

## چکیده

در این مقاله برآورد خطر گسیختگی و وقوع زلزله در قطعه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز، با استفاده از روش‌های آماری رایج انجام گرفته است که عدم قطعیت در داده‌ها و پارامترها را به حساب می‌آورد. شمال غرب ایران را با سطح بالایی از لرزه‌خیزی می‌شناسند که گسل شمال تبریز، مهم‌ترین منبع لرزه‌زا در آن به حساب می‌آید. این گسل امتداد لغز راستگرد، زلزله‌های مخرب بسیار بزرگی از جمله زلزله ۱۷۸۰ میلادی ( $M_S 7/4$ ) را تجربه کرده که محدوده‌ی قطعه‌ی شمال غربی آن را به طول حداقل ۶۰ کیلومتر گسیخته است. برای برآورد احتمال بازگشت زلزله‌های قوی (زلزله‌هایی با بزرگای بیش از ۷) از داده‌های به‌دست‌آمده از مطالعات دیرینه‌لرزه‌شناسی و تاریخی استفاده شده و برای توصیف دوره‌های بازگشت زلزله، توزیع ویبل به‌عنوان یک مدل وابسته به زمان و توزیع نمایی، نماینده‌ی مدل‌های مستقل از زمان، انتخاب گردیده‌اند. احتمال گسیختگی برای سال‌های آتی با لحاظ کردن عدم قطعیت در داده‌ها (تاریخ‌های گسیختگی، نرخ لغزش و متوسط جابه‌جایی یک زلزله) و پارامترهای مدل‌های زمان بازگشت (نرخ لرزه‌خیزی)، تخمین زده شده است. همچنین تأثیر نوع توزیع پیشین مفروض برای داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی نیز مورد بررسی قرار گرفت که برای هر دو مدل توصیف دوره بازگشت اثر چندانی بر نتایج نداشت. به‌علاوه تأثیر کاهش عدم قطعیت در داده‌ی نرخ لغزش روی نتایج احتمالات برای این دو توزیع نیز بررسی شد که نتیجه‌ی آن تغییر حدود ۴۰ درصدی در مقادیر احتمالات برای توزیع نمایی و ۸۰ درصدی برای مدل ویبل بود.

**کلمات کلیدی:** ایران، تبریز، گسل شمال تبریز، تخمین خطر، دوره بازگشت زلزله، مدل وابسته به زمان

## تخمین احتمال گسیختگی قطعه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز، با لحاظ کردن عدم قطعیت‌های موجود

### زهرا منفرد

دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی زلزله، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه تهران

### حمید زعفرانی (نویسنده مسؤل)

دانشیار مرکز پیش‌بینی زلزله، پژوهشگاه بین‌المللی زلزله‌شناسی و مهندسی زلزله

[h.za.farani@iiees.ac.ir](mailto:h.za.farani@iiees.ac.ir)

### جمشید فرجودی

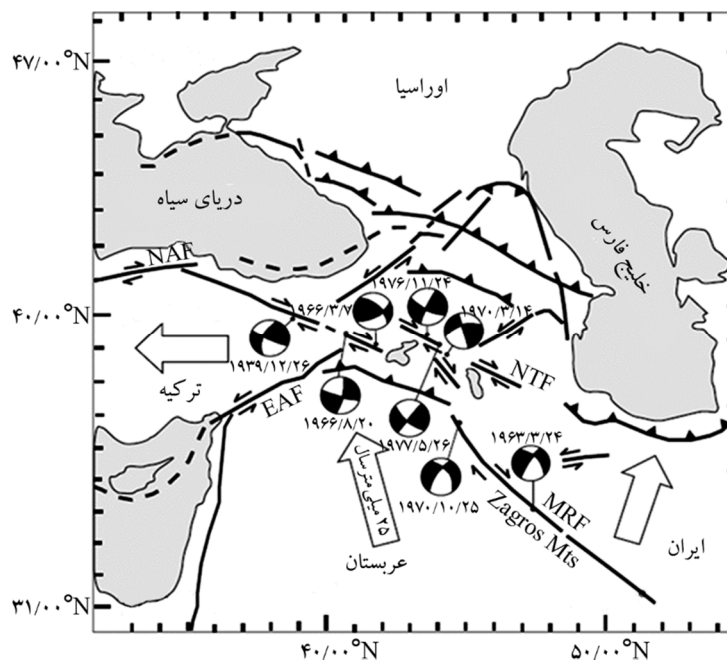
استادیار دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه تهران

## ۱- مقدمه

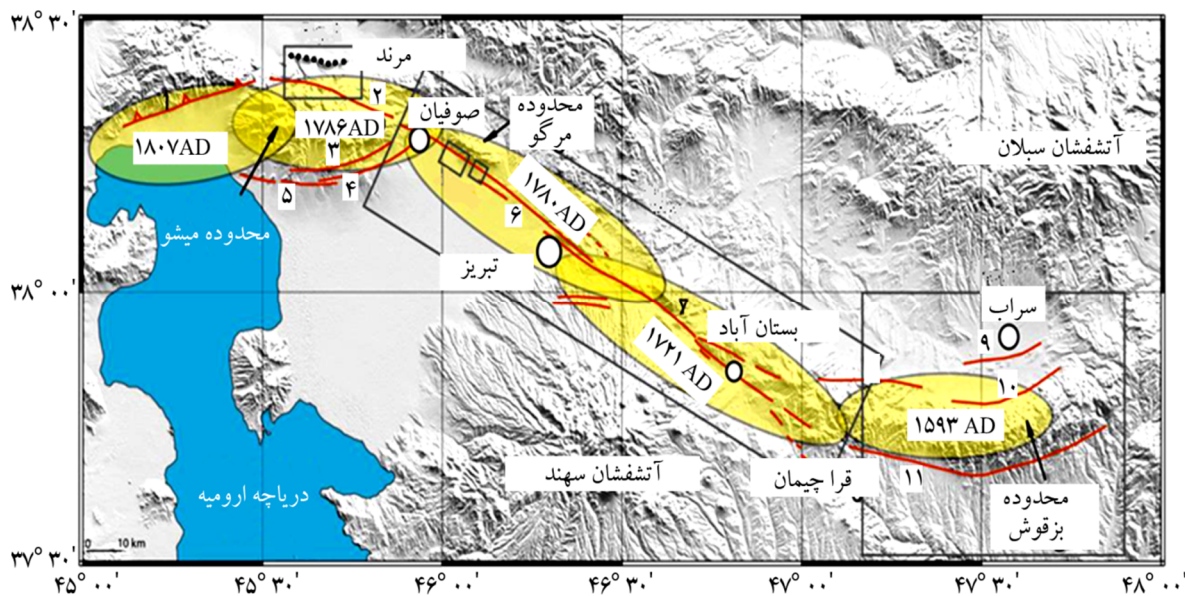
گسیختگی قطعه‌ی جنوب شرقی این گسل شده است و زلزله ۱۷۸۰ میلادی ( $M_S 7/4$ ) که مهیب‌ترین زلزله‌ی تاریخی این شهر بوده و قطعه‌ی شمال غربی آن را گسیخته کرده است [۱-۴]؛ بنابراین این گسل با ساختاری شناخته شده که قادر است زلزله‌های بزرگ را تولید کند.

گسل شمال تبریز یکی از ساختارهای خطی ایران است که به‌طور تقریبی امتداد شمال غرب- جنوب شرق دارد. طول این گسل حدود ۱۵۰ کیلومتر و شیب آن در اکثر مقاطع نزدیک به قائم است [۱]. روند آن شمال ۱۳۵ درجه‌ی شرقی می‌باشد و همان‌گونه که در شکل (۲) نمایان است از صوفیان و حوالی

کشور ایران بر روی یکی از دو کمربند بزرگ لرزه‌خیزی جهان موسوم به آلپا (Alpide belt) قرار دارد. شمال غرب ایران یک منطقه با لرزه‌خیزی و تغییر شکل شدید است که بین دو کمربند رانشی قفقاز از شمال و رشته‌کوه‌های زاگرس از جنوب قرار گرفته است [۱] (شکل ۱). از جمله گسل‌های بارز آذربایجان (گسل شمال تبریز) می‌باشد. در این میان، شهر تبریز به‌عنوان یکی از چهار شهر بزرگ ایران، در این ناحیه‌ی زلزله-خیز واقع شده و در طول تاریخ چندین زلزله‌ی مخرب را تجربه کرده که برخی با گسلش سطحی نیز همراه بوده است، شکل (۲). به‌طور مثال، زلزله‌ی ۱۷۲۱ میلادی ( $M_S 7/3$ ) که سبب



شکل (۱): نقشه‌ی شمال غرب ایران و شرق ترکیه [۵]، سازوکار کانونی برخی از زلزله‌های بزرگ ( $mb > 5.3$ ) [۶]. گسل شمال تبریز، (EAF)، گسل شرق آناطولی، (MRF)، گسل اصلی جدید و (NAF) گسل شمال آناطولی (بر گرفته از [۱]).



شکل (۲): در قرن‌های اخیر در سیستم گسل تبریز پنج زلزله‌ی پی‌درپی و مخرب رخ داده است: سراب (۱۵۹۳ میلادی)، قطعه‌ی جنوب شرقی گسل شمال تبریز (۱۷۲۱ میلادی)، قطعه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز (۱۷۸۰ میلادی)، مرند (۱۷۸۶ میلادی) و تسوج (۱۸۰۷ میلادی): ۱: گسل تسوج، ۲: گسل شمال میشو، ۳: گسل جنوب میشو، ۴: گسل صوفیان، ۵: گسل شبستار، ۶: قطعه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز، ۷: قطعه‌ی جنوب شرقی گسل شمال تبریز، ۸: گسل دوزدوزان، ۹: گسل جنوب سراب و ۱۰: گسل شمال بزقوش [۳-۴] (شکل برگرفته از [۷]).

مطالعات جابه‌جایی زمین‌شناسی ثبت شد. سپس بربریان و ارشدی [۹] در همان سال جابه‌جایی‌های راستگرد را از طریق عکس‌های هوایی شناسایی کردند.

جنوب غربی مرند در شمال غرب تا بستان‌آباد در جنوب شرق امتداد دارد [۷]. سازوکار لغزش امتدادلغز راستگرد در امتداد این گسل، اولین بار توسط نبوی [۸] در سال ۱۹۷۶ بر اساس

شهرستان تبریز است، هدف از مقاله‌ی حاضر ارائه‌ی بهترین تخمین احتمال وقوع زلزله‌ی بزرگ بعدی، مستقل از زمان و وابسته به زمان وقوع زلزله‌ی قبل با لحاظ کردن عدم قطعیت‌های موجود برای قطعه‌ی شمال غرب این گسل، در محدوده‌ی گسیختگی زلزله‌ی سال ۱۷۸۰ میلادی می‌باشد.

## ۲- داده‌های گسیختگی گسل شمال تبریز، قطعه‌ی شمال غربی

داده‌هایی از گسیختگی گسل ناشی از زلزله‌هایی با بزرگای بیش از هفت که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته‌اند، شامل تاریخ‌های گسیختگی، نرخ لغزش بلندمدت و متوسط جابه‌جایی یک زلزله می‌باشد.

### ۲-۱- تاریخ‌های گسیختگی

در نبود کاتالوگ تاریخی زلزله‌های بلندمدت، شاید تنها مشاهده‌های دیرینه‌لرزه‌شناسی بتوانند امکان تخمین یک مدل توصیف دوره بازگشت را فراهم کنند و در نهایت برای پیش‌بینی‌های احتمالاتی استفاده شوند. با این وجود، متأسفانه مشاهده‌های دیرینه‌لرزه‌شناسی صورت گرفته در ایران (به‌طور مثال [۱۶-۱۷]) اندک است که خوشبختانه یکی از کامل‌ترین این مطالعات بر روی گسل شمال تبریز صورت گرفته است [۱، ۷]؛ اما تنها برای قطعه‌ی شمال غربی آن تاریخ‌های گسیختگی تخمین زده شده است [۱].

بر اساس مشاهده‌های صورت گرفته در قطعه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز، حداقل چهار زلزله در طول ۳۶۰۰ سال گذشته اتفاق افتاده که پنجره‌های زمانی وقوع آن در جدول (۱) آورده شده‌اند. همان‌طور که در جدول (۱) پیداست، عدم قطعیت در داده‌ها بسیار بالا می‌باشد. به‌خصوص زلزله‌ی چهارم که محدوده‌ی عدم قطعیت آن از خود تاریخ بزرگ‌تر است؛ بنابراین از به کارگیری آن در محاسبات صرف نظر شده است.

عدم قطعیت قابل ملاحظه‌ای در ایجاد کاتالوگ‌های دیرینه-لرزه‌شناسی وجود دارد [۱۸]. بیشتر این عدم قطعیت‌ها از نتایج

به دلیل اهمیت منطقه‌ی شمال غرب ایران، تحقیقاتی برای بررسی لرزه‌خیزی این منطقه صورت گرفته است. در این مطالعات، با کمک شواهد ریخت‌زمین‌شناسی و مشاهده‌های زمین‌شناسی و اندازه‌گیری‌های ژئودزی<sup>۱</sup> مدل‌های تخمین نرخ لغزش پیشنهاد شده است [۱۰-۱۱]. همچنین مطالعات دیرینه-لرزه‌شناسی<sup>۲</sup> بر روی هر دو قطعه‌ی شمال غربی و جنوب شرقی گسل شمال تبریز صورت گرفته است [۱، ۷]؛ که در نتیجه‌ی آن اطلاعات بسیار مهمی از زمان‌های گسیختگی قطعه‌ی شمال غربی و نرخ لغزش برای این دو قطعه حاصل شده است.

از گذشته تخمین احتمال بازگشت زلزله‌های بزرگ از اهداف مهم تحلیل خطر به حساب می‌آمده؛ با این حال، عدم قطعیت در داده‌های زمین‌شناسی و پارامتر مدل‌های آماری مفروض از اعتبار نتایج کاسته است. در مسئله‌ی مورد بررسی، عدم قطعیت در داده‌ها را می‌توان عدم قطعیت در تاریخ‌های گسیختگی، نرخ لغزش طولانی‌مدت و متوسط جابه‌جایی یک زلزله دانست.

برای گسل آلپین و گسل‌های ویراراپا و اهارپو در منطقه‌ی نیوزلند، احتمال گسیختگی کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از روش‌های آماری موجود جهت برخورد با عدم قطعیت‌ها در داده‌ها و پارامترهای مدل‌های زمان بازگشت تخمین زده شده است [۱۲-۱۴]. در این مطالعه از روش‌های آماری پیشنهاد شده در این مقالات استفاده شده است. پارسونز [۱۵] برای منطقه‌ی کالیفرنیا که داده‌های دیرینه‌لرزه‌شناسی آن در دسترس بوده است، پارامتر مدل‌های بازگشت زمان را با در نظر گرفتن تنها عدم قطعیت در تاریخ‌های گسیختگی با روش تکرار مونت کارلو برآورد کرده است.

در این مقاله جهت برآورد احتمال شرطی وقوع زلزله در فاصله‌های زمانی معین  $\Delta t$  از دو توزیع دوره بازگشت استفاده شده است تا تأثیر انتخاب مدل نیز روی تخمین خطر بررسی شود. مدل شناخته‌شده‌ی ویبل<sup>۳</sup> که از دسته‌ی مدل‌های دو پارامتری و وابسته به زمان<sup>۴</sup> می‌باشد و مدل نمایی<sup>۵</sup> که معمول‌ترین مدل در تحلیل‌های خطر لرزه‌ای مستقل از زمان<sup>۶</sup> است.

با توجه ویژه به این که گسل شمال تبریز در مجاورت

در داده‌ی نرخ لغزش در محاسبات تحلیل خطر، برای توزیع نمایی و ویبل بررسی شده و نتایج احتمالات در بخش (۴) برای هر دو داده ارائه گردیده است.

جدول (۱): داده‌های اقتباس شده‌ی تاریخ‌های گسیختگی، نرخ لغزش طولانی‌مدت و متوسط جابه‌جایی یک زلزله گسل شمال تبریز، قطعه‌ی شمال غربی؛ (AD: پس از میلاد مسیح، BC: قبل از میلاد مسیح)

شماره زلزله	محدوده‌ی تاریخ‌های گسیختگی		مرجع
۱	۱۷۸۰ AD	۱۷۸۰ AD	[۱]
۲	۶۶۰ AD	۱۱۶۰ AD	[۱]
۳	۰ AD	۶۴۰ AD	[۱]
۴	۱۶۲۰ BC	۲۲۰ BC	[۱]
محدوده‌ی نرخ لغزش طولانی‌مدت (میلی‌متر در سال)			
داده‌ی اول	۶٫۵	۷٫۳	[۲۳]
داده‌ی دوم	۳٫۱	۶٫۴	[۱]
محدوده‌ی متوسط جابه‌جایی یک زلزله (متر)			
	۳٫۵	۴٫۵	[۱، ۲۳]

### ۲-۳- متوسط جابه‌جایی یک زلزله

مقدار متوسط جابه‌جایی یک زلزله بر اساس مطالعات دیرینه‌لرزه‌شناسی، با حفر دو ترانشه در محدوده‌ی گسیختگی زلزله‌ی ۱۷۸۰ میلادی، برای قطعه‌ی شمال غرب گسل شمال تبریز همان‌گونه که در جدول (۱) دیده می‌شود، ۳/۵-۴/۵ متر اعلام شده است [۱]. این مقدار از آنچه برای قطعه‌ی جنوب شرقی گسل برآورد شده، کمتر می‌باشد [۷].

### ۳- روش آماری

در رویکرد به کار گرفته شده [۱۲-۱۴]، مقادیر داده‌های گسیختگی در جدول (۱) و همچنین پارامترهای مدل‌ها در تحلیل حاضر به صورت توزیع‌های احتمالاتی وارد می‌شوند. از مزیت این روش [۱۲-۱۴] این است که عدم قطعیت در داده‌ها و پارامترهای مدل‌ها هر دو به طور صریح در تخمین خطر در نظر گرفته می‌شوند که این امر با میانگین‌گیری روی این توزیع‌ها میسر می‌گردد. این الگوریتم به طور مشخص مقادیر پارامترهای

تاریخ‌گذاری بر روی لایه‌بندی چینه‌شناسی<sup>۷</sup> و زلزله‌هایی که روی این چنین لایه‌ها اختلال ایجاد می‌کنند، نشأت می‌گیرد [۱۹]. موضوع دیگر در رابطه با تفسیر داده‌های دیرینه‌لرزه‌شناسی در خصوص امکان از دست دادن زلزله‌هایی در رکوردها می‌باشد. ابتدا این احتمال را که ممکن است زلزله‌ای رخ دهد بدون این که هیچ آثاری روی سایت‌های دیرینه‌لرزه‌شناسی بگذارد را نباید نادیده گرفت؛ دوم این که زمانی که دو یا چند زلزله که در فاصله‌ی زمانی کوتاهی باعث گسیختگی یک گسل می‌شوند بسیار شبیه یک رویداد رفتار می‌کنند که در نتیجه‌ی آن، به‌عنوان یک زلزله گرفته می‌شوند [۱۵]. تلاش شده است با به‌کارگیری روش آماری موجود در این مقاله تأثیر این عدم قطعیت‌ها در محاسبه‌ی احتمالات لحاظ شود.

### ۲-۲- نرخ لغزش بلندمدت

در دهه‌های اخیر تلاش‌های مهمی صورت گرفته است تا با مشاهده‌های دیرینه‌لرزه‌شناسی، زمین‌شناسی و ژئودزی، امکان تخمین مقدار نرخ لغزش بلندمدت برای گسل شمال تبریز میسر شود [۱، ۷، ۱۰، ۲۰-۲۳]. مطالعات دیرینه‌لرزه‌شناسی به‌طور مجزا، هم برای قطعه‌ی گسل شمال غربی و هم جنوب شرقی گسل شمال تبریز انجام گرفته است که بر اساس نتایج آن، مقدار نرخ لغزش برای قطعه‌ی شمال غربی گسل ۳/۱-۶/۴ (میلی‌متر بر سال) برآورد شده است. این مقدار از آنچه برای قطعه‌ی جنوب شرقی گسل به‌دست آمده بیشتر می‌باشد؛ بنابراین به نظر می‌رسد که قطعه‌ی شمال غربی از قطعه‌ی جنوب شرقی گسل، فعال‌تر است و زلزله‌ها با فواصل کمتر در آن رخ می‌دهند [۷].

برای قطعه‌ی شمال غربی گسل، مطالعات جدیدتری صورت گرفته است. با استفاده از تحلیل لومینسانس<sup>۸</sup> تعیین سن رسوبات آبرفتی، مقدار نرخ لغزش ۶/۵-۷/۳ (میلی‌متر در سال) تخمین زده شده است [۲۴]. داده‌ها به‌طور خلاصه در جدول (۱) آورده شده‌اند. در این تحقیق، داده‌ی اخیر با عنوان داده اول در جدول به داده‌ی قدیمی‌تر (داده‌ی دوم) نرخ لغزش ترجیح داده شده؛ زیرا محدوده‌ی عدم قطعیت در آن کم‌تر است. اثر افزایش دقت

دوره‌های بازگشت را نشان می‌دهد.

مدل ویبل: به‌طور گسترده برای کنترل کیفی احتمالاتی استفاده می‌شود. این تابع چگالی متناظر با زمان گسیختگی برای ساختمان‌ها یا محصولات کارخانه‌ای است. همچنین اغلب به‌عنوان تابع چگالی احتمال برای توصیف زمان‌های بین رویدادها مورد استفاده قرار می‌گیرد [۱۳، ۱۴، ۱۶، ۱۷]. اگر عدم قطعیت در داده‌ها و پارامترهای مدل در نظر گرفته نشود، خطر تحت این مدل به‌صورت صعودی بلافاصله بعد از گسیختگی تا گسیختگی بعدی افزایش می‌یابد.

$$f(t|\beta, c) = \frac{c}{\beta} \left(\frac{t}{\beta}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{t}{\beta}\right)^c\right] \quad (3)$$

$$(t > 0; \beta > 0; c > 0)$$

$$F(t|\beta, c) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t}{\beta}\right)^c\right] \quad (4)$$

$\beta$  پارامتر میانگین و  $c$  پارامتر شکل می‌باشد. میانگین دوره‌های بازگشت برای این توزیع از رابطه‌ی (۵) به دست می‌آید که  $\Gamma$  در آن همان تابع گاما می‌باشد که به‌صورت رابطه‌ی (۶) تعریف می‌گردد.

$$\beta \Gamma(c^{-1} + 1) \quad (5)$$

$$\Gamma(z) = \int_0^{\infty} u^{z-1} \exp(-u) du \quad (6)$$

### ۳-۲- نمونه‌گیری از توزیع داده‌ها

جهت لحاظ کردن عدم قطعیت در داده‌ها، نمونه‌برداری<sup>۱۱</sup> از توزیع‌های احتمالاتی پیشنهاد شده است [۱۳-۱۴]. برای ساخت نمونه‌هایی از چند فاصله‌ی دوره‌ی بازگشت<sup>۱۱</sup> در دوره‌های گسیختگی گسل مفروض، نیاز است که برای هر تاریخ گسیختگی یک توزیع احتمالاتی در نظر گرفته شود. در این مطالعه، از دو توزیع نرمال [۱۳] و یکنواخت [۱۴] استفاده شده است. عدم قطعیت در داده‌های تاریخ گسیختگی (حاصل از مطالعات دیرینه‌لرزه‌شناسی) گسل مفروض بالاست، لذا توزیع یکنواخت به نرمال ترجیح داده می‌شود؛ زیرا از این توزیع هر

مدل‌های توصیف دوره‌های بازگشت را ارائه نمی‌دهد، بلکه هدف از آن ارائه‌ی یک مقدار خطر لرزه‌ای به‌عنوان یک مقدار واحد است که هم عدم قطعیت در داده‌ها و هم پارامترهای مدل‌های توصیف دوره بازگشت را لحاظ کرده است.

### ۳-۱- مدل‌های احتمالاتی جهت توصیف زمان‌های بازگشت زلزله

در تحلیل‌های خطر لرزه‌ای برای توصیف دوره‌های بازگشت از دو گروه مدل استفاده می‌شود: مدل‌های مستقل از زمان و مدل‌های وابسته به زمان. در مدل‌های مستقل از زمان فرض شده است که وقوع زلزله‌ها نتیجه‌ی یک فرآیند مستقل از زمان پواسونی هستند. به بیانی دیگر چون زلزله‌ها مستقل از یکدیگرند می‌توانند با توزیع پواسون مشخص شوند. فرآیند پواسونی<sup>۹</sup>، فرآیندی است که در آن ورودی و خروجی تنها به همان زمان ورود بستگی دارد و خطر محاسبه‌شده با این‌گونه مدل‌ها به روش‌های معمول، مقداری ثابت است و با زمان تغییر نمی‌کند. این درحالی است که زمان سپری‌شده از آخرین گسیختگی روی مقدار خطر مؤثر خواهد بود. لذا به‌منظور خارج شدن از فرم استاندارد توزیع پواسونی، مدل‌های وابسته به زمان پیشنهاد شده است. در این مدل‌ها خطر با گذشت زمان تغییر می‌کند.

در این مطالعه، دو مدل زمان بازگشت در نظر گرفته شده است: نمایی و ویبل. اگر  $\lambda$  معرف مقادیر پارامترهای مدل‌ها باشد، آنگاه  $f(t|\lambda)$  تابع چگالی احتمال برای هر مدل به‌شرط  $\lambda$  است و  $f(t|\lambda)$  نماینده‌ی تابع توزیع تجمعی مدل‌ها می‌باشد. مدل نمایی: از مدل‌های مستقل از زمان به حساب می‌آید. رایج‌ترین توزیع دوره بازگشت برای استفاده در تحلیل خطرهای لرزه‌ای است که بر اساس فرآیند پواسونی می‌باشد. این مدل را مدل حداقل اطلاعات می‌دانند.

$$f(t|\lambda) = \lambda \exp(-\lambda t) \quad (\lambda > 0; t > 0) \quad (1)$$

$$F(t|\lambda) = 1 - \exp(-\lambda t) \quad (2)$$

پارامتر  $\lambda$  معرف نرخ خطر است و معکوس آن، میانگین

در رابطه‌ی  $(V)$ ،  $K$  تعداد دوره‌های بازگشت برای هر نمونه از دوره‌های گسیختگی است که برای گسل مفروض ۲ است.

برای مدل ویبل (رابطه‌ی ۳)، مقدار هر نمونه از توزیع میانگین دوره‌های بازگشت، یک نمونه از توزیع پیشین میانگین مدل مذکور (رابطه‌ی ۵) است. توزیع پیشین برای پارامتر  $c$  طوری تعریف می‌شود که معکوس آن به صورت یکنواخت در بازه‌ی  $(0, 1)$  توزیع شود. اگر  $c_s$  یک نمونه از توزیع پیشین  $c$  و  $\tau$  یک نمونه از توزیع پیشین میانگین دوره‌های بازگشت مدل مذکور باشد،  $\beta_s$  به عنوان یک نمونه از توزیع پیشین  $\beta$  به صورت زیر محاسبه می‌گردد [۱۳]:

$$\beta_s = \tau / \Gamma(c_s^{-1} + 1) \quad (8)$$

اگر  $(T_1, \dots, T_k)$  یک نمونه از دوره‌های بازگشت باشد آنگاه تابع درست‌نمایی برای این مدل به صورت زیر است:

$$f(\beta_s, c_s | T_1 \dots T_k) \propto \left(\frac{c_s}{\beta_s}\right)^k \prod_{i=1}^k \exp\left[-\left(\frac{T_i}{\beta_s}\right)^{c_s}\right] \left(\frac{T_i}{\beta_s}\right)^{c_s-1} \quad (9)$$

پسرو مراحل گفته‌شده، یک نمونه‌ی  $n$  تایی از داده‌ی  $(T_1, T_2)$  تولید می‌گردد. برای هر مقدار نمونه  $(T_1, T_2)$  از  $n$  تا نمونه داده‌های تولید شده، یک نمونه‌ی  $m$  تایی از توزیع احتمالاتی برای پارامترهای مدل‌ها  $(\theta)$ ، با توجه به داده‌ها و با استفاده از روابط (۷) و (۹)، تولید می‌شود. برای این منظور برای هر نمونه‌ی  $(T_1, T_2)$  از توزیع‌های احتمالاتی پیشین تعریف شده برای هر کدام از این پارامترهای مدل‌ها، به صورت تصادفی نمونه‌برداری می‌شود و برای هر کدام از این پارامترهای نمونه‌برداری شده، مقادیر تابع درست‌نمایی طبق روابط (۷) و (۹) برآورد می‌گردد. از این مقادیر درست‌نمایی برای پذیرفتن یا رد این پارامترهای نمونه‌برداری شده در الگوریتم‌های روش مونت کارلو<sup>۱۴</sup> استفاده می‌شود تا نمونه‌ی  $m$  تایی از پارامترهای مدل‌های توصیف دوره‌های بازگشت  $(\theta)$  تولید گردد. خواننده برای جزئیات بیشتر این روش آماری می‌تواند به [۱۲-۱۳] مراجعه کند.

تاریخ با احتمال یکسانی انتخاب می‌گردد [۱۴-۱۵]. برای ساخت یک نمونه  $(T_1, \dots, T_k)$  از دوره‌های بازگشت، از توزیع‌های احتمالاتی پیشین برای هر کدام از داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی (به عنوان مثال برای زلزله‌ی شماره‌ی ۲، یکنواخت  $(0, 1160)$ ،  $(0, 660)$  نرمال (میانگین = ۹۱۰، انحراف معیار = ۲۵۰)) به صورت تصادفی داده‌های تاریخ‌های گسیختگی نمونه‌برداری و اختلاف آنها به عنوان دوره‌های بازگشت لحاظ می‌شود؛ بنابراین برای تولید  $n$  تا نمونه داده‌ی  $(T_1, \dots, T_k)$  می‌بایست از هر کدام از توزیع‌های مفروض برای هر کدام از داده‌های تاریخ‌های گسیختگی  $n$  بار نمونه‌برداری شود و اختلاف آن‌ها محاسبه گردد.

داده‌ی دیگری که نیاز است، توزیع میانگین دوره‌های بازگشت است. بدین جهت برای نرخ لغزش و متوسط جابه‌جایی یک رویداد، توزیع لوگ‌نرمال<sup>۱۲</sup> در نظر گرفته شده است [۱۳-۱۴]. به صورت تصادفی از هر کدام از دو توزیع مفروض برای داده‌های نرخ لغزش (به عنوان مثال برای داده‌ی اول، لوگ‌نرمال (میانگین = ۶/۹، انحراف معیار = ۰/۴)) و متوسط جابه‌جایی یک زلزله (لوگ‌نرمال (میانگین = ۴، انحراف معیار = ۰/۵))،  $n$  بار نمونه‌برداری می‌شود. از تقسیم یک داده‌ی نمونه‌برداری شده از توزیع متوسط جابه‌جایی یک رویداد به یک داده‌ی نمونه‌برداری شده از توزیع نرخ لغزش، یک نمونه از توزیع میانگین دوره‌های بازگشت تولید می‌گردد. این عمل  $n$  بار انجام می‌گیرد تا توزیع میانگین دوره‌های بازگشت از  $n$  تا نمونه تشکیل گردد.

در مورد عدم قطعیت در پارامترها برای هر کدام از پارامترهای مدل‌های توصیف دوره‌های بازگشت، توزیع احتمالاتی پیشین تعریف می‌شود. برای مدل‌نمایی (رابطه‌ی ۱)، معکوس مقدار هر نمونه از توزیع میانگین دوره‌های بازگشت (که نحوه تشکیل آن در پاراگراف قبل آورده شده)، یک نمونه از توزیع احتمالاتی پیشین<sup>۱۳</sup> برای پارامتر  $\lambda$  است.  $(T_1, \dots, T_k)$  یک نمونه از دوره‌های بازگشت باشد، آنگاه تابع درست‌نمایی به صورت زیر است:

$$f(t | T_1 \dots T_k) \propto \lambda^K \exp\left(-\lambda \sum_{i=1}^k T_i\right) \quad (7)$$

### ۳-۳- تخمین خطر و احتمال بازگشت زلزله

اگر هر مقدار نمونه‌ی  $(T_1, T_2)$  یک نمونه از بردار  $x$  باشد، تابع چگالی به صورت ترکیبی از توزیع‌ها برای هر مدل توصیف دوره‌های بازگشت (برای هر نمونه داده‌ی  $(T_1, T_2)$ ) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$f(t|x) = \frac{1}{m} \sum_j^m f(t|\theta_j, x) \quad (10)$$

تابع خطر متناظر با رابطه‌ی (۱۰) برای هر نمونه‌ی  $(T_1, T_2)$  از داده‌ی  $x$  است که از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌گردد؛ لازم به ذکر است که تابع خطر برآورد شده از ترکیب توزیع‌ها (رابطه‌ی ۱۱)، لزوماً هم مانند تابع خطری که مستقیماً از هر مدل زمان بازگشت مفروض به دست می‌آید رفتار نمی‌کند.

$$h(t|x) = \frac{f(t|x)}{1 - F(t|x)} \quad (11)$$

سپس با استفاده از مقادیر حاصل شده از رابطه‌ی (۱۱)، مقدار خطر لرزه‌ای با واحد تعداد زمین لرزه‌ها در سال که روی همه داده‌های نمونه‌برداری شده، میانگین گیری شده است از رابطه‌ی (۱۲) به دست می‌آید.

$$h(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n h(t|x_i) \quad (12)$$

در نهایت، احتمال وقوع زلزله در فاصله‌ی زمانی  $(t_1, t_2)$  از رابطه‌ی زیر با کاربرد توزیع پواسون تعمیم یافته<sup>۱۵</sup> محاسبه می‌شود:

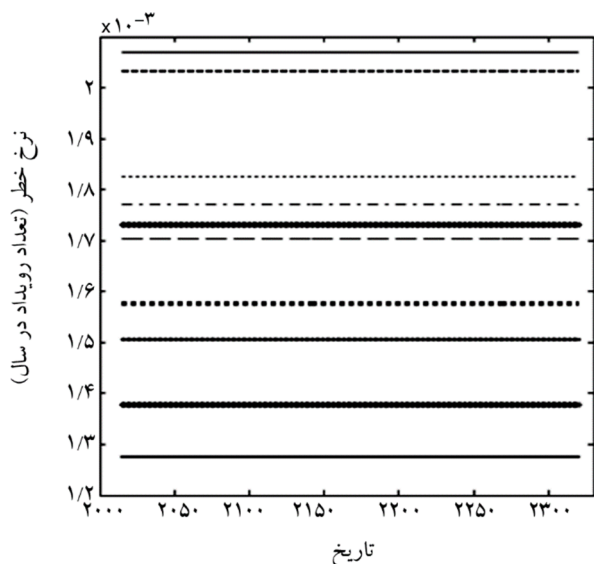
$$p[E_{(t_1, t_2)}] = 1 - \exp\left[-\int_{t_1}^{t_2} h(t) dt\right] \quad (13)$$

### ۴- نتایج

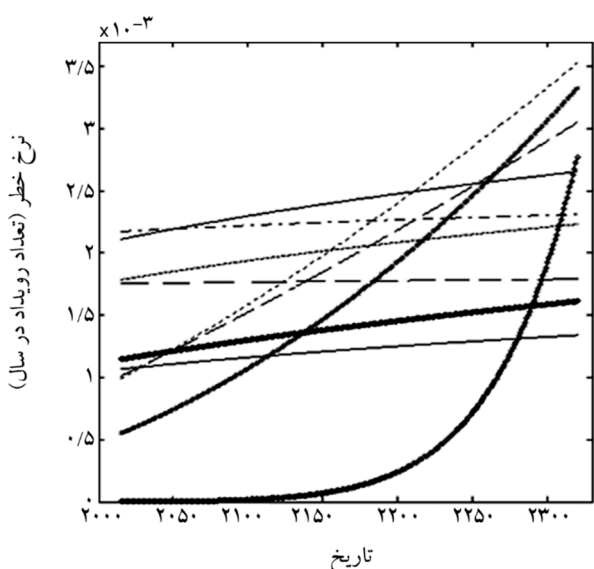
در روش آماری بحث شده در بخش (۳) مقادیر  $n$  و  $m$  به ترتیب برابر با ۲۵۰ و ۵۰ در نظر گرفته شده‌اند. گرچه این اعداد به دلخواه انتخاب می‌شوند اما می‌بایست تا حدی بزرگ باشند تا نتایج بر اثر تکرار به حدی از دقت برسند [۱۳].

شکل‌های (۳) و (۴) به ترتیب توابع خطر رسم شده برای ده نمونه مقادیر پارامترهایی که از توزیع پیشین پارامترهای مدل‌ها به صورت تصادفی نمونه‌برداری شده است، برای دو مدل نمایی و

ویبل را نمایش می‌دهد. از شکل (۳) همان‌گونه که انتظار می‌رود، هر تابع خطر رسم شده در این شکل مطابق با رفتار فرم استاندارد تابع خطر نمایی می‌باشد و روندی ثابت را در گذر زمان دنبال می‌کند. تابع خطر توزیع ویبل، بدون در نظر گرفتن عدم قطعیت‌ها نیز رفتاری اکیداً صعودی دارد که در شکل (۴) به خوبی مشهود است و تفاوت در رفتار توابع خطر، به علت تفاوت در مقادیر پارامترهای نمونه‌برداری شده است.



شکل (۳): تابع خطر برحسب تاریخ برای ۱۰ نمونه از توزیع پارامتر مدل نمایی برای گسل شمال تبریز، قطعه‌ی شمال غربی.



شکل (۴): تابع خطر برحسب تاریخ برای ۱۰ نمونه از توزیع پارامتر مدل ویبل برای گسل شمال تبریز، قطعه‌ی شمال غربی.

میانگین گیری شده و سپس مقدار خطر برای هر کدام، از رابطه ی (۱۱) برآورد شده است.

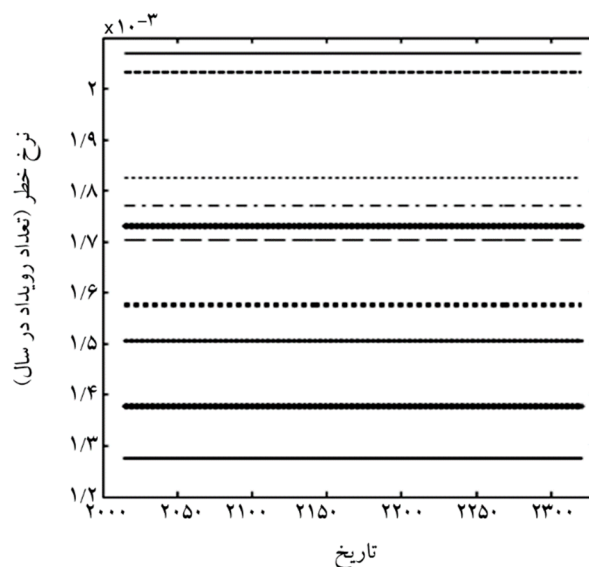
مقایسه ی بین شکل های (۳) و (۵) و شکل های (۴) و (۶) نشان می دهد که تابع خطر به دست آمده از میانگین گیری توزیع ها روی همه ی مقادیر پارامترهای نمونه برداری شده، با حالت استاندارد مدل ها مغایرت دارد. برای مدل نمایی با توجه به شکل (۵)، توابع خطر که ترکیبی از توزیع هاست دیگر با رفتار استاندارد تابع خطر این مدل، شکل (۳)، هم خوانی ندارد و در طول زمان ثابت نیست. کاهش نرخ خطر روی زمان برای این مدل بازگشت با افزایش زمان سپری شده از آخرین گسیختگی از شکل (۵) مشهود است. از ترکیب توزیع های نمایی با پارامترهایی با مقادیر متفاوت، تابع خطری ایجاد می شود (رابطه ی ۱۱) که روندی اکیداً نزولی، با افزایش زمان سپری شده از آخرین گسیختگی دارد. بنابراین این انتظار می رفت که برای توزیع نمایی با افزایش زمان سپری شده از آخرین زمین لرزه، مقدار خطر کاهش یابد.

با افزایش زمان سپری شده از آخرین گسیختگی، افزایش نرخ خطر روی زمان برای مدل بازگشت ویل از شکل (۶) مشهود است؛ اما سرعت صعود آن نسبت به نرخ خطر برآورد شده، شکل (۴)، بدون در نظر گرفتن عدم قطعیت ها، کمتر است. این نتیجه، تفاوت رفتار توابع خطر بین شکل های (۴) و (۶)، از ترکیب توزیع ها با پارامترهایی که مقادیر متفاوت دارند، حاصل شده است.

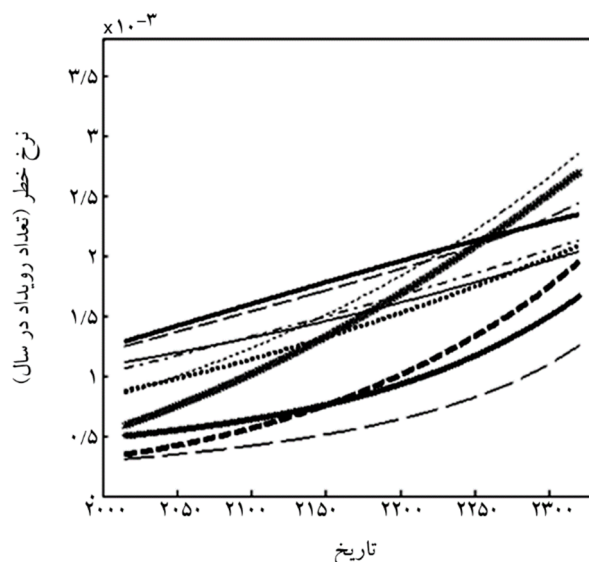
در نهایت، شکل (۷) توابع خطر برای مدل های زمان بازگشت نمایی و ویل، حاصل از رویکرد آماری به کار گرفته شده در این تلاش، جهت لحاظ کردن عدم قطعیت های مذکور را نشان می دهد. این منحنی حاصل میانگین گیری توابع خطر حول همه ی نمونه ها از توزیع داده ها و پارامترهای مدل های مذکور، برآورد شده از رابطه ی (۱۰) و (۱۲) می باشد. مقادیر خطر از سال ۲۰۱۵ تا ۲۳۳۰ در شکل (۷) ارائه شده است.

با توجه به شکل (۷)، همان گونه که انتظار می رفت مقدار خطر نهایی برای توزیع نمایی با افزایش زمان سپری شده از آخرین گسیختگی کاهش می یابد؛ زیرا میانگین گیری روی کل داده ها در رفتار نزولی اکید این تابع خطر تأثیر ندارد. می توان

در شکل های (۵) و (۶) توابع خطر برای ده نمونه از توزیع داده ها به ترتیب برای دو مدل نمایی و ویل ارائه شده است. برای رسم این شکل ها بر اساس رابطه ی (۱۰)، برای هر کدام از مدل ها، توابع چگالی متناظر با هر نمونه ی داده ی  $(T_1, T_2)$  روی همه ی مقادیر پارامترهای نمونه برداری شده (۵۰ پارامتر نمونه برداری شده)



شکل (۵): تابع خطر برآورد شده برحسب تاریخ برای گسل شمال تبریز، منطقه ی شمال غربی، برای ۱۰ نمونه از توزیع داده ها تحت مدل نمایی که روی همه ی نمونه های مقادیر پارامتر نرخ لرزه خیزی میانگین گیری شده است.

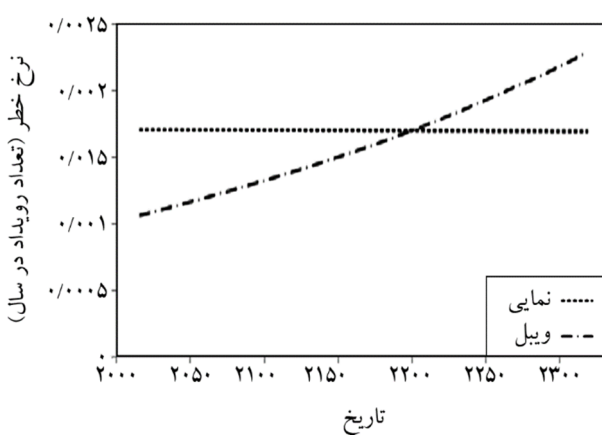


شکل (۶): تابع خطر برآورد شده برحسب تاریخ برای گسل شمال تبریز، منطقه ی شمال غربی، برای ۱۰ نمونه از توزیع داده ها تحت مدل ویل که روی همه ی نمونه های مقادیر پارامتر نرخ لرزه خیزی میانگین گیری شده است.

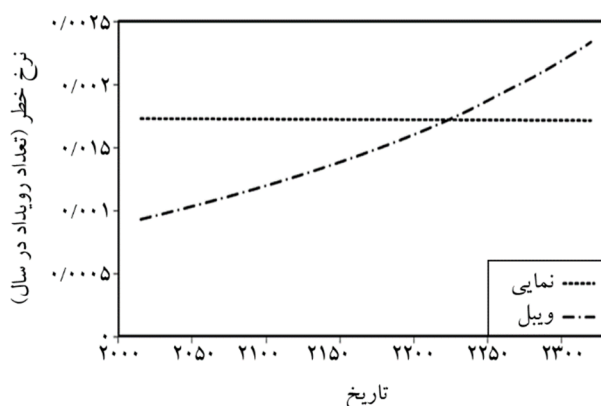


جدول (۲) آورده شده‌اند. مقایسه‌ی مقادیر جدول بین دو مدل نشان می‌دهد که در طول ۳۰۰ سال آینده، احتمالات برآورد شده با استفاده از مدل ویبل کمتر از مدل نمایی است.

به منظور بررسی اثر نوع توزیع پیشین مفروض برای داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی، میانگین تابع خطر تحت مدل نمایی و ویبل با فرض توزیع پیشین نرمال برای هر یک از تاریخ‌های گسیختگی نیز محاسبه شده و نتایج آن در شکل (۸) ارائه گردیده است. همچنین به جهت سهولت در بررسی این تغییر، مقادیر احتمالات برای فواصل زمانی (مفروض در طول ۳۰۰ سال آینده) تحت دو مدل زمان بازگشت مذکور برآورد گردیده و در جدول (۳) آورده شده است. لازم به ذکر است که به علت عدم قطعیت بسیار بالا در تاریخ‌ها، توزیع یکنواخت ترجیح داده شده است. مقایسه بین شکل‌های (۷) و (۸) و مقادیر جداول (۲) و (۳) برای هر دو مدل زمان بازگشت مفروض، تفاوت چندانی بین نتایج را نشان نمی‌دهند؛



شکل (۸): تابع خطر تحت مدل نمایی و ویبل برای منطقه‌ی شمال غربی از گسل شمال تبریز که روی کل مقادیر داده‌های نمونه‌برداری شده، میانگین گیری شده است (استفاده از توزیع پیشین نرمال برای داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی).



شکل (۷): تابع خطر تحت مدل نمایی و ویبل برای منطقه‌ی شمال غربی از گسل شمال تبریز که روی کل مقادیر داده‌های نمونه‌برداری شده، میانگین گیری شده است (با ترجیح توزیع پیشین یکنواخت برای داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی).

گفت رابطه‌ی (۱۲) همانند رابطه‌ی (۱۱) رفتاری اکیداً نزولی دارد؛ و نیز برای توزیع ویبل نرخ خطر نهایی با افزایش زمان سپری شده از آخرین رویداد، افزایش می‌یابد و رفتاری صعودی دارد؛ اما همان‌گونه که ذکر شد، سرعت صعود آن نسبت به رفتار معمول تابع خطر این مدل زمان بازگشت، زمانی که عدم قطعیت‌ها در نظر گرفته نشود، کمتر است. همچنین مقایسه‌ی بین نمودارهای نرخ خطر دو مدل نمایی و ویبل نشان می‌دهد که مقدار نرخ خطر برای توزیع نمایی برای ۱۰۰ سال آینده بیشتر از نرخ خطر برآورد شده از مدل ویبل می‌باشد.

با استفاده از رابطه‌ی (۱۳) مقادیر احتمال بازگشت زلزله‌های قوی با استفاده از دو مدل توصیف دوره‌های بازگشت، نمایی (مدل مستقل از زمان) و ویبل (مدل وابسته به زمان)، برای منطقه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز برای ۵، ۱۰، ۲۰، ۵۰، ۷۵، ۱۰۰، ۲۰۰ و ۳۰۰ سال آینده برآورد شده است. این مقادیر در

جدول (۲): تخمین احتمال گسیختگی مجدد منطقه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز برای هر بازه‌ی زمانی مفروض از سال ۲۰۱۵ برای دو مدل زمان بازگشت (با در نظر گرفتن داده‌ی اول نرخ لغزش در روند محاسبات و فرض توزیع پیشین یکنواخت برای داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی).

فواصل زمانی (سال)								مدل
۳۰۰	۲۰۰	۱۰۰	۷۰	۵۰	۲۰	۱۰	۵	
۴۰/۳۹	۲۹/۲۱	۱۵/۸۸	۱۲/۱۷	۸/۲۹	۳/۴۰	۱/۷۲	۰/۸۶	% احتمال
۳۶/۳۲	۲۲/۴۲	۱۰/۲۸	۷/۵۵	۴/۹۳	۱/۹۳	۰/۹۶	۰/۴۸	

جدول (۳): تخمین احتمال گسیختگی مجدد منطقه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز برای هر بازه‌ی زمانی مفروض از سال ۲۰۱۵ برای دو مدل زمان بازگشت (با در نظر گرفتن داده‌ی اول نرخ لغزش در روند محاسبات و فرض توزیع پیشین نرمال برای داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی).

فواصل زمانی (سال)								مدل	% احتمال
۳۰۰	۲۰۰	۱۰۰	۷۰	۵۰	۲۰	۱۰	۵		
۳۹/۷۹	۲۸/۷۳	۱۵/۶۰	۱۱/۹۵	۸/۱۴	۳/۳۴	۱/۶۸	۰/۸۵	نمایی	
۳۷/۸۳	۲۴/۱۳	۱۱/۳۸	۸/۴۰	۵/۵۱	۲/۱۶	۱/۰۷	۰/۵۳	ویبل	

جدول (۴): تخمین احتمال گسیختگی مجدد منطقه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز برای هر بازه‌ی زمانی مفروض از سال ۲۰۱۵ برای دو مدل زمان بازگشت (با در نظر گرفتن داده‌ی دوم نرخ لغزش در روند محاسبات و فرض توزیع پیشین یکنواخت برای داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی).

فواصل زمانی (سال)								مدل	% احتمال
۳۰۰	۲۰۰	۱۰۰	۷۰	۵۰	۲۰	۱۰	۵		
۲۹/۷۵	۲۱/۰۹	۱۱/۲۳	۸/۵۶	۵/۸	۲/۳۷	۱/۱۹	۰/۶۰	نمایی	
۲۰/۶۲	۱۲/۳۹	۵/۵۹	۴/۰۹	۲/۶۷	۱/۰۴	۰/۵۲	۰/۲۶	ویبل	

بالایی برخوردار است. البته این احتمال‌ها می‌بایست با استفاده از روش‌های متقن علمی با اعتبار بالا حاصل شده باشند؛ بنابراین توجه به عدم قطعیت در داده‌های گسیختگی گسل و پارامترهای مدل‌های توصیف دوره‌های بازگشت زلزله، خطر تخمین زده شده برای این منطقه را معتبر می‌سازد. با توجه به جدول (۲) مقادیر احتمالات شرطی وقوع مجدد زلزله‌های قوی (زلزله‌هایی با بزرگای بیش از هفت) برای قطعه‌ی شمال غربی گسل شمال تبریز کم می‌باشد. لازم به ذکر است که همه‌ی استنتاج‌ها و محاسبات صورت گرفته در این مقاله در چهارچوب تئوری آمار و احتمالات بیان شده است و بر آشنایان با این علم پوشیده نیست که حتی احتمال بسیار پایین وقوع یک پدیده، نافی امکان وقوع آن نیست. نتایج این مطالعه می‌تواند در خصوص احتمال وقوع زلزله روی قطعه‌ی جنوب شرقی گسل هم شواهدی در اختیار ما قرار دهد؛ مطالعات دیرینه لرزه‌شناسی انجام گرفته برای قطعه‌ی جنوب شرقی، نشان می‌دهد زلزله‌های قوی در این قطعه با فواصل زمانی بزرگ‌تری نسبت به قطعه‌ی شمال غربی رخ می‌دهند [۷]. با توجه به دوره بازگشت طولانی‌تر، این انتظار می‌رود که احتمال بازگشت زلزله برای این قطعه از گسل کمتر باشد.

توزیع پیشین مفروض برای داده‌ی تاریخ‌های گسیختگی در این رویکرد آماری برای دو مدل نمایی و ویبل تأثیر چندانی در نتایج نداشت؛ اما افزایش دقت داده‌ی نرخ لغزش در محاسبه‌ی

بنابراین توزیع نمایی و ویبل آن چنان نسبت به توزیع پیشین مفروض برای تاریخ‌های گسیختگی حساس نبوده‌اند. لذا می‌توان گفت که فرض توزیع پیشین نرمال یا یکنواخت برای این سری از داده‌های تاریخ‌های گسیختگی تفاوت چندانی ندارد و هر دو فرض تا حدی قابل قبول هستند.

همان‌گونه که در بخش (۳) آمده، به جهت کاهش عدم قطعیت در داده‌ی نرخ لغزش، داده‌ی اول به داده‌ی دوم ترجیح داده شده است. برای بررسی اثر این کاهش روی نتایج احتمالات محصول مدل‌های زمان بازگشت نمایی و ویبل، این احتمالات با داده‌ی دوم نیز محاسبه شده و در جدول (۴) ارائه گردیده است. مقایسه‌ی نتایج بین دو جدول (۲) و (۴) نشان می‌دهد که داده‌ی اول نرخ لغزش باعث افزایش ۴۰ درصدی مقدار احتمالات برای توزیع نمایی و ۸۰ درصدی برای توزیع ویبل شده است. علاوه بر این که محدوده‌ی عدم قطعیت برای داده‌ی اول نسبت به داده‌ی دوم کمتر است مقادیر نرخ لغزش در بازه‌ی ارائه شده برای داده‌ی اول از داده‌ی دوم نیز بیشتر است لذا این انتظار می‌رفت که احتمالات برآورد شده با داده‌ی اول برای هر دو مدل زمان بازگشت بیشتر شود.

## ۵- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به موقعیت گسل شمال تبریز نسبت به شهر مهم تبریز، محاسبه‌ی احتمال بازگشت زلزله‌های قوی برای آن از اهمیت

- Caucasus. S. Giardini and Balassanian, S. (Eds.), Kluwer Academic Publishing, Dordrecht, Netherlands, **28**, 233-311.
4. Berberian, M. and Yeats, R.S. (1999) Patterns of historical earthquake rupture in the Iranian plateau. *Bull. Seismol. Soc. Am.*, **89**, 120-139.
  5. Jackson, J. (1992) Partitioning of strike-slip and convergent motion between Eurasia and Arabia in Eastern Turkey and the Caucasus. *J. Geophys. Res.*, **97**, 12471-12479.
  6. Jackson, J. and McKenzie, D. (1984) Active tectonics of the Alpine-Himalayan Belt between western Turkey and Pakistan. *Geophysical Journal of the Royal Astronomical Society*, **77**(1), 185-264.
  7. Solaymani Azad, S., Philip, H., Doimnguez, S., Hessami, K., Shahpasandzadeh, M., Foroutan, M., Tabassi, H., and Lamothe, M. (2014) Paleoseismological and Morphological evidence of slip rate variations along the North Tabriz fault (NW Iran). *Tectonophysics, Elsevier*, 1-63.
  8. Nabavi, M.H. (1976) *Preface to Geology of Iran*. Geological Survey of Iran, p. 109 (in Persian).
  9. Berberian, M. and Arshadi, S. (1976) On the evidence of the youngest activity of the North Tabriz fault and the seismicity of Tabriz city. *Geol. Surv. Iran Rep.*, **39**, 397-418.
  10. Djamour, Y., Vernant, P., Nankali, H.R., Tavakoli, F. (2011) NW Iran-eastern Turkey present day kinematics: results from the Iranian permanent GPS network. *Earth Planet. Sci. Lett.*, **307**, 27-34.
  11. Moradi, A.S., Hatzfeld, D., and Tatar, M. (2011) Microseismicity and seismotectonics of the North Tabriz fault (Iran). *Tectonophysics*, **506**, 22-30.
  12. Rhoades, D.A., Van Dissen, R.J., and Dowrick, D.J. (1994) On the handling of uncertainties in estimating the hazard of rupture on a fault segment. *Journal of Geophysical Research*, **99**(7), 13701-13712.
  13. Rhoades, D.A. and Van Dissen, R.J. (2003) Estimates of the time – varying hazard of rupture of the Alpine Fault, New Zealand, allowing for uncertainties, *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, **46**, 479-488.
- احتمالات برای هر دو مدل تأثیر بسیاری داشت. از نتایج پیداست که مدل ویبل نسبت به این تغییر حساس‌تر از مدل نمایی بوده است؛ به گونه‌ای که مقدار احتمالات برای مدل ویبل تا حدود ۱/۸ برابر و برای مدل نمایی تا حدود ۱/۴ برابر افزایش یافت.
- تفاوت نتایج بین دو مدل مستقل از زمان نمایی و وابسته به زمان ویبل واضح است. از این دو مدل به کار گرفته شده در این تحقیق، نتایج ویبل به مدل نمایی ترجیح داده می‌شود. با این که مدل نمایی یک مدل رایج و پرکاربرد در علم تحلیل خطر لرزه‌ای بوده است و هنوز نیز می‌باشد، اما برای گسل‌هایی که گسیختگی‌های بزرگ را تجربه کرده‌اند، به‌عنوان یک مدل توصیف دوره‌های بازگشت توصیه نمی‌شود [۲۵]. نتایج حاصل از مدل ویبل به‌عنوان یک مدل وابسته به زمان برای این قطعه از گسل می‌تواند به‌عنوان شاخصی از سطح خطر برای اهداف کاربردی مناسب باشد.
- لازم به ذکر است وجود داده‌های اضافی و بهبود دقت در داده‌ها روی نتایج خطر تأثیر خواهد گذاشت و به‌طور حتم به بهبود آن‌ها کمک خواهد کرد. بنابراین توصیه می‌شود که تلاش‌هایی برای بهبود دقت در داده‌ها در قالب مطالعات تکمیلی دیرینه‌لرزه‌شناسی صورت گیرد. با توجه به موقعیت ایران و قرارگیری آن روی کمربند لرزه‌خیز آلپ-همیالیا، نیاز است که تحقیقات دیرینه‌لرزه-شناسی دقیقی بر روی همه گسل‌های مهم کشور انجام گیرد تا با استفاده از این چنین رویکردهای آماری، خطرات کوتاه‌مدت و بلندمدت وقوع زلزله محاسبه گردند.

## مراجع

1. Hessami, K., Pantosti, D., Tabassi, H., Shabanian, E., Abbassi, M.R., Fegghi, K.H., and Solaymani, S. (2003) Paleoearthquakes and slip rates of the North Tabriz fault, NW Iran: Preliminary results. *Ann. Geophysics*, **46**, 903-915.
2. Ambraseys, N. and Melville, C.P. (1982) *A History of Persian Earthquakes*. Cambridge University Press, 236.
3. Berberian, M. (1997) 'Seismic sources of the Transcaucasian historical earthquakes'. In: *Historical and Prehistorical Earthquakes in the*

- and Chéry, J. (2004) Contemporary crustal deformation and plate kinematics in Middle East constrained by GPS measurement in Iran and northern Oman. *Geophys. J. Int.*, **157**, 381-398.
23. Masson, F., Djamour, Y., van Gorp, S., Chéry, J., Tatar, M., Tavakoli, F., Nankali, H., and Vernant, P. (2006) Extension in NW Iran driven by motion of the South Caspian Basin. *Earth Planet. Sc. Lett.*, **252**, 180-188.
24. Rizza, M., Vernant, P., Ritz, J.F., Peyret, M., Nankali, H., Nazari, H., Djamour, Y., Salamati, R., Tavakoli, F., Chery, J., Mahan, S.-A., and Masson, F. (2013) Morphotectonic and geodetic evidence for a constant slip-rate over the last 45 KYR along the Tabriz fault (Iran). *Geophys. J. Int.*, **193**, 1083-1094.
25. Khodaverdian, A., Zafarani, H., and Rahimian, M. (2015) Long term fault slip rates, distributed deformation rates and forecast of seismicity in the Iranian Plateau. *Tectonics*, **34**, doi:10.1002/2014TC003796.
14. Van Dissen, R.J., Rhoades, D.A., Little, T., Litchfield, N., Carne, R., and Vilamor, P. (2013) Conditional probability of rupture of the Wairarapa and Ōhariu faults, New Zealand. *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, **56**(2), 53-67.
15. Parsons, T. (2008) Monte Carlo method for determining earthquake recurrence parameters from short paleoseismic catalogs: Example calculations for California. *Journal of Geophysical Research*, **113**, B03302.
16. Hagiwara, Y. (1974) Probability of earthquake occurrence as obtained from a Weibull distribution analysis of crustal strain. *Tectonophysics*, **23**, 318-323.
17. Rikitake, T. (1991) Assessment of earthquake hazard in the Tokyo area, Japan. *Tectonophysics*, **199**, 121-131.
18. Nazari, H., Ritz, J.F., Salamati, R., Shafei, A., Ghassemi, A., Michelot, J.L., Massault, M., and Ghorashi, M. (2009) Morphological and palaeoseismological analysis along the Taleghan fault (central Alborz, Iran). *Geophysical Journal International*, **178**, 1028-1041.
19. Foroutan, M., Meyer, B., Sébrier, M., Nazari, H., Murray, A.S., Le Dortz, K., Shokri, M.A., Arnold, M., Aumaître, G., Bourlès, D., Keddadouche, K., Solaymani Azad, S., and Bolourchi, M.J. (2014) Late Pleistocene-Holocene right slip rate and paleoseismology of the Nayband fault, western margin of the Lut block, Iran. *J. Geophys. Res. Solid Earth*, **119**(4), 3517-3560.
20. Grant, L.B. and Gould, M.M. (2004) Assimilation of paleoseismic data for earthquake simulation. *Pure Appl. Geophys.*, **161**, 2295-2306.
21. Biasi, G.P., Weldon II, R.J., Fumal, T.E., and Seitz, G.G. (2002) Paleoseismic event dating and the conditional probability of large earthquakes on the southern San Andreas fault, California. *Bull. Seismol. Soc. Am.*, **92**, 2761-2781.
22. Vernant, P., Nilforoushan, F., Hatzfeld, D., Abbassi, M.R., Vigny, C., Masson, F., Nankali, H., Martinod, J., Ashtiani, A., Bayer, R., Tavakoli, F.,

### اصطلاحات فنی

Geodesy	۱- ژئودزی
Paleoseismology	۲- دیرینه لرزه شناسی
Weibull	۳- ویبل
Time-Dependent	۴- وابسته به زمان
Exponential	۵- مدل نمایی
Time-Independent	۶- مستقل از زمان
Stratigraphic Layering	۷- لایه بندی چینه شناسی
Luminescence Analyses	۸- تحلیل لومینسانس
Sampling	۹- نمونه برداری
Poissonian	۱۰- پواسونی
Return Period	۱۱- دوره ی بازگشت
Lognormal	۱۲- لوگ نرمال
Prior Probability Distribution	۱۳- توزیع احتمالاتی پیشین
Monte-Carlo Method	۱۴- روش مونت کارلو
Generalized Poisson	۱۵- پواسون تعمیم یافته

## Assessments of the Conditional Probability of Rupture of the Northwest Segment of the North Tabriz Fault, Considering Existing Uncertainties

Zahra Monfared<sup>1</sup>, Hamid Zafarani<sup>2\*</sup>, and Jamshid Farjoodi<sup>3</sup>

1. M.Sc. Student, School of Civil Engineering, College of Engineering, University of Tehran, Tehran, Iran
2. Associate Professor, International Institute of Earthquake Engineering and Seismology (IIEES), Tehran, Iran,  
\*Corresponding Author, e-mail: h.zafarani@iiees.ac.ir
3. Assistant Professor, School of Civil Engineering, College of Engineering, University of Tehran, Tehran, Iran

There have been considerable studies in recent years about evaluating the long-term conditional probability of the next strong earthquake ( $M_w > 7$ ) occurring on specific faults or fault segments which have experienced strong shocks. Also in these researches different kinds of recurrence-time distributions have been utilized in order to estimate these probabilities. In the shortage of a long term historical strong earthquake catalog, likely paleoearthquake observations provide possibility that can be used for probabilistic forecasting. In this paper, in order to gain dates of known recent ruptures of the fault, Paleoseismological observations are used. Uncertainties in input data and model parameter values have often ignored in hazard assessment that consequently causes less accuracy in results. Furthermore paleoseismic observations almost miss enough events at a given site to determine directly a probability density function for earthquake recurrence. So in access to more accurate outcomes, here a common statistical method that takes account of uncertainties in data and model parameter values are applied to estimate the time-varying hazard of rupture of the considered fault segment.

The North Tabriz Fault is a major seismogenic fault in Northwest Iran where is defined by a high level of seismicity. This main right-lateral strike-slip fault with an average strike of Northwest-Southeast (NW-SE) has experienced strong and destructive earthquakes that the most destructive one is the 1780 AD. ( $M_s$  7.4), rupturing the northwestern segment of the fault. Accordingly, the conditional probability of further rupture of the northwestern segment of this major fault is a significant subject. The recurrence interval of such earthquakes occurring on this fault segment based on paleoseismological researches is  $821 \pm 176$  year [1].

In order to evaluate the conditional probability, the basic statistical method adopted here is that of Rhoades et al. [2], with alterations clarified and applied by Rhoades & Van Dissen [3] and, recently, used by Van Dissen et al. [4]. The purpose of this approach is to estimate the conditional probability of rupture of the fault as a single value which takes account of both input data and parameter uncertainties. Here we consider two different recurrence-time distributions, exponential as a time-independent model and weibull as a time-dependent model. The Exponential recurrence-time distribution commonly assumed in probabilistic seismic hazard analysis is the model just with one parameter called seismicity rate ( $\lambda$ ). This model corresponds to a stationary Poisson process. The Weibull distribution is extensively assumed in failure time modelling for manufactured items. This time-dependent model which has been proposed as a model of fault rupture recurrence has two parameters called shape parameter ( $c$ ) and scale parameter ( $\beta$ ) [5].

Input data assuming in this methodology are based on assessments of the average single-event displacement and its uncertainties, the long-term slip rate and its uncertainties and the dates of known recent ruptures of the fault segment and its uncertainties [3]. Where the values of average single-event displacement and dates of recent ruptures of the fault are gotten from Paleoseismological investigations done by Hessami et al. [1] and preferred long-term slip rate is adopted from Rizza et al. [6]. In order to survey the sensitivity of the northwestern segment of the North Tabriz Fault conditional probability results to the reformed slip rate, conditional probabilities are estimated again with long-term slip rate value extracted from Hessami et al. [1].

As mentioned above, the methodology used here is the same as that described by Rhoades & Van Dissen [3]. In this approach parameter values as well as input data values are entered into analysis as probability distributions for

considering data uncertainties. Lognormal distribution is assumed for the average single-event displacement and long-term slip rate, too [3-4]. In order to gauge the sensitivity of the considerable fault segment conditional probability outcomes to dates of rupture distribution than our uniform distribution, results are evaluated again with assumption of normal distribution for each date of rupture. Also, it requires determining prior distributions for the parameters of the recurrence time model. The prior distribution for the parameters of the exponential and weibull models are produced in the same way as those elaborated by Rhoades & Van Dissen [3]. The prior distribution of the mean recurrence times is specified from the considered probability distributions of the average single-event displacement and the average slip rate. The prior distribution of the coefficient of variation is taken to be uniform on (0, 1). Eventually, prior distribution for the parameters of the chosen models is obtained based on these two constructed prior distributions and relations given by Rhoades & Van Dissen [3]. By using prior distribution of parameters and equations presented [3], this procedure is carried out to compute time-varying hazard and conditional probability of rupture of the considered fault segment.

By way of description [3], the above methods are performed to the northwestern segment of North Tabriz Fault, where strong events have been dated [1]. The mean hazard function under each of the models at any time between the year 2015 and 2330, allowing for data and model parameter values uncertainties, has been figured. Over the 300 year, hazard rate under exponential model, although it is on decreasing tend, is almost static; whereas, the hazard rate under weibull is always increasing. The estimated conditional probabilities of rupture of northwestern segment of the North Tabriz Fault under the assumed models have been computed for time intervals 5, 10, 20, 50, 75, 100, 200 and 300 year. For the next 100 year the probability of rupture of the considered fault segment is 15.88% and 10.28% under the exponential and Weibull models, respectively. Compared with the exponential model the conditional probability of rupture under the Weibull model is lower. As for results, the estimated conditional probability under these models is not similar. Although the exponential model is commonly used in hazard analysis but it is not suggested to be applied as a recurrence-time model to the faults or fault segments where large shocks occur [7]. So here, for the northwestern segment of North Tabriz Fault, the outcomes under time-dependent weibull model are preferred.

Obtained results of the northwestern segment of North Tabriz Fault demonstrate that, assumption of the different types of prior distribution for dates of known ruptures has no significant effect on outcomes; however, these assessments are so sensitive to the values of the long-term slip rate and its uncertainties, causing in about 40% and 80% changes in values of probabilities for exponential and weibull recurrence-time distributions, respectively.

**Keywords:** Iran; Tabriz; North Tabriz Fault; Estimate of Hazard; Earthquake Return Period; Time-Dependent Model

## Reference

1. Hessami, K., Pantosti, D., Tabassi, H., Shabaniyan, E., Abbassi, M. R., Feghhi, K.H., and Solaymani, S. (2003) Paleoearthquakes and slip rates of the North Tabriz fault, NW Iran: Preliminary results. *Ann. Geophysics*, **46**, 903-915.
2. Rhoades, D.A., Van Dissen, R.J., and Dowrick, D.J. (1994) On the handling of uncertainties in estimating the hazard of rupture on a fault segment. *Journal of Geophysical Research*, **99**(7), 13,701-13,712.
3. Rhoades, D.A. and Van Dissen, R.J. (2003) Estimates of the time – varying hazard of rupture of the Alpine Fault, New Zealand, allowing for uncertainties. *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, **46**, 479-488.
4. Van Dissen, R.J., Rhoades, D.A., Little, T., Litchfield, N., Carne, R., and Vilamor, P. (2013) Conditional probability of rupture of the Wairarapa and Ōhāriu faults, New Zealand. *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, **56**(2), 53-67.
5. Hagiwara, Y. (1974) Probability of earthquake occurrence as obtained from a Weibull distribution analysis of crustal strain. *Tectonophysics*, **23**, 318-323.
6. Rizza, M., Vernant, P., Ritz, J. F., Peyret, M., Nankali, H., Nazari, H., Djamour, Y., Salamati, R., Tavakoli, F., Chery, J., Mahan, S.-A., and Masson, F. (2013) Morphotectonic and geodetic evidence for a constant slip-rate over the last 45 kyr along the Tabriz fault (Iran). *Geophys. J. Int.*, **193**, 1083-1094.
7. Ogata, Y. (1999) Estimating the hazard of rupture using uncertain occurrence times of paleoearthquakes. *Journal of Geophysical Research*, **104**, 17995-18104.