیفی در پریود مود اول سازه و محور قائم نیز بیانگر احتمال سالانه وقوع زلزله می‌باشد.



شكل 2

REC No	NGA REC No	Earthquake name	Year	Station	M	R (km)	$V_s 30$ (m/s)
1	72	San Fernando	1971	Lake Hughes #4	6.6	25.1	822
2	769	Loma Prieta	1989	Gilroy array #6	6.9	18.3	663
3	1165	Kocaeli, Turkey	1999	Izmit	7.5	7.2	811
4	1011	Northridge-01	1994	LA – Wonderland Ave	6.7	20.3	1223
5	164	Imperial Valley-06	1979	Cerro Prieto	6.5	15.2	660
6	1787	Hector Mine	1999	Hector	7.1	11.7	685
7	80	San Fernando	1971	Pasadena – Old Seismo Lab	6.6	21.5	969
8	1618	Duzce, Turkey	1999	Lamont 531	7.1	8.0	660
9	1786	Hector Mine	1999	Heart Bar state Park	7.1	61.2	685
10	1551	Chi-Chi, Taiwan	1999	TCU138	7.6	9.8	653
11	3507	Chi-Chi, Taiwan-06	1999	TCU129	6.3	24.8	664
12	150	Coyote Lake	1979	Gilroy array #6	5.7	3.1	663
13	572	Taiwan SMARTI(45)	1986	SMARTI E02	7.3	-	660
14	285	Irpinia, Italy-01	1980	Bagnoli Irpinio	6.9	8.2	1000
15	801	Loma Prieta	1989	San Jose – Santa Teresa Hills	6.9	14.7	672
16	286	Irpinia, Italy-01	1980	Bisaccia	6.9	21.3	1000
17	1485	Chi-Chi, Taiwan	1999	TCU045	7.6	26.0	705
18	1161	Kocaeli, Turkey	1999	Gebze	7.5	10.9	792
19	1050	Northridge-01	1994	Pacomia Dam (downstr)	6.7	7.0	2016
20	2107	Denali, Alaska	2002	Carlo (temp)	7.9	50.9	964
21	1	Helena, Montana-01	1935	Carroll college	6.0	-	660
22	1091	Northridge-01	1994	Vasquez Rocks Park	6.7	23.6	996
23	1596	Chi-Chi, Taiwan	1999	WNT	7.6	1.8	664
24	771	Loma Prieta	1989	Golden Gate Bridge	6.9	79.8	642
25	809	Loma Prieta	1989	UCSC	6.9	18.5	714
26	265	Victoria, Mexico	1980	Cerro Prieto	6.3	14.4	660
27	1078	Northridge-01	1994	Santa Susana Ground	6.7	16.7	715
28	763	Loma Prieta	1989	Gilory – Gavilan Coll	6.9	10.0	730
29	1619	Duzce, Turkey	1999	Mudurnu	7.1	34.3	660
30	957	Northridge-01	1994	Burbank – Howard Rd.	6.7	16.9	822
31	2661	Chi-Chi, Taiwan-03	1999	TCU138	6.2	22.2	653
32	3509	Chi-Chi, Taiwan-06	1999	TCU138	6.3	33.6	653
33	810	Loma Prieta	1989	UCSC Lick Observation	6.9	18.4	714
34	765	Loma Prieta	1989	Gilory Array #1	6.9	9.6	1428
35	1013	Northridge-01	1994	LA Dam	6.7	5.9	629
36	1012	Northridge-01	1994	LA 00	6.7	19.1	706
37	1626	Sitka, Alaska	1972	Sitka Observatory	7.7	34.6	660
38	989	Northridge-01	1994	LA – Chalon Rd	6.7	20.5	740
39	748	Loma Prieta	1989	Belmont – Envirotech	6.9	44.1	628
40	1549	Chi-Chi, Taiwan	1999	TCU129	7.6	1.8	664

جدول 1

## 6. نتایج و تفسیر نتایج

به عنوان اولین بخش نتایج منحنی های IDA و همراه منحنی های خلاصه شده IDA به همراه منحنی های مربوط به میانه و میانگین هندسی مقادیر خراب نشده گریز ها در شکل زیر مشخص است. همچنین حالات حدی IDA با نقاط صورتی رنگ در نمودار ذیل مشخص شده است. در شکل سمت راست منحنی های خلاصه شده IDA بهمراه صدک های 10، 16، 25، 50، 75، 84، 90 قابل مشاهده است. طبق این مطالعه خرابی سازه تحت اثر اکثر این رکورد ها از شمع ها شروع می شود بطوریکه شمع ها بیشترین گریز را دارا می باشند، در نتیجه پارامتر نیاز مهندسی (EDP) را گریز هر متر از شمع در نظر گرفته اند. همچنین اندازه شدت نماینده حرکت زمین (IM) را شتاب طیفی در پریود مود اول سازه و ضریب میرایی 5 درصد در نظر گرفته اند. همانطور که در نمودار دیده می شود میانه رکود های خراب نشده با میانگین هندسی رکورد های خراب نشده کاملا متفاوت از هم هستند خصوصا در سطوح بالاتر اندازه شدت (IM)، زیرا بسیاری از رکورد ها خراب می شوند و اختلافات بیشتر می شود. حال آنکه با در نظر گرفتن هر کدام از آنها عنوان شاخص مرکزی لگ نرمال نتایج مختلفی در نمودار های شکنندگی حاصل می شود. قبل از محاسبه نمودار های شکنندگی لرزه ای فرض لگ نرمال را برای گریز سطوح مختلف اندازه شدت (IM) بررسی می کنیم. بدین منظور از تست Anderson-Darling استفاده شده است. اگر تابع احتمال تست Anderson که با P-Value نشان داده می شود در هر سطح کمتر از مقادیر سطح اهمیت  $\alpha = 0.05, 0.10$  باشد، فرض لگ نرمال برای سطوح مختلف اندازه شدت (IM) رد می شود. مقادیر سطح اهمیت ( $\alpha$ ) برابر است با 0.01، 0.05 و 0.1 که در این مقاله 0.05 و 0.1 در نظر گرفته شده است. (Soong 2004)<sup>27</sup>

با در نظر گرفتن میانگین هندسی و میانه به عنوان شاخص مرکزی لگ نرمال مقادیر P-Value تست Anderson برای گریز در سطوح مختلف اندازه شدت (IM) در شکل (a) مشخص شده است. در شکل مشخص است که P-Value بر مبنای میانگین هندسی بزرگتر از P-Value بر مبنای میانه در تمامی سطوح اندازه شدت (IM) است. برداشت می شود اگر میانگین هندسی شاخص مرکزی لگ نرمال باشد در سطوح بالاتر این فرض سخت تر رد می شود. با در نظر گرفتن میانه به عنوان شاخص مرکزی مشاهده می شود که برای  $\alpha = 0.05$ ، فرض لگ نرمال برای میانه در سطوح مختلف اندازه شدت بدلیل آنکه P-Value تست Anderson کمتر از 0.1 است مورد قبول نیست حتی اگر مقدار  $\alpha = 0.05$  در نظر بگیریم P-Value تست Anderon در شتاب طیفی 2.2g

کمتر از 0.05 است و این فرض برای میانه به عنوان شاخص مرکزی مورد قبول نیست. در گام بعد منحنی های تحلیلی شکنندگی لرزه ای برای گریز با در نظر گرفتن میانه و میانگین هندسی به همراه منحنی های تجربی شکنندگی در چند سطح از شتاب طیفی محاسبه شده است. دو شکل (a) 5 و (b) 5 در سطوح شتاب 0.12g و 0.28g به ترتیب برای زلزله های 400 و 2500 ساله که آیین نامه API RP2A-WSD(2007)<sup>28</sup> پیشنهاد داده که متانظر با منحنی های تحلیل خطر است، رسم شده است. همچنین منحنی های شکنندگی در 16، 50، 84 درصد از گریز ها در شتاب هایی که این درصد از رکوردها به حالت حدی رسیده اند حساب شده است که هر کدام با توجه به منحنی های تحلیل خطر متانظر با زلزله 17,783 ساله، 421,696 ساله و 35,774,322 ساله در سطوح اندازه شدت 0.54، 1.14 و 2.62 است. همچنین منحنی های تحلیلی و تجربی شکنندگی برای حالت حدی (GI) برای سکوی مورد نظر محاسبه شده است. همه این نمودارها در شکل 5 نمایش داده شده است.

تاكيد می شود که فرض لگ نرمال برای تمامی سطوح اندازه شدت برای منحنی های شکنندگی در 5 مرحله از شتاب طیفی مورد قبول واقع شده است. همانطور که مشاهده می شود منحنی های شکنندگی در بعضی از سطوح اندازه شدت (IM) به مقدار 1 نمی رسد، بدليل آنکه بعضی از رکوردها به حد خرابی رسیده است. همانطور که در قسمت 2.2 توضیح داده شد احتمال رکوردهایی که به حد خرابی یا همان حالت حدی نرسیده اند در هر سطح از شتاب طیفی  $P_{NCI\alpha}$  این مقدار برابر است با یک، در حالیکه اگر به حالت حدی برسد مقدار شکنندگی کمتر از یک می شود. همچنین مشاهده می شود که منحنی های تحلیلی شکنندگی بر مبنای میانگین هندسی به منحنی های تجربی نزدیک تر است به عبارت دیگر اختلافشان با یکدیگر کمتر است. برای اینکه این موضوع تایید کنیم از رابطه استاندارد نرمال Integrated Squared Error(ISE) استفاده شده است که به عنوان  $L_2$  distance بین تابع تجمعی لگ نرمال تحلیلی و تجربی گریز بر مبنای میانه و میانگین هندسی شناخته می شود (Clarke and Heathcote 1994)<sup>29</sup>

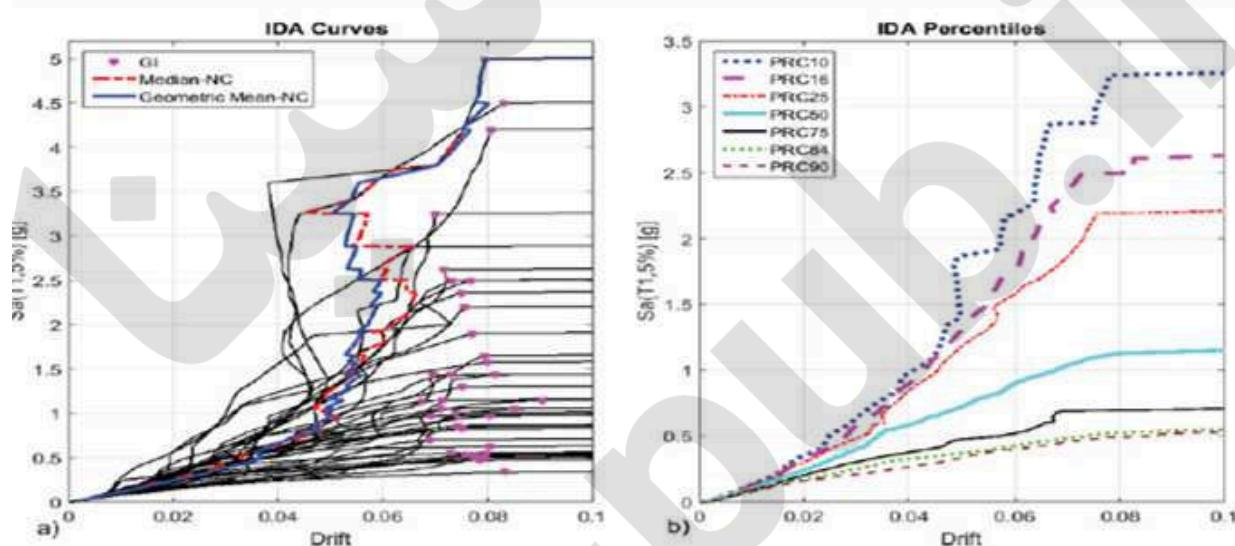
برای حل انتگرال این روابط به دليل آنکه تحلیلی نیستند با یک روش عددی به نام Gauss-Legendre محاسبه شده است و در شکل (b) 4 نمایش داده شده است.<sup>30</sup> (Hildebrand 1956)

$$ISE_{[\eta]} = \int_{-\infty}^{+\infty} [ECDF(x) - CDF_{[\eta]}(x)]^2 dx \quad (5)$$

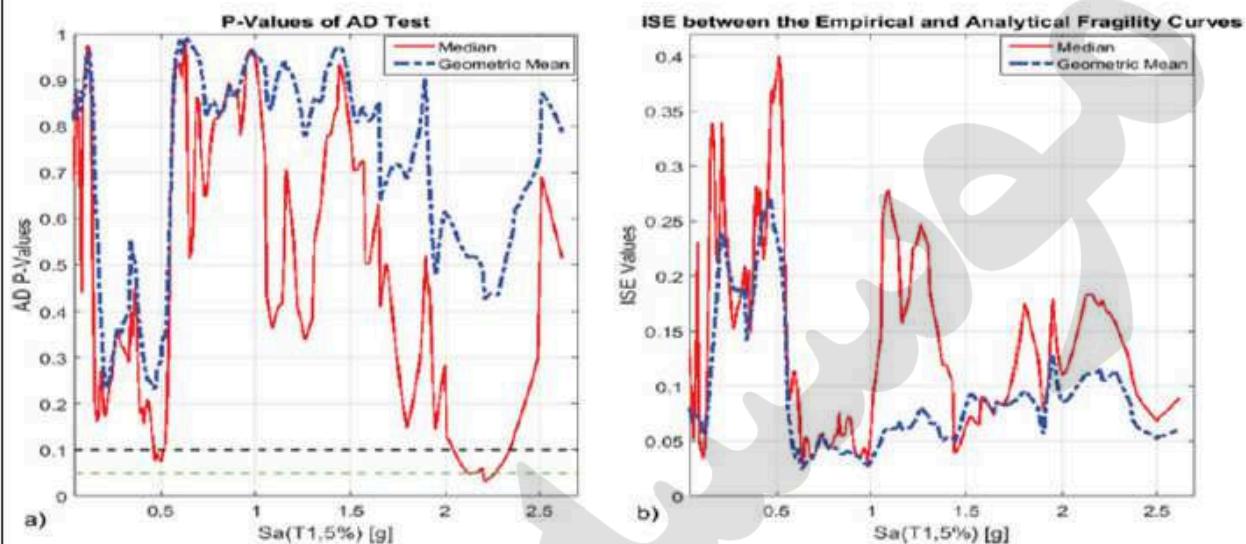
$$ISE_{[GM]} = \int_{-\infty}^{+\infty} [ECDF(x) - CDF_{[GM]}(x)]^2 dx \quad (6)$$

در این رابطه ها  $\eta$  برابر است با میانه است و  $[GM]$  برابر است با میانگین هندسی و متغیر  $x$  بیانگر مقادیر گریز است.

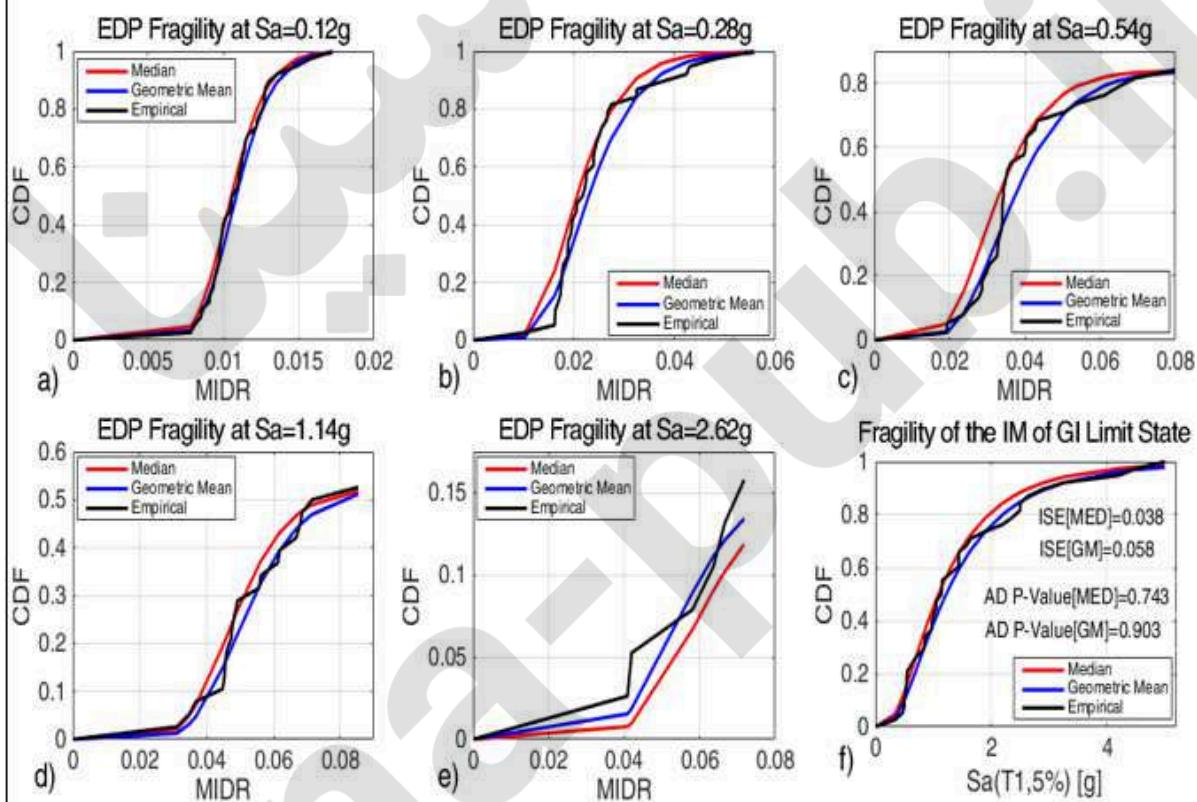
شکل شماره (b) نشان می دهد که استاندار نرمال (ISE) بر مبنای میانگین هندسی کوچکتر از استاندار نرمال (ISE) بر مبنای میانه در اکثر سطوح اندازه شدت است که این موضوع نشان دهنده برتری شاخص مرکزی میانگین هندسی به میانه است. به صورت مشابه استاندار نرمال (IM) در سطوح اندازه شدت (IM) در حالت حدی (GI) برای میانگین هندسی کمتر از استاندار نرمال (ISE) در سطوح اندازه شدت (IM) در حالت حدی (GI) میانه است در حالیکه شاخص مرکزی میانگین هندسی در رکوردهایی که به حد خرابی یا همان حالت حدی نرسیده اند در هر سطح از شتاب طیفی  $P_{NCI_{a}}$  از میانه بیشتر است.



شکل 3



شكل 4



شكل 5

7. نتیجه گیری

در این مقاله اعتبار فرض لگ نرمال برای گریز و شتاب طیفی مربوط به ظرفیت یا همان حالت حدی برای سکوی مورد بحث توسط تست Anderson-Darling مورد مطالعه قرار گرفت. در این زمینه میانه و میانگین هندسی به عنوان شاخص مرکزی لگ نرمال فرض شده است و نتایج بدست آمده به قرار زیر است:

- با استفاده از تست AD فرض لوگ نرمال در سطوح مختلف اندازه شدت و حالت حدی GI در سکوی ثابت فلزی فراساحل با در نظر گرفتن میانگین هندسی به عنوان شاخص مرکزی برقرار می باشد اما بر مبنای شاخص میانه در برخی از سطوح انداز شدت رد می شود.
- اختلاف مقادیر میانه و میانگین هندسی گزیر های NC در سطوح بالاتر شتاب طیفی بیشتر می شود چراکه تعداد رکوردهایی که به حد GI می رسند، بیشتر می شود.
- P-Value مربوط به گریز و حالت حدی GI بر مبنای میانگین هندسی بیشتر از بر مبنای میانه است.
- ISE برای حالت گریز و حالت حدی GI بر مبنای میانگین هندسی کمتر از ISE بر مبنای میانه است.

## منابع

### References

- <sup>1</sup> Cornell CA, Jalayer F, Hamburger R, Foutch D. 2002. Probabilistic Basis for 2000 SAC Federal Emergency Management Agency Steel Moment Frame Guidelines. *Journal of Structural Engineering*. 128(4):526-533.
- <sup>2</sup> Shome N. 1999. Probabilistic seismic demand analysis of nonlinear structures, Ph.D. Thesis, Department of Civil and Environmental Engineering, Stanford, CA.
- <sup>3</sup> Benjamin JR, Cornell CA. 1970. Probability, statistics and decision for civil engineers, McGraw-Hill: New York.
- Soong TT. 2004. Fundamentals of Probability and Statistics for Engineers, State University of New York at Buffalo, Buffalo, New York, USA.
- <sup>4</sup> Shih WJ, Binkowitz B. 1987. Median versus geometric mean for lognormal samples. *Journal of Statistical Computation and Simulation*. 28(1):81-83.

- <sup>5</sup> Abyani M, Asgarian B, Zarrin M. 2017. Sample geometric mean versus sample median in closed form framework of seismic reliability evaluation: a case study comparison. *Earthquake Engineering and Engineering Vibration* (in press).
- <sup>6</sup> Hasan SD, Islam N, Moin K. 2010. A review of fixed offshore platforms under earthquake forces. *Structural Engineering and Mechanics*. 35(4):479–491, 2010.
- <sup>7</sup> Vamvatsikos D, Cornell CA. 2002. Incremental dynamic analysis. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*. 31(3):491–514.
- <sup>8</sup> Asgarian B, Ajamy A. 2010. Seismic performance of jacket type offshore platforms through incremental dynamic analysis. *Offshore Mechanics and Arctic Engineering*. 132(3):1-14.
- <sup>9</sup> Golafshani AA, Ebrahimian H, Bagheri V, Holmas T. 2011. Assessment of offshore platforms under extreme waves by probabilistic incremental wave analysis. *Journal of Constructional Steel Research*. 67(5):759-69.
- <sup>10</sup> Vorechovsky M, Novak D. 2009. Correlation control in small-sample Monte Carlo type simulations 1: A simulated annealing approach. *Probabilistic Engineering Mechanics*. 24:452-462.
- <sup>11</sup> Ajamy A, Zolfaghari MR, Asgarian B, Ventura CE. 2014. Probabilistic seismic analysis of offshore platforms incorporating uncertainty in soil-pile-structure interactions. *Journal of Constructional Steel Research*. 101:265-279.
- <sup>12</sup> El-Din MN, Kim J. 2016. Simplified seismic life cycle cost estimation of a steel jacket offshore platform structure. *Structure and Infrastructure Engineering*. 13(8):1027-1044.
- <sup>13</sup> Asgarian B, Ajamy A. 2010. Seismic performance of jacket type offshore platforms through incremental dynamic analysis. *Offshore Mechanics and Arctic Engineering*. 132(3):1-14.  
Golafshani AA, Ebrahimian H, Bagheri V, Holmas T. 2011. Assessment of offshore platforms under extreme waves by probabilistic incremental wave analysis. *Journal of Constructional Steel Research*. 67(5):759-69.  
Ajamy A, Zolfaghari MR, Asgarian B, Ventura CE. 2014. Probabilistic seismic analysis of offshore platforms incorporating uncertainty in soil-pile-structure interactions. *Journal of Constructional Steel Research*. 101:265-279.  
El-Din MN, Kim J. 2016. Simplified seismic life cycle cost estimation of a steel jacket offshore platform structure. *Structure and Infrastructure Engineering*. 13(8):1027-1044.

<sup>14</sup> Anderson TW, Darling DA. 1954. A test of goodness-of-fit. *Journal of the American Statistical Association*. 49:765–769.

<sup>15</sup> Benjamin JR, Cornell CA. 1970. *Probability, statistics and decision for civil engineers*, McGraw-Hill: New York.

Soong TT. 2004. *Fundamentals of Probability and Statistics for Engineers*, State University of New York at Buffalo, Buffalo, New York, USA.

<sup>16</sup> Ajamy A, Zolfaghari MR, Asgarian B, Ventura CE. 2014. Probabilistic seismic analysis of offshore platforms incorporating uncertainty in soil-pile-structure interactions. *Journal of Constructional Steel Research*. 101:265-279.

Asgarian B, Ajamy A. 2010. Seismic performance of jacket type offshore platforms through incremental dynamic analysis. *Offshore Mechanics and Arctic Engineering*. 132(3):1-14.

Cornell CA, Jalayer F, Hamburger R, Foutch D. 2002. Probabilistic Basis for 2000 SAC Federal Emergency Management Agency Steel Moment Frame Guidelines. *Journal of Structural Engineering*. 128(4):526-533.

El-Din MN, Kim J. 2016. Simplified seismic life cycle cost estimation of a steel jacket offshore platform structure. *Structure and Infrastructure Engineering*. 13(8):1027-1044.

Golafshani AA, Ebrahimian H, Bagheri V, Holmas T. 2011. Assessment of offshore platforms under extreme waves by probabilistic incremental wave analysis. *Journal of Constructional Steel Research*. 67(5):759-69.

Jalayer F. 2003. Direct probabilistic seismic analysis: implementing non-linear dynamic assessments. Ph.D Thesis. Department of Civil and Environmental Engineering, Stanford University, Stanford, CA.

Vamvatsikos D. 2013. Derivation of new SAC/FEMA performance evaluation solutions with second-order hazard approximation. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*. 42(8):1171-1188.

<sup>17</sup> Abyani M, Asgarian B, Zarrin M. 2017. Sample geometric mean versus sample median in closed form framework of seismic reliability evaluation: a case study comparison. *Earthquake Engineering and Engineering Vibration* (in press).

<sup>18</sup> Celik OC, Ellingwood BR. 2010. Seismic fragilities for non-ductile reinforced concrete frames – role of aleatoric and epistemic uncertainties. *Structural Safety*. 32(1):1-12.

<sup>19</sup> Cornell CA, Jalayer F, Hamburger R, Foutch D. 2002. Probabilistic Basis for 2000 SAC Federal Emergency Management Agency Steel Moment Frame Guidelines. *Journal of Structural Engineering*. 128(4):526-533.

Jalayer F. 2003. Direct probabilistic seismic analysis: implementing non-linear dynamic assessments. Ph.D Thesis. Department of Civil and Environmental Engineering, Stanford University, Stanford, CA.

Shome N. 1999. Probabilistic seismic demand analysis of nonlinear structures, Ph.D. Thesis, Department of Civil and Environmental Engineering, Stanford, CA

<sup>20</sup> Shome N. 1999. Probabilistic seismic demand analysis of nonlinear structures, Ph.D. Thesis, Department of Civil and Environmental Engineering, Stanford, CA

<sup>21</sup> Anderson TW, Darling DA. 1954. A test of goodness-of-fit. Journal of the American Statistical Association. 49:765–769.

<sup>22</sup> Benjamin JR, Cornell CA. 1970. Probability, statistics and decision for civil engineers, McGraw-Hill: New York.

<sup>23</sup> Razali NM, Wah YB. 2011. Power comparison of Shapiro-wilk, Kolmogrov Smirnov, Lillefors and Anderson Darling tests. Journal of statistical modeling and analytics. 2(1):21-33.

<sup>24</sup> API RP2A-WSD 2007, American Petroleum Institute Recommended Practice for Planning. Designing and Constructing Fixed Offshore Platforms, 21st Edition, Washington.

<sup>25</sup> Mazzoni S, McKenna F, Scott M, Fenves G. 2007. Open system for earthquake engineering simulation (OpenSEES) - OpenSEES command language manual. Uni. of California, Berkeley, Ca.

<sup>26</sup> Baker JW, Shahi SK, Jayaram N. 2011. New ground motion selection procedures and selected motions for the peer transportation research program. PEER Report, Pacific Earthquake Engineering Research Center, University of California, Berkeley.

<sup>27</sup> Soong TT. 2004. Fundamentals of Probability and Statistics for Engineers, State University of New York at Buffalo, Buffalo, New York, USA.

<sup>28</sup> API RP2A-WSD 2007, American Petroleum Institute Recommended Practice for Planning. Designing and Constructing Fixed Offshore Platforms, 21st Edition, Washington.

<sup>29</sup> Clarke BR, Heathcote CR. 1994. On the convergence of newton's method when estimating higher dimensional parameters. Journal of Multivariate Analysis. 98:916-931.

<sup>30</sup> Hildebrand, FB. 1956. Introduction to Numerical Analysis, New York: McGraw-Hill, pp.