احتمال وقوع زلزله چیست؟•

دیوید فریدمن*، فیلیپ استارک*

ترجمهٔ فرهاد شکوهی، محمدقاسم وحیدی‌اصل

۱. مقدمه

احتمال اینکه قبل از سال ۲۰۳۰ زلزله‌ای به بزرگی ۶٫۷ یا بیشتر در ناحیهٔ خلیج سان‌فرانسیسکو اتفاق بیفتد چقدر است؟ سازمان زمین‌شناسی ایالات متحده (USGS)[1] این احتمال را ۰٫۱ ± ۰٫۷ برآورد کرده است [۱۲]. در این مقاله سعی می‌کنیم این‌گونه احتمالها را تعبیر کنیم.

فهم پیش‌بینی‌های زلزله دشواریِ غیرمنتظره‌ای دارد، تا حدی به این دلیل که این پیش‌بینی‌ها بر ترکیب پیچیده‌ای از نقشه‌های زمین‌شناسی، قواعد سرانگشتی، نظرات کارشناسی، مدلهای فیزیکی، مدلهای تصادفی، شبیه‌سازیهای عددی، و همچنین داده‌های زمین‌پیمایشی، لرزه‌ای و دیرینه‌لرزه‌ای متکی هستند، ولی حتی تعریف مفهوم احتمال نیز در این زمینه دشوار است. ما مشکلات به‌کارگیری تعاریف استاندارد احتمال را در مورد وقوع زلزله بررسی می‌کنیم و به این منظور، پیش‌بینی USGS را ــ که حاصلِ تحقیقی بسیار دقیق و بلند پروازانه بوده ــ به عنوان نمونه در نظر می‌گیریم. موضوعات مورد بحث ما کلی‌اند و بیشتر با تعابیر سروکار دارند تا مقادیر عددی. علی‌رغم کار زیادی که در پیش‌بینی USGS انجام‌شده برآورد این مؤسسه از احتمال و نیز از عدم حتمیت، مبنای متزلزلی دارد.

۲. تعبیر احتمال

به احتمال از دو دیدگاه می‌توان نگریست. یک نظریهٔ ریاضیاتی صوری در دست است که کولموگوروف [۷] آن را به صورت اصل موضوعی در آورده است و یک نظریهٔ غیررسمی که ریاضیات را به جهان واقعی مربوط می‌سازد؛ یعنی تعریف می‌کند که «احتمال» هنگامی که برای پیشامدهای واقعی به‌کار می‌رود به چه معناست. در آغاز بهتر است موارد ساده را در نظر بگیریم، مثلاً پرتاب یک سکه را. گفتن اینکه شانس آمدن شیر ۱/۲ است به چه معناست؟ در این بخش چند تعبیر را به اختصار مطرح می‌کنیم: تقارن، فراوانی نسبی و میزان باور [ر. ک. یادداشت ۱ در پایان مقاله]. بررسی می‌کنیم که آیا می‌توان تعبیر پیش‌بینی هواشناسی را به عنوان الگویی برای تعبیر پیش‌بینی زلزله در نظر گرفت یا نه. سرانجام اصول موضوع کولموگوروف را مطرح می‌کنیم و به بحث دربارهٔ یک تعبیر مدلْ‌پایه از احتمال می‌پردازیم که به‌نظر می‌رسد مناسب‌ترین تعبیر باشد.

۱.۲ تقارن و برآمدهای همشانس

شاید قدیمی‌ترین تعبیر احتمال برحسب «برآمدهای همشانس» باشد، رویکردی که از بررسی قمار نشأت گرفته است. اگر n برآمد ممکنِ یک آزمایش شانسی را همشانس تلقی کنیم ــ برای مثال، بر اساس تقارن ــ هر کدام باید دارای احتمال $1/n$ باشد. مثلاً اگر یک سکه پرتاب شود، $n = 2$، شانس آمدن شیر ۱/۲ است که مانند شانس آمدن خط است. همین‌طور، وقتی یک تاس نااریب پرتاب شود ۶ برآمد ممکن همشانس هستند. اما اگر تاس تقلبی باشد، این موضوع صادق نیست. مشکلات ظریف‌تری نیز در میان است. برای مثال اگر دو تاس پرتاب شوند، مجموع خالها می‌تواند هر عددی از ۲ تا ۱۲ باشد؛ اما این یازده برآمد همشانس نیستند. در پیش‌بینی زلزله، هیچ تقارن مشخصی وجود ندارد که از آن استفاده شود. بنابراین به نظریهٔ احتمال متفاوتی برای فهم پیش‌بینی‌های زلزله نیاز داریم.

۲.۲ رویکرد فراوانی‌گرا

احتمال یک پیشامد اغلب به صورت حد فراوانی نسبیِ رخ دادنِ آن پیشامد در آزمایه‌های مکرر تحت شرایط یکسان تعریف می‌شود. بنابر نظر فراوانی‌گرایان، اگر سکه‌ای را مکرراً تحت شرایط یکسان [ر. ک. یادداشت ۲] پرتاب کنیم، نسبت پرتابهایی که به شیر منجر می‌شود به ۱/۲ همگرا خواهد شد: به این دلیل است که شانس آمدنِ شیر ۱/۲ است. رویکرد فراوانی‌گرا برای تعبیر

1. U. S. Geological Survey

پیش‌بینی زلزله نامناسب است. در حقیقت برای تعبیر پیش‌بینی USGS در مورد ناحیهٔ خلیج با استفاده از نظریهٔ فراوانی، لازم است تکرار سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۳۰ را بارها و بارها به تصور درآوریم، که حتی برای مستعدترین ذهنها کار بسیار دشواری است.

۳.۲ رویکرد بیزی

بنابر نظر بیزگرایان، احتمال به معنای میزان باور است. این میزان در مقیاسی از ۰ تا ۱ اندازه‌گیری می‌شود. پیشامدِ غیرممکن دارای احتمال صفر است. احتمال پیشامدی که حتماً رخ می‌دهد ۱ است. مشاهده‌گرهای مختلف لزوماً باورهای یکسانی ندارند و تفاوت میان مشاهده‌گرها بدین‌معنی نیست که کسی نظر نادرست دارد.

رویکرد بیزی، علی‌رغم مزیتهای آن، موضوع را عوض می‌کند. در نظر بیزگراها احتمال خلاصهٔ یک عقیده است و نه چیزی که ذاتیِ سیستم مورد بررسی است [ر. ک. یادداشت ۳]. از این دیدگاه، اگر USGS می‌گوید «با شانس ۰٫۷ حداقل یک زلزله به بزرگی ۶٫۷ درجه یا بیشتر در ناحیهٔ خلیج بین سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۳۰ رخ می‌دهد»، صرفاً ذهنیت مؤسسه را گزارش می‌دهد و ممکن است چیزی دربارهٔ زلزله‌خیزی و زمین‌ساخت نگفته باشد. به عبارت کلی‌تر روشن نیست که چرا یک مشاهده‌گر باید اهمیتی برای عقیدهٔ مشاهده‌گر دیگر قائل باشد. لذا به‌نظر می‌رسد رویکرد بیزی برای تعبیر پیش‌بینی‌های زلزله نامناسب باشد. برای بحثی کلی‌تر دربارهٔ رویکردهای بیزی و فراوانی‌گرا نگاه کنید به مقالهٔ فریدمن [۵].

۴.۲ اصل دلیل ناکافی

بیزگراها ــ و به طریق اولیٰ فراوانی‌گراها ــ احتمالها را اغلب با استفاده از اصل دلیل ناکافی لاپلاس تخصیص می‌دهند [۶، ص. ۲]: اگر دلیلی وجود ندارد که باور کنید که برآمدها همشانس نیستند آنها را همشانس بگیرید. اما اعتقاد نداشتن به نابرابری یک چیز است، و اطلاع از برابری، چیز دیگر. به‌علاوه، تمام برآمدها نمی‌توانند همشانس باشند؛ بنابراین دستورالعمل لاپلاس مبهم است.

مشکل با مثالی از ترمودینامیک روشن می‌شود ([۴]، [۱۰]). گازی را متشکل از n ذره در نظر بگیرید که هر ذره می‌تواند در هر یک از r حالت کوانتومی باشد. [ر. ک. یادداشت ۴]. حالت گاز به‌وسیلهٔ یک «بردار حالت» بیان می‌شود. ما سه مدل مرسوم را برای چنین گازی ذکر می‌کنیم که تنها از لحاظ تعریف بردار حالت با هم تفاوت دارند. در هر مدل، تمام مقادیر ممکن بردار حالت ــ آن‌گونه که در مدل تعریف شده است ــ همشانس در نظر گرفته می‌شوند.

۱. ماکسولِ-بولتسمان[1]. بردار حالتْ حالت کوانتومی هر ذره را مشخص می‌کند. به تعداد

$$r^n$$

مقدار ممکن برای بردار حالت وجود دارد.

۲. بوزِ-اینشتین[1]. بردار حالتْ تعداد ذرات در هر حالت کوانتومی را مشخص می‌کند. به تعداد

$$\binom{n+r-1}{n}$$

مقدار ممکن برای بردار حالت موجود است. [ر. ک. یادداشت ۵].

۳. فرمی-دیراک. مانند آماره‌های بوزِ-اینشتین، بردار حالتْ تعداد ذرات را در هر حالت کوانتومی مشخص می‌کند، اما هیچ دو ذره‌ای نمی‌توانند در یک حالت باشند. به تعداد

$$\binom{r}{n}$$

مقدار ممکن برای بردار حالت موجود است. [ر. ک. یادداشت ۶].

آماره‌های ماکسولِ-بولتسمان کاربرد گسترده‌ای در نظریهٔ احتمال دارند، [ر. ک. یادداشت ۷]. اما هیچ گاز شناخته‌شده‌ای را توصیف نمی‌کنند. آماره‌های بوزِ-اینشتین رفتار ترمودینامیکی بوزونها را توصیف می‌کنند که ذراتی‌اند که اندازهٔ حرکت زاویه‌ای اسپینی آنها مضرب صحیحی از $\hbar$ است، ثابت پلانک h تقسیم بر 2π. فوتونها و اتمهای He^4 بوزون هستند. آماره‌های فرمی-دیراک رفتار فرمیونها را توصیف می‌کنند، ذراتی که اندازهٔ حرکت زاویه‌ای اسپینی آنها مضرب نیم‌عدد صحیحی از $\hbar$ است. الکترونها و اتمهای He^3، فرمیون هستند. [ر. ک. یادداشت ۸].

چگالیده‌های بوزِ-اینشتین ــ گازهایی با دمای بسیار پایین که در آنها تمام اتمها در حالت کوانتومی یکسانی قرار دارند ــ اولین بار به صورت تجربی به وسیلهٔ اندرسن و همکاران [۱] مشاهده شدند. چنین چگالیده‌هایی برای بوزونها اتفاق می‌افتد و نه فرمیونها، که دلیل قانع‌کننده‌ای برای تفاوت آماره‌های ترمودینامیکی است. اصل دلیل ناکافی، پایه‌ای کافی برای فیزیک نیست: این اصل نمی‌گوید که چه وقت از یک مدل و نه از مدل دیگر استفاده کنیم. به‌طورکلی، برآمدهای یک آزمایش را می‌توان به روشهای کاملاً متفاوتی تعریف کرد و به‌ندرت از پیش آشکار است که کدام مجموعه از برآمدها ــ در صورت وجود ــ از حکم همشانسیِ لاپلاس پیروی می‌کند.

۵.۲ پیش‌بینی‌های زلزله و پیش‌بینی‌های هواشناسی

پیش‌بینی‌های زلزله از بسیاری جهات شبیه پیش‌بینی‌های هواشناسی به‌نظر می‌رسد. بنابراین می‌توانیم پیش‌بینی هواشناسی را به عنوان راهنما در نظر بگیریم. هواشناسان گزاره‌هایی نظیر «شانس اینکه فردا بارانی باشد ۰٫۷ است» را چگونه تعبیر می‌کنند؟ در تعبیر استاندارد، ایده‌های فراوانی‌گرایانه در مورد پیش‌بینی‌ها اعمال می‌شود. در این دیدگاه، «شانس اینکه فردا بارانی باشد ۰٫۷ است» بدین‌معناست که در ۷۰٪ از مواردی که چنین پیش‌بینی‌هایی انجام می‌شود، روز بعد باران می‌آید.

مزیتهای این دیدگاه هر چه باشد، هواشناسی با پیشگویی زلزله از یک جهت عمده تفاوت دارد. زلزله‌های منطقه‌ایِ بزرگ نادرند. زمان بازگشت آنها از مرتبهٔ صدها سال است. [ر. ک. یادداشت ۹]. ولی پیش‌بینی‌کننده‌های هوا با افق زمانی بسیار کوتاه‌تری سروکار دارند. لذا، پیشگویی هواشناسی چندان مشابهتی با پیشگویی زلزله ندارد.

1. Maxwell-Boltzman

1. Bose-Einstein

۶.۲ احتمال ریاضی: اصول موضوع کولموگوروف

در نظر بیشتر آماردانان، اصول موضوع کولموگوروف پایهٔ نظریه احتمال است، صرف‌نظر از اینکه احتمالها چگونه تعبیر شوند. فرض کنید Σ یک σـجبر [ر. ک. یادداشت ۱۰] از زیرمجموعه‌های یک مجموعهٔ S باشد. همچنین فرض کنید P یک تابع حقیقی‌مقدار بر Σ باشد. در این‌صورت P یک احتمال است اگر در اصول زیر صدق کند

- به‌ازای هر $A \in \Sigma$، $P(A) \geq ۰$؛
- $P(S) = ۱$؛
- اگر به‌ازای هر $j = ۱, ۲, \ldots$، $A_j \in \Sigma$ و وقتی $j \neq k$، $A_j \cap A_k = \emptyset$ آنگاه

$$P\left(\bigcup_{j=۱}^{\infty} A_j\right) = \sum_{j=۱}^{\infty} P(A_j) \qquad (۱)$$

اولین اصل می‌گوید که احتمال نامنفی است. دومی مقیاس را تعریف می‌کند: احتمال ۱ به معنای حتمیت است. سومین اصل می‌گوید اگر پیشامدهای $A_۱$، $A_۲$ و ... دو به دو مجزا باشند، احتمال اینکه حداقل یکی از A_jها رخ دهد مجموع احتمالهای آنهاست.

۷.۲ مدلهای احتمال

تعبیر دیگری از احتمال برای درک پیشگوییهای زلزله سودمندتر به‌نظر می‌رسد: احتمال صرفاً خاصیتی از یک مدل ریاضی است که منظور از آن توصیف برخی جنبه‌های جهان طبیعی است. برای اینکه مدل مفید باشد، باید نشان داده شود با سیستمی که توصیف می‌کند به‌خوبی مطابقت دارد. اینجاست که علم وارد کار می‌شود.

توصیفی از پرتاب سکه که رویکرد مدل‌پایه را تشریح می‌کند، چنین است. سکه‌ای n بار پرتاب می‌شود. ۲^n دنبالهٔ ممکن از شیرها و خطها وجود دارد. در مدل ریاضی، چنین دنباله‌هایی همشانس گرفته می‌شوند: هر کدام دارای احتمال $۱/۲^n$، زیرا احتمال آمدن شیر در هر پرتاب ۱/۲ است و احتمالها مستقل‌اند.

این مدل پیامدهایی مشاهداتی دارد که می‌توان از آنها برای آزمودن اعتبارش استفاده کرد. برای مثال توزیع احتمال X، تعداد کل شیرها در n پرتاب، دوجمله‌ای است:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} \frac{۱}{۲^n}.$$

اگر مدل درست باشد، وقتی n کلاً بزرگ باشد باید حدود $n/۲$ بار شیر را با خطای $\sqrt{n}$ مشاهده کنیم. به همین نحو، این مدل توزیع احتمال را برای عدهٔ گردشها، طول آنها و غیره می‌دهد که می‌توان از آن برای امتحان مدل به‌وسیلهٔ داده‌ها استفاده کرد. اگر تعداد پرتابها چند هزار باشد، پیشگوییها برای سکه‌های واقعی صادق‌اند. برای چند صد هزار پرتاب، سکه‌های واقعی دقیقاً آن‌گونه که مدل پیش‌بینی می‌کند رفتار نمی‌کنند: تفاوتها از لحاظ آماری معنا دارند.

این تعبیر که احتمال خاصیتی از مدل ریاضی است و برای جهان واقعی تنها از طریق قیاس دارای معناست، برای پیشگویی زلزله مناسب‌ترین تعبیر به‌نظر می‌رسد. در به‌کار بردن این تعبیر، شخص یک مدل تصادفی برای زلزله در ناحیه‌ای معین وضع می‌کند و عددی را که از روی مدل محاسبه می‌شود، به عنوان احتمال یک زلزله در یک بازهٔ زمانی تعبیر می‌کند. مشکل در پیش‌بینی زلزله آن است که این مدلها ــ برخلاف مدلهای پرتاب تاس ــ به‌وسیلهٔ داده‌های مربوط آزمون نشده‌اند. در حقیقت در مقیاس زمانی بشری، این مدلها قابل آزمون نیستند؛ لذا دلیل چندانی برای باور کردن برآوردهای احتمال وجود ندارد. همان‌گونه که در بخش بعد می‌بینیم، اگر چه برخی از بخشهای مدلهای زلزله مقید به قوانین فیزیکی هستند، بسیاری از گامهایی که برای ساخت آنها برداشته می‌شود متضمن قواعد سرانگشتی برون‌یابی هستند که حاصل آنها اختلاف زیادی با داده‌های واقعی دارد. بعضی گامها به نظرات کارشناسیِ مستقل از هر داده‌ای متکی هستند، بعضی هم بر تصمیمهای موردی متکی‌اند که بیشتر برای سهولت اتخاذ می‌شوند تا ربط علمی.

۳. پیش‌بینی USGS دربارهٔ زلزله

اینک به پیشگویی USGS در مورد زلزله در ناحیهٔ خلیج سان‌فرانسیسکو باز می‌گردیم [۱۲]. برای این پیش‌بینی دو مرحله طی شده است. در مرحلهٔ اول به منظور برآورد آهنگ لرزه‌خیزی، گردایه‌ای از ۲۰۰۰ مدل برای قطعات گسلیِ به‌هم پیوسته، سازگار با قیود لغزشی زمین‌ساختی منطقه‌ای، ساخته شد. مدلها به روش مونت‌کارلو از یک توزیع احتمال که با استفاده از داده‌ها و نظرات کارشناسی تعریف می‌شود، استخراج شدند [ر. ک. یادداشت ۱۱]. ما در درک جزئیات مشکل داشتیم، اما فکر می‌کنیم که مدلها از لحاظ شکل و ابعاد قطعات گسل، کسر لغزش رهاشدهٔ تالرزه‌ای بر هر یک از قطعات گسل، فراوانیهای نسبی که ترکیبات متفاوت قطعات گسل با آن فراوانیها تواماً گسیخته می‌شوند، رابطهٔ میان ناحیهٔ گسل و اندازهٔ زلزله و غیره با هم تفاوت دارند.

هر مدل تولیدشده به‌وسیلهٔ مونت‌کارلو، برای پیشگویی آهنگ منطقه‌ای دگرشکلیِ زمین‌ساختی به‌کارگرفته شد؛ اگر دگرشکلی پیشگویی‌شده به اندازهٔ کافی به آهنگ اندازه‌گیری شدهٔ دگرشکلی نزدیک نبود، مدل کنار گذاشته شد [ر. ک. یادداشت ۱۲]. این کار تا زمانی که ۲۰۰۰ مدل واجد قیدها شدند تکرار شد. این مجموعه از مدلها برای برآورد آهنگ بازگشت درازمدت زلزله‌های با اندازه‌های مختلف و برای برآورد عدم حتمیت برآورد آهنگها به منظور استفاده در مرحلهٔ دوم، به‌کار رفت.

در مرحلهٔ دوم سه مدل تصادفی عام برای گسیختگی قطعات گسلی ایجاد شد که امکان برآورد کردن پارامترها در این مدلها را از روی آهنگهای بازگشت درازمدتِ پیدا شده در مرحلهٔ اول فراهم کرد. سپس مدلهای تصادفی برای برآورد احتمال اینکه حداقل یک زلزله به بزرگی ۶٫۷ ریشتر یا بیشتر تا سال ۲۰۳۰ رخ دهد به‌کار رفت.

سعی خواهیم کرد که گامهای اصلی مرحلهٔ اول ــ ساختن آن ۲۰۰۰ مدل ــ را یک به یک بشماریم تا پیچیدگی کار مشخص شود.

۱. تعیین قیدهای منطقه‌ای بر روی حرکتهای تجمعی گسلی بر اساس اندازه‌گیریهای زمین‌پیمایشی.

۲. تهیهٔ نقشهٔ گسلها و قطعات گسل؛ شناسایی قطعات گسل با آهنگهای لغزشِ حداقل یک میلیمتر در سال. برآورد لغزش بر روی هر قطعهٔ گسل به‌طور عمده با استفاده از داده‌های دیرینه‌لرزه‌ای که در مواردی به‌وسیلهٔ داده‌های زمین‌پیمایشی و داده‌های دیگر تکمیل می‌شد. تعیین یک «عامل لغزش» برای هر قطعه (بر اساس نظرات کارشناسی) که میزان لغزش درازمدت روی قطعه است که با حرکت نالرزه‌ای وفق دارد. نمایش عدم حتمیت در طولها، پهناها و عاملهای لغزش در قطعهٔ گسل به عنوان متغیرهای مستقل گاوسی با میانگین صفر [ر. ک. یادداشت ۱۳]. استخراج تصادفیِ مجموعه‌ای از ابعاد قطعهٔ گسل و عاملهای لغزش از این توزیع احتمال.

۳. تعیین راههایی (بنابر نظرات کارشناسی) که قطعات هر گسل می‌توانند جداگانه و یا با هم گسیخته شوند [ر. ک. یادداشت ۱۴]. هر چنین ترکیبی از قطعات یک «چشمهٔ لرزه‌ای» است.

۴. تعیین میزان وفق لغزش درازمدت گسل با گسیختگی هر ترکیب از قطعات برای هر گسل (بنابر نظرات کارشناسی).

۵. انتخاب تصادفی (به‌ترتیب با احتمالهای ۰٫۲، ۰٫۲، و ۰٫۶) یکی از سه رابطهٔ عام بین ناحیهٔ گسل و رهایی گشتاور برای مشخص‌سازی بزرگیهای پیشامدهایی که هر ترکیب از قطعات گسل آن را تأیید می‌کند. نمایش عدم حتمیت در رابطهٔ عام به عنوان توزیعی گاوسی با میانگین صفر و انحراف معیار ۰٫۱۲، مستقل از ناحیهٔ گسل [ر. ک. یادداشت ۱۵].

۶. استفاده از رابطهٔ انتخاب شده و توزیع احتمال در نظر گرفته شده برای پارامترهای آن. تعیین یک میانگین بزرگی پیشامد برای هر چشمهٔ لرزه‌ای به روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو.

۷. ترکیب چشمه‌های لرزه‌ای در طول هر گسل «به‌گونه‌ای که درستنمایی نسبی آنها که به‌وسیلهٔ گروههای کارشناسی مشخص شده، معتبر دانسته شود». تعدیل فراوانیهای نسبی پیشامدها بر روی هر چشمه به‌طوری که هر قطعهٔ گسل با آهنگ لغزش زمین‌شناختی‌اش ــ آن‌گونه که قبلاً از داده‌های دیرینه‌لرزه‌ای و زمین‌پیمایشی برآورد شده‌اند ــ مطابقت کند. کنار گذاشتن ترکیب چشمه‌ها در صورتی‌که قید لغزش منطقه‌ای را نقض کند.

۸. تکرار گامهای قبلی تا وقتی که ۲۰۰۰ مدل منطقه‌ای واجد قید لغزشی شوند. این ۲۰۰۰ مدل به منظور برآورد کردن بزرگیها، آهنگها، و عدم حتمیت‌ها همشانس تلقی می‌شوند.

۹. با گامهای ۱ تا ۸ مدلِ پیشامدها روی هفت سیستم گسلیِ شناسایی شده ساخته می‌شود، اما پیشامدهای زمینه‌ای نامرتبط با آن گسلها نیز وجود دارند. آهنگ لرزه‌خیزی زمینه‌ای به صورت زیر برآورد می‌شود. از یک شیوهٔ بیزی (نامشخص) برای گروهبندی پیشامدهای تاریخیِ برگرفته از سه کاتالوگ ــ مرتبط یا نامرتبط با آن هفت سیستم گسلی ــ استفاده می‌شود. یک رابطهٔ عام بزرگی-فراوانیِ گوتنبرگ-ریشتر[1]، به صورت $N(M) = 10^{a-bM}$ را به پیشامدهایی که به‌نظر می‌رسد با هفت سیستم گسلی مرتبط نیستند برازش می‌دهند. برای این لرزه‌خیزی زمینه‌ای، مدلی به صورت یک فرایند پواسون نشاندار در نظر می‌گیرند. مدل پواسون را برای $M \geq 6{,}7$ برون‌یابی می‌کنند که احتمالی برابر با ۰٫۰۹ برای حداقل یک پیشامد به‌دست می‌دهد [ر. ک. یادداشت ۱۶].

در مرحلهٔ اول از شیوهٔ USGS، ۲۰۰۰ مدل تولید می‌شود و آهنگ لرزه‌خیزی درازمدت به عنوان تابعی از بزرگی برای هر چشمهٔ لرزه‌ای برآورد می‌گردد. حال مرحلهٔ دوم را توصیف می‌کنیم که خودِ پیش‌بینی زلزله است. توصیف ما سطحی است زیرا ما در درک جزئیات گزارش USGS مشکل داشتیم. در مرحلهٔ دوم، سه نوع مدل تصادفی برای بازگشت زلزله ــ یعنی مدل پواسونی، مدل زمانِ گذر براونی و مدل «زمانْ پیشگویی‌پذیر» ــ به آهنگهای لرزه‌خیزی برآورد شده در مرحلهٔ اول برازانده می‌شود [ر. ک. یادداشت ۱۷]. سرانجام این مدلهای تصادفی برای برآورد احتمال یک زلزلهٔ بزرگ با هم ترکیب می‌شوند.

مدلهای پواسونی و زمان گذر براونی برای برآورد احتمال اینکه یک زلزله موجب گسیختگی هر قطعه گسل شود، به‌کار رفتند. برخی پارامترهای مدل زمان گذر براونی به داده‌ها برازش داده شدند و برخی عمدتاً به‌طور اختیاری تعیین شدند. برای مثال، نادوره‌ای بودن (انحراف معیار زمان بازگشت تقسیم بر امید ریاضی زمان بازگشت) برابر با سه مقدار متفاوت ۰٫۳، ۰٫۵ و ۰٫۷ در نظر گرفته شد. مدل پواسونی نیازی به برآورد تاریخ آخرین گسیختگی هر قطعه ندارد. اما مدل زمان گذر براونی به این برآورد نیاز دارد. لذا این تاریخها از روی سوابق تاریخی برآورد شدند. بازپخش تنش به‌وسیلهٔ زلزله‌های بزرگ، مدل‌سازی شد. پیشگوییها با تعدیلاتی بر اساس بازپخشِ تنش و نیز بدون این تعدیلات انجام گرفت. پیشگوییها برای هر قطعه با پیشگوییها برای هر گسل با استفاده از نظرات کارشناسی دربارهٔ درستنماییهای نسبی چشمه‌های گسیختگی متفاوت ترکیب شدند.

در «مدل زمانْ پیشگویی‌پذیر» (تنش ناشی از بارگذاری زمین‌ساختی لازم است به همان سطح برسد که قطعه در رخداد قبلی گسیخته شده تا آنکه قطعه بتواند رخداد جدیدی را آغاز کند) برآورد کردن وضعیت تنش قبل از آخرین رخداد، نیاز به دانستن تاریخ آخرین رخداد و لغزش در خلال آخرین رخداد دارد. این داده‌ها تنها برای زلزلهٔ ۱۹۰۶ بر روی گسل سن آندریاس[1] و زلزلهٔ ۱۸۶۸ بر روی قطعهٔ جنوبی گسل هی‌ْورد[2] [۲] موجودند. بنابراین مدل «زمانْ پیشگویی‌پذیر» را نمی‌توان برای بسیاری، از قطعات گسل ناحیهٔ خلیج به‌کار برد.

محاسبات همچنین نیاز به برآورد بارگذاری گسل در طول زمان دارد که به‌نوبهٔ خود متکی بر مدلهای گرانرو کشسانیِ ساختار زمین‌شناختیِ منطقه‌ای است. مدل آهنگهای افت و بارگذاری تنش به صورت احتمالاتی ساخته شد [۱۲، ص ۱۷]. شکل مدلهای احتمال مشخص نشده است. مدلِ بارگذاری گسل سن آندریاس بر اثر زلزلهٔ ۱۹۸۹ لوما پریتا[3]، و مدل بارگذاری گسل هی‌ْورد بر اثر زلزلهٔ ۱۹۰۶، ساخته شد. احتمالهای برآورد شده با استفاده از مدل زمانْ پیشگویی‌پذیر تبدیل شد به پیش‌بینی‌هایی بر اساس نظرات کارشناسی دربارهٔ درستنمایی‌هایی نسبی اینکه رخدادی که روی یک قطعه آغاز می‌شود، متوقف می‌گردد یا روی قطعات دیگر منتقل می‌شود. به خروجیهای سه نوع مدل تصادفی برای هر قطعهٔ گسل بنابر نظرات یک هیأت پانزده نفری از افراد خبره، وزنهایی نسبت داده شد. وقتی نتایجی از

1. Gutenberg-Richter

1. San Andreas 2. Hayward 3. Loma Prieta

مدل زمانْ پیشگویی‌پذیر در دسترس نبودند، وزنهای خروجی آن عملا صفر گرفته شدند.

هیچ تعبیر سرراستی از پیش‌بینی احتمال USGS وجود ندارد. بسیاری از گامهای برداشته شده متضمن مدلهایی هستند که عمدتاً غیر قابل آزمایش‌اند. انتخاب مدلها اغلب دلخواه به‌نظر می‌رسد. فراوانیها با احتمالها یکی گرفته شده‌اند، از توزیعهای اتکایی استفاده شده، برآمدها همشانس فرض شده‌اند، و احتمالهای ذهنی به‌گونه‌ای به‌کار رفته‌اند که قوانین بیزی را نقض می‌کنند [ر.ک. یادداشت ۱۸].

۱.۳ برآورد عدم حتمیت به چه معناست؟

پیش‌بینی USGS، ۰٫۱ ± ۰٫۷ است که در آن ۰٫۱ برآوردی از عدم حتمیت است [۱۲]. آن ۲۰۰۰ مدل ناحیه‌ای که در مرحلهٔ ۱ تولید شدند، برآوردی از آهنگ لرزه‌خیزی درازمدت را برای هر چشمه (قطعات گسلی به‌هم پیوسته) و برآوردی از عدم حتمیت را برای هر آهنگ می‌دهند. از طریق فرایندی که ما آن را نمی‌فهمیم، آن عدم حتمیت‌ها به منظور برآورد عدم حتمیت احتمالِ برآورده‌شدهٔ یک زلزلهٔ بزرگ به مرحلهٔ ۲ منتقل شده‌اند. اگر این دیدگاه صحیح باشد، ۰٫۱ یک برآورد نقصانی خام برای عدم حتمیت است. بسیاری از منابع خطا نادیده گرفته شده‌اند که فهرست تعدادی از آنها در زیر می‌آید:

۱. خطا در نقشه‌های گسل و شناسایی قطعات گسل [ر.ک. یادداشت ۱۹].

۲. خطا در اندازه‌گیریهای زمین‌پیمایشی، در داده‌های دیرینه لرزه‌ای، و در مدلهای گرانرو کشسانیِ به‌کار رفته برای برآورد بارگذاری گسل و لغزش زیر سطحی از روی داده‌های سطحی.

۳. خطا در کسر برآورده شدهٔ تنش رها شدهٔ نالرزه‌ای از طریق خزش در هر قطعه گسل و خطا در مقدار نسبی لغزش که فرض شده با هر چشمهٔ لرزه‌ای وفق دارد.

۴. خطا در برآوردهای بزرگی، گشتاورها و مکانهای زلزله‌های تاریخی.

۵. خطا در وابستگیهای بین ناحیهٔ گسل و گشتاور لرزه‌ای.

۶. خطا در مدلهای بارگذاری گسل.

۷. خطا در مدلهای اثرات متقابل گسلها.

۸. خطا در رابطه‌های گوتنبرگ-ریشترِ عام، نه تنها در مقادیر پارامترها بلکه در شکل تابعی.

۹. خطا در احتمال برآورده‌شدهٔ یک زلزله که با هیچ‌یک از گسلهای منظور شده در مدل مرتبط نیست.

۱۰. خطا در شکل مدلهای احتمالِ بازگشت زلزله و در پارامترهای برآورده‌شدهٔ آن مدلها.

۴. دیدگاهی از گذشته

لیتل‌وود [۹] نوشته است:

ریاضیات (که منظورم ریاضیات محض است) قدرت درک جهان واقعی را ندارد؛ اگر قرار است احتمال با جهان واقعی سروکار داشته باشد، باید عواملی خارج از ریاضیات را در بر داشته باشد؛ معنی «احتمال» باید به جهان واقعی مربوط باشد و باید یک یا چند گزارهٔ «اولیه» دربارهٔ جهان واقعی وجود داشته باشد که بر اساس آنها به‌طور قیاسی (یعنی ریاضیاتی) پیش برویم. فرض خواهیم کرد که فقط یک گزارهٔ اولیه وجود دارد (زیرا می‌توانیم چند گزارهٔ اولیه را در هم ادغام کنیم)؛ این «اصل موضوع احتمال» را برای اختصار A می‌نامیم. گرچه این گزاره باید درست باشد، بنابر ماهیت خود قابلیت برهان قیاسی را ندارد، به این دلیل کافی که دربارهٔ جهان واقعی است ... .

دو مکتب وجود دارد. یکی، که آن را ریاضی خواهم نامید، درون ریاضیات قرار می‌گیرد و نتایجی دارد که بعداً بررسی خواهم کرد. با مکتب دیگر شروع می‌کنیم که آن را فلسفی خواهم نامید. این مکتب مستقیماً به مسالهٔ احتمال «واقعی» می‌پردازد. اصل موضوع A و معنای «احتمال» چیستند و چگونه می‌توانیم A را توجیه کنیم؟ در اینجا در نظر گرفتن دیدگاهِ موسوم به «نظریهٔ فراوانی» آموزنده است. طبیعی است باور کنیم که اگر (مشروط به شرایطی طبیعی) عملی مانند پرتاب تاس n بار تکرار شود، وقتی $n \to \infty$ نسبت ۶ها به‌طور حتم به حدی مانند p میل می‌کند. (تلاشهایی برای تعالی بخشیدن این حد در قالب نوعی مفهوم پیک‌ویکی[۱] انجام شده است ــ «حد» در داخل گیومه. اما خواه منظور شما حد معمولی باشد یا چیز دیگر، مشکل توضیح چگونگی رفتار «حد» را دارید و پیشرفت چندانی نکرده‌اید. با قرار دادن یک مفهوم در داخل گیومه نمی‌توان به آن مشروعیت بخشید.) اگر این گزاره را به عنوان «A» در نظر بگیریم، حداقل می‌توانیم مشکل دیگر یعنی معنی احتمال را بدون مقدمه‌چینی رفع و رجوع کنیم؛ ما اندازهٔ آن را برای پیشامد مورد نظر، عدد p تعریف می‌کنیم. اما برای باقی مشکلات، این A ما را به هیچ کجا نمی‌برد. فرض کنید ۱۰۰۰ بار تاس را پرتاب می‌کنیم و مایلیم بدانیم که چه انتظاری باید داشته باشیم. آیا ۱۰۰۰ برای اینکه همگرایی به‌دست آید به اندازهٔ کافی بزرگ است و تا چه حد؟ A چیزی در این باره نمی‌گوید. پس ناچاریم چیزی دربارهٔ آهنگ همگرایی به آن اضافه کنیم. حال یک A نمی‌تواند چیزی حاکی از حتمیت دربارهٔ تعداد خاص n پرتاب بیان کند، نظیر اینکه «نسبت ۶ها برای n به اندازهٔ کافی بزرگ (بزرگی بستگی به ε دارد) حتماً درون $p \pm \varepsilon$ قرار خواهد گرفت». این A فقط می‌تواند بگوید که «نسبت، با حداقل فلان احتمال (که بستگی به ε و n_0 دارد) هنگامی که $n > n_0$، بین $p \pm \varepsilon$ قرار خواهد گرفت.» وجود «دور باطل» آشکار است. نه تنها در توجیه یک Aی به‌کار بردنی شکست خورده‌ایم، حتی در بیان Aای که در صورت پذیرفتن درستی آن لااقل به‌کار بیاید، شکست خورده‌ایم. عموماً اتفاق‌نظر دارند که نظریهٔ فراوانی به‌کار نمی‌آید. اما این نظریه هر چه باشد واضح است که دور باطل بسیار

---

۱. Pickwickian، اصل معانی پیک‌ویکی نخستین بار به‌وسیلهٔ ریاضیدانان محض در تلاش برای تعریف چیزهایی مانند اعداد گنگ به‌وجود آمد. آنها ملاحظه کردند که موجودی را که همان خواص صوری $\sqrt{2}$ و $\sqrt{3}$ را دارد یا باید داشته باشد، می‌توان $\sqrt{2}$ یا $\sqrt{3}$ گرفت، هر چند که ساختار درونی آن با آنچه عموماً به اعداد گنگ نسبت داده می‌شود، بسیار متفاوت باشد. بنابراین آنها $\sqrt{2}$ و $\sqrt{3}$ را به صورت سریهایی از اعداد گویا تعریف می‌کنند و نشان می‌دهند که چنین سریهایی نسبت به هم روابطی دارند که اعداد گنگ باید نسبت به یکدیگر داشته باشند. البته اغلب اشخاص اعداد گنگی نظیر $\sqrt{2}$ و $\sqrt{3}$ را سریهایی از اعداد معمولی در نظر نمی‌گیرند بلکه آنها را نوع خاصی از عدد تلقی می‌کنند. بنابراین وقتی از سریهایی از اعداد گویا با نام «اعداد گنگ» یاد می‌کنیم، می‌توان گفت که این عبارت را «به معنای پیک‌ویکی» به‌کار برده‌ایم در اینجا هم «حد» به معنای پیک‌ویکی، چیزی است که همان خواص حد را داشته باشد و از این لحاظ با آن هم‌ارز باشد.ـم.

ریشه‌دار است: حتمیت، ناممکن است. حکم A را هر چیزی که تعیین کنیم، این حکم باید تنها برحسب «احتمال» باشد.

۵. نتیجه‌گیری

درک پیش‌بینی‌های زلزله دشوار است، تا حدی به این دلیل که تعبیرهای استاندارد احتمال در این مورد کفایت نمی‌کنند. تعبیر «مدل‌پایه» بهتر است؛ اما فاقد توجیه تجربی است. به‌علاوه مدلهای احتمال تنها بخشی از ابزارهای پیش‌بینی هستند. برای مثال، پیش‌بینی USGS دربارهٔ ناحیهٔ خلیج سان‌فرانسیسکو برای سالهای ۲۰۰۰ـ۲۰۳۰ متضمن نقشه‌های زمین‌شناسی، نقشه‌های زمین‌پیمایشی، محاسبات بارگذاری گرانرو کشسانی، مشاهدات دیرینه‌لرزه‌ای، قواعد سرانگشتی برون‌یابی در مورد جغرافیای منطقه و بزرگی، شبیه‌سازی، و اتکای زیاد به نظرات کارشناسی است. صرف‌نظر از مشکلات فلسفی، مقدارهای عددی احتمال تا حد زیادی دلبخواه به‌نظر می‌رسند.

زلزلهٔ بزرگ دیگری در ناحیهٔ خلیج سان‌فرانسیسکو اجتناب‌ناپذیر، و از لحاظ زمان زمین‌شناختی قریب‌الوقوع است. ولی احتمالها سبب انحراف افکار می‌شوند. USGS می‌تواند به‌جای پیش‌بینی زلزله به اصلاح مقررات ساختمان‌سازی کمک کند و برای واکنش دولت به زلزلهٔ بزرگ بعدی برنامه‌ریزی کند. ساکنان ناحیهٔ خلیج باید احتیاطهای عقلانی را به عمل آورند که از جمله مقاوم کردن و محکم کردن خانه‌هایشان، و نیز ایمن کردن دستگاه آبگرمکن، قفسه‌های کتاب و دیگر اشیای سنگین است. همچنین باید کمکهای اولیه، آب و غذا در دسترس داشته باشند؛ و پیش‌بینی USGS را در مورد احتمال زلزله چندان جدی نگیرند.

یادداشتها

۱. برای تاریخ این موضوع پیش از ۱۹۹۰ به کتاب استیگلر [۱۱] مراجعه کنید. در حال حاضر، دو مکتب اصلی عبارت‌اند از فراوانی‌گرایی و بیزگرایی. فراوانی‌گراها، که عینی‌گرا نیز نامیده می‌شوند، احتمال را برحسب فراوانی نسبی تعریف می‌کنند. بیزگراها، که ذهنی‌گرا نیز خوانده می‌شوند، احتمال را به عنوان میزان باور تعریف می‌کنند. ما دربارهٔ دیگر نظریه‌ها، از قبیل نظریه‌های متعلق به فیشر، جفریز و کینز، بحث نمی‌کنیم؛ اگر چه به «احتمالهای اتکایی» فیشر در یادداشت ۱۱ مختصر اشاره‌ای می‌کنیم.

۲. مشخص کردن دقیق اینکه کدام شرایط باید در خلال آزمایشها یکسان باشد، و در حقیقت، اینکه «یکسان» چه معنا می‌دهد، دشوار است. در فیزیک کلاسیک، برای مثال، اگر تمام شرایط یکسان باشند، نتیجه همیشه یکسان خواهد بود؛ که منظور ما از تصادفی بودن، این نیست.

۳. بیزگرا دربارهٔ طبیعت یک باور پیشین دارد. این [باور] پیشین با ورود داده‌ها، با استفاده از قانون بیز، به‌روز می‌شود: در اساس، بنابر درستنمایی داده‌ها به پیشین وزن دوباره داده می‌شود [۶، صص. ۲۹ به بعد]. بیزگرایی که پیشین سره نداشته باشد، یعنی باور پیشین او یک توزیع احتمال نباشد، یا از قانون بیز برای به‌روز کردن استفاده نکند، بنابر اصول نظریهٔ خودش، نامعقولانه رفتار می‌کند [۵]. برای مثال، پیشین جفریز عموماً ناسره است، زیرا دارای جرم نامتناهی است؛ بیزگرایی که این پیشین را بکار می‌برد، در معرض تلمبهٔ پول[۱] [۲، ص ۸۴۹] قرار دارد. اغلب گفته می‌شود که داده‌ها، پیشین را محو می‌کنند: اثر پیشین در صورتی که به اندازهٔ کافی مشاهده وجود داشته باشد، اهمیت ندارد [۶، صص. ۳۴ به بعد]. این امر زمانی که تعداد زیادی مشاهده و تعداد کمی پارامتر وجود داشته باشد، درست است. در مقابل، در پیشگویی زلزله تعداد کمی مشاهده و تعداد زیادی پارامتر وجود دارد.

۴. تعداد وضعیتها از جمله بستگی به دمای گاز دارد. در مدلهایی که ما توصیف می‌کنیم، ذرات «اثر متقابل» ندارند. برای مثال، آنها به یکدیگر به‌طور شیمیایی نمی‌چسبند.

۵. برای تعریف ضرایب دوجمله‌ای، m شیء را در نظر بگیرید. چند روش برای انتخاب k شیء از میان m شیء وجود دارد؟ جواب به‌وسیلهٔ ضریب دوجمله‌ای داده می‌شود:

$$\binom{m}{k} = \binom{m}{m-k} = \frac{m!}{k!(m-k)!} \quad \text{، به‌ازای } k = 0, 1, \ldots, m$$

فرض کنید n و r اعداد صحیح مثبتی باشند. چند دنبالهٔ $(j_1, j_2, \ldots, j_r)$ از اعداد صحیح نامنفی با $j_1 + j_2 + \cdots + j_r = n$ وجود دارد؟ جواب عبارت است از،

$$\binom{n+r-1}{n}$$

برای استدلال، مراجعه کنید به کتاب فلر [۴]. برای مربوط کردن این مطلب با آماره‌های بوز-اینشتین، $\{j_1, j_2, \ldots, j_r\}$ را مقدار ممکن بردار حالت و j_i را برابر با تعداد ذرات در حالت کوانتومی i در نظر بگیرید.

۶. به عبارت دیگر، تعداد روشهای انتخاب n تا از r حالت، که هر یک به‌وسیلهٔ یک ذره اشغال می‌شود.

۷. در نظریهٔ احتمال، می‌توانیم یک «گاز» ماکسول-بولتسمان را تصور کنیم که متشکل از $n = 2$ سکه باشد. هر سکه می‌تواند در هر یک از $r = 2$ حالت کوانتومی شیر یا خط باشد. در آماره‌های ماکسول-بولتسمان، بردار حالت دو مؤلفه، یکی برای هر سکه، دارد. مؤلفه‌ها بیان می‌کنند که سکهٔ متناظر، شیر یا خط است. به تعداد

$$r^n = 2^2 = 4$$

مقدار ممکن برای بردار حالت وجود دارد: HH، HT، TH، و TT. این حالتها همشانس هستند.

برای تعمیم این مثال، جعبه‌ای حاوی n بلیط را که با شماره‌های $1, 2, \ldots, r$ برچسب خورده‌اند، در نظر بگیرید. n بلیط را به تصادف با جایگذاری از جعبه استخراج می‌کنیم. می‌توانیم n استخراج را به عنوان حالت کوانتومی n ذره، که هر کدام r حالت ممکن دارد، در نظر بگیریم. این، «بلیط-گاز» است. تعداد r^n برآمد ممکن، همگی همشانس، متناظر با آماره‌های ماکسول-بولتسمان وجود دارد. حالت $r = 2$ متناظر با سکه-گاز است؛ حالت $r = 6$ «تاس-گاز» است، که مدل استاندارد برای پرتاب n تاس است.

فرض کنید $X = \{X_1, \ldots, X_r\}$ اعداد اِشغال برای بلیط-گاز باشد: به عبارت دیگر، X_i تعداد ذرات در حالت i باشد. به تعداد

$$\binom{n+r-1}{n}$$

مقدار ممکن برای X وجود دارد. اگر بلیط-گاز، بوز-اینشتینی می‌بود، این مقادیر همشانس می‌بودند. با آمارهٔ ماکسول-بولتسمان این مقادیر همشانس نیستند: در عوض، X دارای توزیع چندجمله‌ای است. فرض کنید $j_1, j_2, \ldots, j_r$ اعداد صحیح نامنفی با مجموع n باشند. در این‌صورت

$$P(X_1 = j_1, X_2 = j_2, \ldots, X_r = j_r) = \frac{n!}{j_1!\, j_2! \cdots j_r!} \times \frac{1}{r^n}$$

اصل دلیل ناکافی برای نظریهٔ احتمال کافی نیست، زیرا هیچ روش متعارفی برای تعریف مجموعهٔ برآمدهایی که باید همشانس گرفته شوند، وجود ندارد.

۱. money-pump؛ فرایندی پویاست که طی آن تصمیم‌گیر امور مالی همهٔ دارایی خود را پس از یک سری مبادلات مطلوب از دست می‌دهد.ـم.

۸. شایع‌ترین ایزوتوپ هلیوم، He^4 است؛ هر اتم دارای دو پروتون، دو نوترون، و دو الکترون است. He^3 فاقد یکی از نوترونهاست، که ترمودینامیک را به‌طور اساسی تغییر می‌دهد.

۹. تقریباً فقط یک زلزله به بزرگی $+8$ در هر سال در دنیا رخ می‌دهد. در ناحیهٔ خلیج سان‌فرانسیسکو، اگر آهنگ لرزه‌خیزی تغییر نکند، زمانی از مرتبهٔ بزرگی یک قرن طول می‌کشد که یک زلزلهٔ بزرگ اتفاق بیفتد، که مقیاس زمانی مناسبی برای ارزیابی پیشگوییها نیست.

۱۰. گردایهٔ Σ باید شامل S و تحت متمم‌گیری و اجتماعهای شمارا بسته باشد؛ یعنی اینکه Σ باید در شرایط زیر صدق کند: $S \in \Sigma$؛ اگر $A \in \Sigma$ آنگاه $A^c \in \Sigma$؛ و اگر $A_1, A_2, \ldots \in \Sigma$ آنگاه $\cup_{j=1}^{\infty} A_j \in \Sigma$.

۱۱. برخی پارامترها به کمک داده‌ها برآورد شدند. در شیوهٔ مونت‌کارلو چنین پارامترهایی به عنوان متغیرهایی تصادفی تلقی می‌شوند که مقادیر مورد انتظار آنها مقدارهای برآوردشده هستند. تغییرپذیری آنها از شکل پارامتری (گاوسی) تبعیت می‌کند. این، «استنباط اتکایی» است [۸، صص ۲۲۹ـ۲۳۰]، که نه فراوانی‌گرا و نه بیزگراست. همچنین برای برخی جنبه‌های مدلها، نظیر رابطهٔ میان ناحیهٔ گسل و بزرگی زلزله چندین نظریهٔ رقیب وجود دارد. در چنین مواردی، شیوهٔ مونت‌کارلو یکی از نظریه‌های رقیب را به تصادف بنابر توزیع احتمالی انتخاب می‌کند که بازتاب «نظر کارشناسی که به هنگام بررسی تکامل یافته» می‌باشد. از آنجا که نظرها بعد از تحلیل داده‌ها پیراسته شدند، اینها توزیعهای احتمال پیشین نیستند؛ نظرها نیز با استفاده از قانون بیز به‌روز نشدند. یادداشت ۳ را ببینید.

۱۲. در حدود ۴۰٪ از مدلهای به‌تصادف تولید شده، به دلیل نقض این قید که لغزش زمین‌ساختی ناحیه‌ای باید بین ۳۶ و ۴۳ میلیمتر در سال باشند، کنار گذاشته شدند.

۱۳. انحراف معیارها در چندین مورد که تصور می‌شود لغزش با فعالیت لرزه‌ای خاص تطبیق داشته باشد صفرند ــ عدم حتمیتی در کار نیست؛ جدول ۲ی گزارش [۱۲] را ببینید. حتی انحراف معیارهای ناصفر به‌نظر اختیاری می‌آیند.

۱۴. به‌نظر می‌رسد که در بررسی مورد بحث قصد داشته‌اند تمام $۱ - ۲^n$ طریق ممکنی را که حداقل یکی از n قطعه گسل می‌تواند گسیخته شود همشانس بگیرند؛ اما مثال صفحهٔ ۹ گزارش [۱۲] به ۶ طریق ممکن که یک گسل سه قطعه‌ای می‌تواند گسیخته شود اشاره می‌کند و نه به $۷ = ۱ - ۲^۳$. اما بعداً احتمال یک «زلزلهٔ شناور» را اضافه می‌کند، که تعداد کل ترکیبها را به ۷ باز می‌گرداند. اینکه نویسنده‌ها دقیقاً چه چیزی در ذهن داشته‌اند، معلوم نیست. شاید یک قید ضمنی وجود داشته باشد: قطعه‌هایی که گسیخته می‌شوند باید هم‌جوار باشند. اگر چنین باشد، آنگاه برای یک گسل سه قطعه‌ای که در آن قطعه‌ها به‌ترتیب از یک انتهای گسل (قطعهٔ ۱) تا دیگر انتها (قطعهٔ ۳)، شماره‌گذاری شده‌اند، شش سناریوی گسست زیر امکان‌پذیر است: {۱}، {۲}، {۳}، {۱,۲}، {۲,۳}، {۱,۲,۳}؛ بررسی مورد بحث، هفتمین زلزلهٔ «شناور» را به آنها اضافه می‌کند.

۱۵. تمام رابطه‌ها به شکل تابعی $M = k + \log A$ هستند، که در آن M بزرگی گشتاور و A ناحیهٔ گسل است. تعداد کمی اندازه‌گیری مربوط به کالیفرنیا برای در نظر گرفتن قید در رابطه‌ها وجود دارد (فقط هفت زلزلهٔ امتداد‌ـلغز «مستند» با $M \geq ۷$، که به تاریخ قبل از ۱۸۵۷ برمی‌گردد وجود دارد)، و شواهدی در دست است که لرزه‌خیزی کالیفرنیا از مدل عام تبعیت نمی‌کند.

۱۶. این احتمال در پایان تحلیل اضافه می‌شود و هیچ عدم حتمیتی با این عدد همراه نیست.

۱۷. در مرحلهٔ ۱ برآوردهایی برای آهنگهای هر چشمه تولید شد؛ ظاهراً اینها در مرحلهٔ ۲ به اطلاعاتی درباره قطعه‌های گسل تفکیک شده‌اند و به این منظور از نظرات کارشناسی درباره درستنمایی‌های نسبی قطعه‌هایی که جداگانه یا با هم گسیخته می‌شوند استفاده شده است.

۱۸. یادداشتهای ۳ و ۱۱ را ببینید.

۱۹. برای مثال، گسل مونت دیابلو تراست (Mount Diablo Thrust)، که ۳ میلیمتر در سال می‌لغزد، در سال ۱۹۹۰ تشخیص داده نشده اما در مدل ۱۹۹۹ در نظر گرفته شده است [۱۲]. به‌علاوه چشمه‌های لرزه‌ای ممکن است به‌خوبی به صورت قطعات گسلی به‌هم پیوسته نمایش داده نشده باشد.

مراجع

1. Anderson, M., J. R. Ensher, M. R. Matthews, C. E. Wieman, and E. A. Cornell: 1995, 'Observation of Bose-Einstein condensation in a dilute atomic vapor'. *Science* **269**, 198-201.
2. Eaton, M. L. and W. D. Sudderth: 1999, 'Consistency and strong inconsistency of groupinvariant predictive inferences'. *Bernoulli* **5**, 833-854.
3. Ellsworth, W., M. Matthews, R. Nadeau, S. Nishenko, P. Reasonberg and R. Simpson: 1998, 'A physically-based earthquake recurrence model for estimation of long-term earthquake probabilities'. In: *Proceedings of the Second Joint Meeting of the UJNR Panel on Earthquake Research*. pp. 135-149.
4. Feller, W.: 1968, *An Introduction to Probability Theory and Its Applications*, Vol. I. New York: John Wiley & Sons, Inc., 3rd edition.
5. Freedman, D.: 1995, 'Some Issues in the Foundations of Statistics'. *Foundations of Science* **1**, 19-39.
6. Hartigan, J.: 1983, *Bayes Theory*. New York: Springer-Verlag.
7. Kolmogorov, A.: 1956, *Foundations of the Theory of Probability*. New York: Chelsea Publishing Co., 2nd edition.
8. Lehmann, E.: 1986, *Testing Statistical Hypotheses*. New York: John Wiley and Sons, 2nd edition.
9. Littlewood, J.: 1953, *A Mathematician's Miscellany*. London: Methuen & Co. Ltd.
10. Reif, E.: 1965, *Fundamentals of Statistical and Thermal Physics*. New York: McGraw-Hill Book Publishing Co.
11. Stigler, S.: 1986, *The History of Statistics: The Measurement of Uncertainty befor 1900*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
12. USGS: 1999, 'Working Group on California Earthquake Probabilities. Earthquake Probabilities in the San Francisco Bay Region: 2000-2030-A Summary of Findings'. Technical Report Open-File Report 99-517, USGS, Menlo Park, CA.

* * * * * *

- D. A. Freedman and P. B. Stark, "What is the chance of an earthquake?", Technical Report 611, University of California, Berkeley (Sep. 2001; revised Jan. 2003).

* دیوید فریدمن و فیلیپ استارک، دانشگاه کالیفرنیا، برکلی، آمریکا