

姜祥华,刘杰,孟令媛,等. 2025. 地震发生率指数对川滇地区强震的预报效能研究[J]. 地震研究, 48(2): 253–263, doi: 10.20015/j.cnki.ISSN1000-0666.2025.0027.

Jiang X H, Liu J, Meng L Y, et al. 2025. Assessing earthquake prediction performance based on seismicity rate index in Sichuan-Yunnan region[J]. *Journal of Seismological Research*, 48(2): 253–263, doi: 10.20015/j.cnki.ISSN1000-0666.2025.0027.

地震发生率指数对川滇地区强震的预报效能研究*

姜祥华¹, 刘杰¹, 孟令媛¹, 韩颜颜¹, 陈佳维²

(1. 中国地震台网中心, 北京 100045; 2. 应急管理部 国家自然灾害防治研究院, 北京 100085)

摘要: 应用地震发生率指数方法对 2014 年 1 月 1 日—2023 年 12 月 31 日川滇地区发生的 11 次强震开展了震例回溯研究, 发现地震前兆主要表现为在强震前不到半年内震中附近小震活动出现显著增强。不同时空预测参数下的预报效能评价结果显示, 地震发生率指数对川滇地区的强震具有短期预报能力。当预测半径为 90 km、预测时长为 80 d 时, 地震发生率指数的预报效能最佳, R 值评分约为 0.60, 显著性水平 α 约为 0.000 06。

关键词: 地震发生率指数; 地震增强; 地震平静; 地震预测; 预报效能; 川滇地区

中图分类号: P315.72 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-0666(2025)02-0253-11

doi: 10.20015/j.cnki.ISSN1000-0666.2025.0027

0 引言

地震预测是世界性科学难题, 其研究具有很大的挑战性。虽然地震能否被预测曾经出现过较大争议, 但关于地震预测的研究和地震前兆的寻找却从未停止 (Gulia *et al.*, 2020; Katsumata, Zhuang, 2020; Savran *et al.*, 2020; Zhang *et al.*, 2021; Yu *et al.*, 2022a)。其中的典型代表是“地震可预测性合作研究” (Collaboratory for the Study of Earthquake Predictability, CSEP) 计划, 鼓励全球研究人员定义和发展多种地震预测模型, 采用向前地震预测试验、可对比的数据、统一规范的计算标准和严格科学的统计检验方法评估等方式开展国际合作研究, 通过对模型的严格统计检验与评估, 提高对地震可预测性的认识 (Schorlemmer *et al.*, 2018)。中国于 2009 年加入了 CSEP 计划, 2018 年成立的中国地震科学实验场成为 CSEP 2.0 阶段在中国的新测试区 (张盛峰, 张永仙, 2021)。

在各种地震前兆中, 地震活动性变化一直扮演着重要角色。其中, 地震活动平静和增强作为典型的地震活动性异常受到广泛关注。长期以来, 我国主要是基于地震活动图像进行经验预报 (呼楠等, 2024; Yu *et al.*, 2022b)。国外研究者更偏重于使用一些参数来定量分析地震活动性的变化, 先后提出了 3 种比较有代表性的方法分别是 ZMAP (Wiemer, Malone, 2001)、RTL (Sobolev, Tyupkin, 1999) 和 PI (Rundle *et al.*, 2002)。基于这些方法, 不少强震前的中小地震平静或增强现象得以被识别和研究 (Zhang *et al.*, 2017), 如 2008 年汶川 $M_s 8.0$ 地震 (Huang, 2008)、2004 年苏门答腊 $M_w 9.1$ 地震 (Katsumata, 2015) 和 2011 年日本东北 $M 9.0$ 地震 (Katsumata, 2017) 前出现的中小地震显著平静。由于地震前兆活动图像往往难以在不同地震前重现, 我国的经验预报在半个多世纪的实践中并没有取得显著性突破 (石耀霖等, 2018), 严格定量化的统计预报将是一个发展方向。

为了定量分析小震活动的增强和平静, 姜祥

* 收稿日期: 2024-06-30.

基金项目: 国家重点研发计划 (2021YFC3000705); 中央级公益性科研院所基本科研业务专项 (ZDJ2018-04).

第一作者简介: 姜祥华 (1987-), 博士, 高级工程师, 主要从事地震预测研究. E-mail: jiangxh@seis.ac.cn.

华于 2019 年提出地震发生率指数方法 (姜祥华, 2020), 并将该方法应用到中国地震台网中心日常的震情跟踪工作当中, 在不少中强地震前识别到了地震活动显著增强异常, 如 2020 年 1 月 19 日新疆伽师 $M_s 6.4$ 地震 (孟令媛等, 2020)、2020 年 7 月 23 日西藏尼玛 $M_s 6.6$ 地震 (姜祥华等, 2021) 和 2021 年 3 月 19 日西藏比如 $M_s 6.1$ 地震 (田雷等, 2021)。本文将详细介绍地震发生率指数方法的原理和算法, 然后使用该方法对 2014 年 1 月 1 日—2023 年 12 月 31 日川滇地区的 11 次强震开展震例回溯研究, 分析总结前兆异常的主要特征, 最后对不同时空预测参数下的预报效能进行定量评价, 进而认识地震发生率指数异常对强震时间和地点的指示能力。

1 数据和方法

1.1 数据

川滇地区位于青藏高原东南隅, 受高原物质侧向挤出的影响, 区内构造变形强烈、强震频发。中国地震科学实验场就位于上述区域内部。本文计算所用的 $M_L \geq 3.0$ 小震目录来自中国地震台网中心国家地震科学数据中心, 起始时间选为 2009 年 1 月 1 日。中国地震局于 2007 年底建成了新一代中国数字地震观测系统, 并于 2008 年 10 月 1 日正式提供地震观测报告等数据产品, 台网检测能力大幅提升。因此选取 2009 年 1 月 1 日以来的地震目录可确保在数据质量上的统一。2014 年 1 月 1 日—2023 年 12 月 31 日, 川滇地区先后发生了 11 次 $M_s \geq 6.0$ 地震, 将这些地震作为预测研究的目标地震。目标地震的起始时间选择为 2014 年 1 月 1 日是因为计算需要选取 5 年时长作为背景, 预报只能从该时间开始。小震和目标地震的震中分布如图 1 所示。

一次较大地震的发生, 通常在短时间内会触发大量余震。为了消除强烈余震活动造成地震活动增强的假象, 在数据预处理阶段运用陈凌等 (1998) 提出的 G—C 法对地震目录进行余震删除。目录的完备性对计算结果的准确性也有重要影响。本文采用最大曲率法 (MAXC) (Wiemer, Wyss,

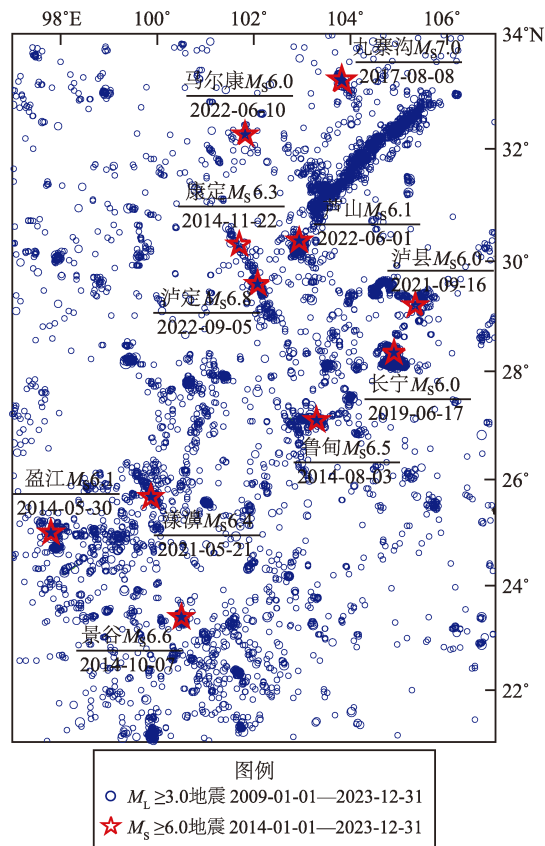


图 1 2009 年 1 月 1 日—2023 年 12 月 31 日川滇地区 $M \geq 3.0$ 地震分布

Fig. 1 Distribution of $M \geq 3.0$ earthquakes that occurred in Sichuan-Yunnan region from Jan. 1, 2009 to Dec. 31, 2023

2000) 来估计研究区域内的最小完备震级 M_c 分布。将区域剖分为 $0.25^\circ \times 0.25^\circ$ 的网格。对每个网格, 挑选距离网格中心 50 km 内的地震事件用于计算 M_c 。上述网格间距和空间窗口半径与下文计算所用参数一致。圆形窗口内的最小样本数规定为 200, 小于 200 则不进行计算。每个样本进行 Bootstrap 重采样 1 000 次, 从而获得关于 M_c 的误差估计。2009 年 1 月 1 日—2023 年 12 月 31 日, 川滇地区的最小完备震级和误差如图 2 所示。 M_c 的最大值为 $M_L 2.5$, 标准差大都小于 0.4。本文选择 $M_L 3.0$ 作为计算的震级下限, 以确保地震的完备性。

1.2 地震发生率指数方法

将计算区域按一定间距划分为网格。以每个网格中心为圆心, 取半径为 r 的圆作为采样窗口。对于 t 时刻, 往回取长度为 T_b 的时间窗 $t_0 \sim t$ 作为背景时段, 其中 $t_0 = t - T_b$, 取长度为 T_w 的时间窗

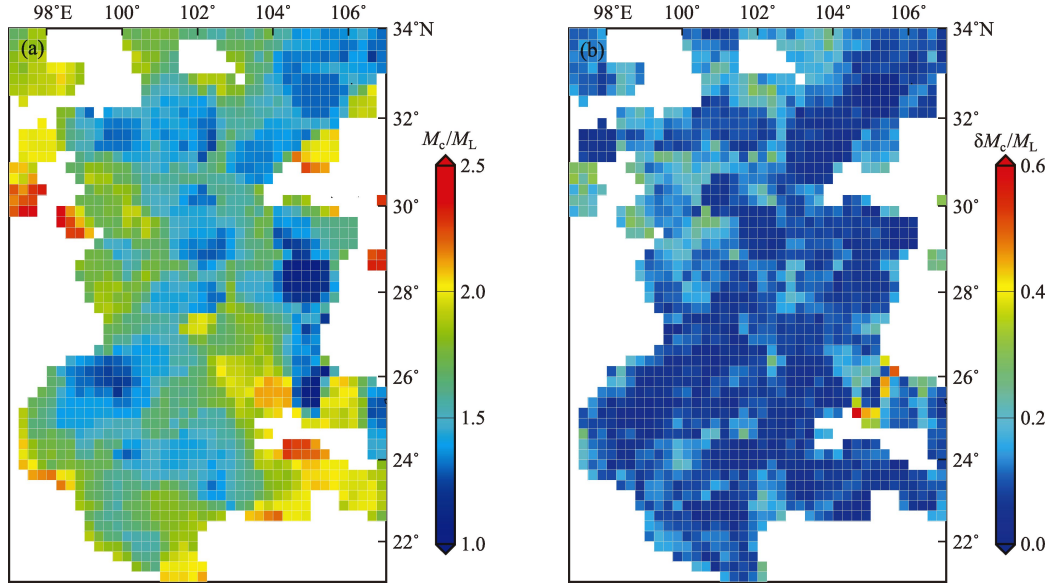


图2 川滇地区的最小完备震级分布 (a) 和误差估计 (b)

Fig. 2 Spatial distribution of M_c (a) and error estimation (b) in Sichuan-Yunnan region

$t_1 \sim t$ 作为异常探测时段, 其中 $t_1 = t - T_w$ 。为了定量分析每个网格的地震活动性变化, 选取泊松分布作为参考模型。假设在背景时段内发生的地震个数为 N , 如果地震在时间上均匀发生, 则 T_w 时间内的平均地震发生率 λ 为:

$$\lambda = \frac{N}{T_b} T_w \quad (1)$$

根据泊松分布, T_w 时间内发生 k 次地震的概率 $p(k)$ 为:

$$p(k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \quad (2)$$

记异常探测时段 $t_1 \sim t$ 内实际发生的地震次数为 n , 定义地震发生率指数 SRI (seismicity rate index) 为:

$$SRI = \sum_{k=0}^n e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \quad (3)$$

式 (3) 将 $t_1 \sim t$ 内实际发生的地震数映射为 0 ~ 1 的累积概率值, 从而实现对地震活动水平的度量。将 t 在时间上按照一定步长进行滑动就可算出每个网格在不同时刻的 SRI 值。 n 越大, SRI 值将越大; n 越小, SRI 值将越小; SRI 值接近 0 或 1 的程度表征了 $t_1 \sim t$ 时间内地震活动偏离泊松分布

预期的程度, 刻画了异常探测时段地震发生率与背景地震发生率的差异程度; SRI 值越接近 1 代表地震活动增强越显著, 越接近 0 代表地震活动平静越显著。从假设检验的角度理解, 零假设为 H_0 : 地震活动在时间上是均匀泊松过程; 备择假设为 H_1 : 地震活动在时间上不是均匀泊松过程。 SRI 值接近 0 或 1 的程度表征了对零假设的拒绝程度, 揭示了地震活动在时间上非均匀的程度。

本文的计算中, 将空间采样窗口半径 r 设置为 50 km, 将背景时长 T_b 设置为 1 825 d (5 年), 将异常探测时长 T_w 设置为 90 d。上述参数设置基于震例回溯经过多次试算后确立, 带有一定经验性。计算区域采用 $0.25^\circ \times 0.25^\circ$ 的网格进行划分, 时间步长设置为 5 d, 这两个参数主要决定空间上和时间的分辨率。计算的震级下限为 $M_L 3.0$ 。在异常的识别上, 分别取 0.975 和 0.025 作为地震活动显著增强和显著平静的阈值, 即 $SRI \geq 0.975$ 的网格为显著增强, $SRI \leq 0.025$ 的网格为显著平静。将由 4 个以上连续异常网格形成的区域识别为异常区域。

2 震例回溯分析

对 11 次强震开展震例回溯分析, 包括 2 次示例强震的异常演化回溯和 11 次强震前的异常概况。

对于地震前兆出现的时间和空间范围,学术界没有统一的认识,时间上从地震前几小时到几年不等,异常震中距从几千米到几百千米甚至上千千米不等 (Cicerone *et al*, 2009)。在地震前兆异常的认定上,本文约定如下准则:①异常区域需含有 4 个以上连续异常网格。②异常区域到震中的距离需在 200 km 以内,如果存在多个异常区域满足条件,将距震中最近者作为前兆异常。③异常与地震的间隔时间需在 180 d 以内,如果满足条件的异常区域不止一个,则将间隔时间最小者作为前兆异常。

以上 3 条准则按次序执行,将用于震例的前兆异常分析。准则①要求异常在空间上有一定的聚集规模,这可在一定程度上避免异常的偶然性,排除一些虚假异常。按照 $0.25^{\circ} \times 0.25^{\circ}$ 的网格大小,即要求异常面积需达到 0.25 平方度以上。在前兆的物理机制尚不十分明确的情况下,一种常见的做法是根据异常与地震的时空距离来判断其是否为前兆,准则②和③分别限定了前兆异常与地震的最大震中距和最大间隔时间。震例研究显示震中距 200 km 内和震前 180 d 内足以搜寻到地震的前兆异常,也足以覆盖各个震例前兆异常时空分布的特征范围。本文中,异常震中距为地震与异常区域内网格的最小欧氏距离。在异常和地震的关联性上,一种合理的倾向是认为时空距离越小者与地震的关联越紧密。因此,准则②和③在前兆异常的认定上附加了就近原则,当有多个符合时空范围要求的异常区域时,优先选取空间距离和时间距离最近者作为前兆异常。就近原则使得每个震例最多只有一个异常能被视为前兆,这样可极大简化对前兆异常的统计分析,突显出最紧密异常的时空分布特征。就近原则还能在很大程度上消除准则②和③中参数设置改变给震例前兆异常分析带来的不确定性,确保前兆异常认定结果的稳定性。

2.1 2022 年 6 月 10 日马尔康 $M_s6.0$ 地震

图 3 显示了 2022 年 6 月 10 日马尔康 $M_s6.0$ 地震前的地震发生率指数分布演化。图中共出现过 5 个异常满足准则①,即空间上含有 4 个以上连续异常网格,分别标记为 A (图 3b~e)、B (图 3a、

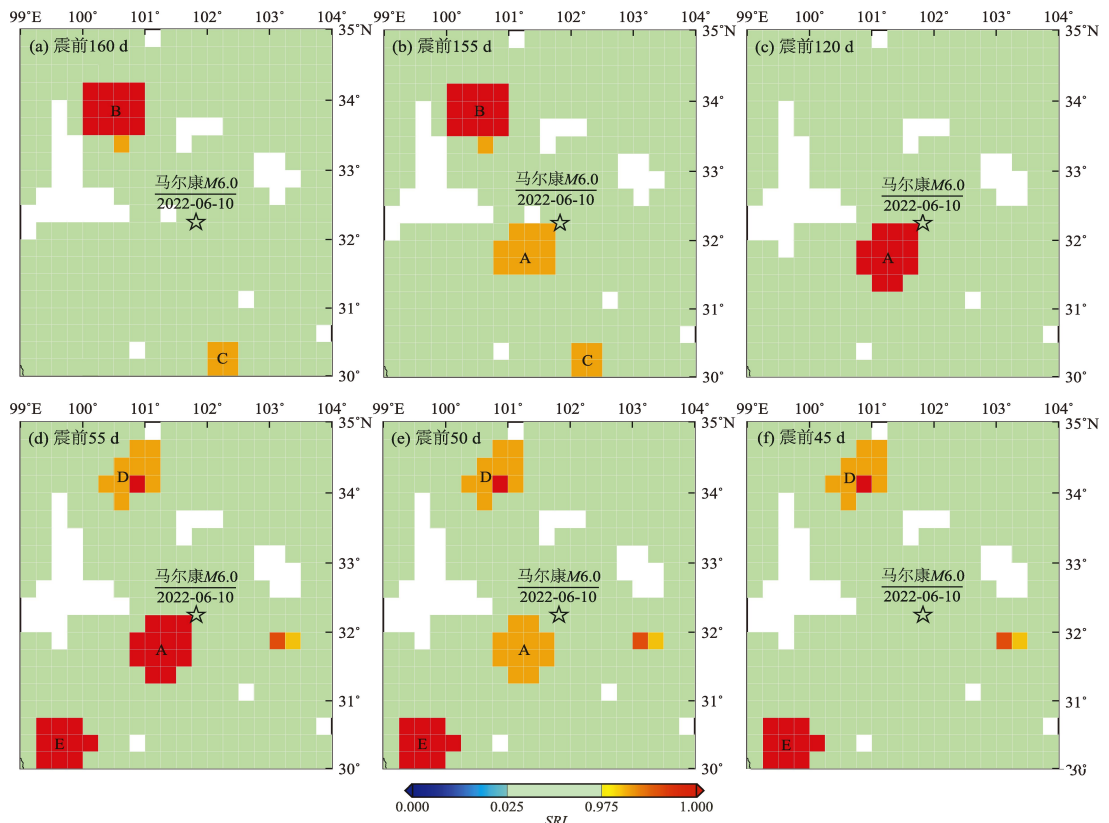
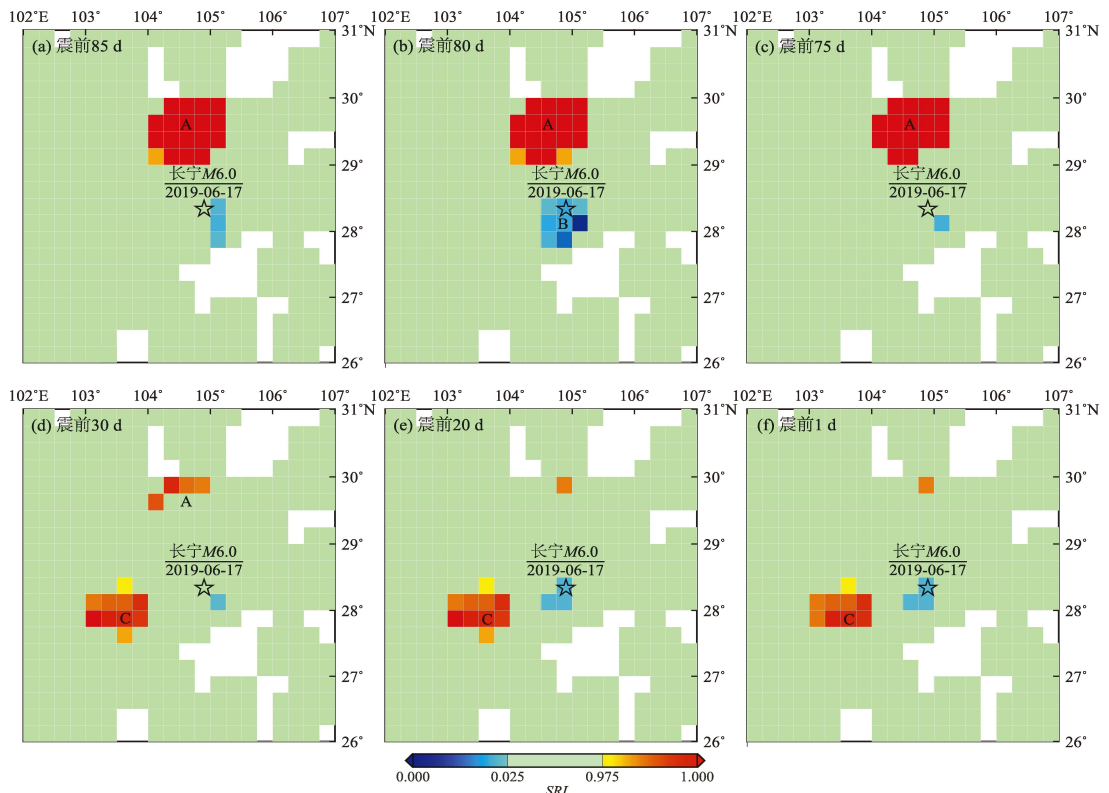
b)、C (图 3a、b)、D (图 3d~f) 和 E (图 3d~f),这 5 个异常的震中距分别为 23、176、210、218 和 258 km。其中异常 C、D、E 不满足准则②中震中距在 200 km 以内的要求,不作为马尔康 $M_s6.0$ 地震的前兆异常。异常 A 和 B 满足震中距要求,其中异常 A 离震中更近且出现在震前 180 d 内,根据准则②附加的就近原则,把异常 A 视为马尔康 $M_s6.0$ 地震的前兆异常。

前兆异常 A 始于震前 155 d,此时 11 个增强网格出现于紧邻震中的西南侧。在震前 120 d,异常网格数增加到 13 个,异常强度升高,这种异常特征延续至震前 55 d;在震前 50 d,异常强度降低,异常网格数减少至 12 个;在震前 45 d,异常消失。综上可知,前兆异常 A 出现于震前 155~50 d,异常网格数达 11 个以上,异常类型为显著增强,震中距为 23 km。

除了前兆异常 A 外,异常 B 和 E 也具有较大的面积和较高的强度。异常 B 出现于震前 200~115 d,位于青海省甘德、久治一带,紧邻东昆仑断裂带的玛沁—玛曲段。笔者查看了该区域的小震活动,发现在 2021 年 5 月 22 日玛多 $M_s7.4$ 地震后,该地区的小震活动开始明显增加。岳冲等 (2021) 计算了玛多 $M_s7.4$ 地震引起的周边断层库仑应力变化,结果显示东昆仑断裂带的玛沁—玛曲段库仑应力变化较大。笔者据此推测该区域的小震增强活动可能为玛多 $M_s7.4$ 地震引起的应力触发所致,异常 D 的出现应该也是此原因。异常 E 出现于震前 85 d 至发震,位于四川省理塘地区,其由 2022 年 3 月 15—16 日理塘地区的小震群活动引起。该小震群共出现了 4 次 $M_L \geq 3.0$ 地震,时间上集中在 2 d 内,空间上集中在半径不超过 3 km 的圆内。根据笔者的分析经验,这种在时间和空间上高度集中的小震群活动,通常并不会在其附近对应强震。

2.2 2019 年 6 月 17 日长宁 $M_s6.0$ 地震

图 4 显示了 2019 年 6 月 17 日长宁 $M_s6.0$ 地震前的地震发生率指数分布演化。图中显示,包含 4 个以上连续网格的异常共出现过 3 个,分别标记为大写字母 A (图 4a~d)、B (图 4b) 和 C (图 4d~f),这 3 个异常的震中距分别为 87、0 和 103 km。

图3 2022年6月10日马尔康 $M_{S6.0}$ 地震前的地震发生率指数异常分布Fig. 3 SRI anomalies before the Maerkang $M_{S6.0}$ earthquake on June 10, 2022图4 2019年6月17日长宁 $M_{S6.0}$ 地震前的地震发生率指数异常分布Fig. 4 SRI anomalies before the Changning $M_{S6.0}$ earthquake on June 17, 2019

异常 A、B、C 均满足震中距在 200 km 内的要求,其中异常 B 距离震中最近,根据就近原则把 B 视为长宁 $M_s6.0$ 地震前兆异常,其出现于震前 80 d,异常网格数为 8 个,异常类型为显著平静。

异常 A 位于四川省荣县、威远一带,该地区的小震活动从 2017 年下半年开始急剧增加,主要表现为荣县和威远两处震群活动,异常 A 正是由这两处震群的增强活动引起。该地区为页岩气开采区,上述两处震群活动可能和页岩气平台的水压致裂作业存在关联 (Lei *et al*, 2020)。此外,前兆异常 B 所在区域也存在着页岩气开采和长期注水采盐活动,Lei 等 (2020) 认为长宁 $M_s6.0$ 地震可能和附近深盐井的长期注水采盐有关,因此,前兆异常 B 的形成可能还包含了非构造因素。异常 C 位于四川省雷波县和云南省永善县一带,由

永善地区 2019 年 3—5 月的多次小震活动引起,这些小震在空间上集中在半径不超过 3 km 的圆内,为单点地震活动,与强震发生的关联可能并不紧密。

2.3 11 次强震的前兆异常概况

表 1 为 11 次强震前的地震发生率指数异常的基本信息。除了 2014 年 10 月 7 日景谷 $M_s6.6$ 地震外,其余 10 次强震前均出现了地震发生率指数异常。10 次强震的异常震中距均小于 90 km,计算方法为取异常区域内各网格中心点到震中距离的最小值。异常开始时间为震前 155 d 至震前 5 d,异常结束时间最早是震前 80 d,部分震例的异常一直持续至发震时刻。总结上述统计信息可知,10 次强震在震中 90 km 内和震前 80 d 内均有异常。

表 1 川滇地震 11 次强震前地震发生率指数异常概况
Tab. 1 SRI anomalies before 11 strong earthquakes in Sichuan-Yunnan region

序号	日期	震中位置		M_s	参考地名	异常类型	异常时段	震中距/km
		$\varphi_N/(^{\circ})$	$\lambda_E/(^{\circ})$					
1	2014-05-30	25.00	97.80	6.1	云南盈江	增强	震前 45~0 d	36
2	2014-08-03	27.10	103.30	6.5	云南鲁甸	增强	震前 125~15 d	86
3	2014-10-07	23.40	100.50	6.6	云南景谷	—	—	—
4	2014-11-22	30.30	101.70	6.3	四川康定	增强	震前 55 d	77
5	2017-08-08	33.20	103.82	7.0	四川九寨沟	增强	震前 85~75 d	64
6	2019-06-17	28.34	104.9	6.0	四川长宁	平静	震前 80 d	0
7	2021-05-21	25.67	99.87	6.4	云南漾濞	增强	震前 80~0 d	0
8	2021-09-16	29.20	105.34	6.0	四川泸县	增强	震前 20~0 d	0
9	2022-06-01	30.37	102.94	6.1	四川芦山	增强	震前 5~0 d	86
10	2022-06-10	32.25	101.82	6.0	四川马尔康	增强	震前 155~50 d	23
11	2022-09-05	29.59	102.08	6.8	四川泸定	增强	震前 95~65 d	4

表 1 的统计结果是基于前兆认定准则得到的。准则②中的最大震中距和准则③中的最大间隔时间这两个参数限定了认定前兆异常的空间和时间范围。需要说明的是,只要这两个参数取值不是太小,它们的改变对认定结果影响并不大,这是由于准则②和③都附加了就近原则。由表 1 可见,历次震例的前兆异常最大震中距为 86 km,只要最大震中距大于 86 km,不论其取值是否发生变化,由于只挑选距离震中最近的异常,前兆异常的认定结果将保持不变。但当最大震中距小于 86 km

时,前兆异常的认定结果将依赖于最大震中距,其取值越小,就有越多震例搜寻不到前兆异常。各震例的前兆异常最早开始于震前 155 d,最早结束于震前 80 d。只要最大间隔时间大于 155 d,就能确保完整地统计到前兆异常的展布时间,但当最大间隔时间小于 155 d 时,一些震例的前兆异常的开始时间将无法被准确统计。当最大间隔时间小于 80 d 时,前兆异常的认定结果将依赖于最大间隔时间,其取值越小,就有越多震例搜寻不到前兆异常。综上所述,只要最大震中距大于

86 km, 最大间隔时间大于 155 d, 这两个参数取值的改变将不影响表 1 的统计结果。

在异常类型上, 只有 2019 年 6 月 17 日长宁 $M_s6.0$ 地震前为地震活动显著平静, 其余 9 次强震前均为地震活动显著增强。侯金欣等 (2020) 在岩石断层黏滑失稳实验中的声发射观测结果显示, 临近失稳, 声发射率呈现出增加的特征。本文在绝大多数强震前观察到震中附近短期内地震活动增强, 与上述实验室结果较为相似。

图 3 中除了在震中附近出现异常, 在距离震中较远的位置也出现异常。按照前文约定的前兆认定准则, 这些异常并非某个强震的前兆。也就是说并不是每个异常区域出现后都会对应发生地震, 即存在异常虚报地震的现象, 这与地震预报的现状相符 (Yu *et al.*, 2022b)。在这种情况下, 进行预报效能评价就显得尤为重要。

3 预报效能分析

3.1 时空 R 值评分算法

采用 R 值评分进行预报效能评估 (许绍燮, 1989), 与时空预报相应的计算公式如下:

$$R = H - \tau \quad (4)$$

$$H = \frac{k}{n} \quad (5)$$

$$\tau = \frac{\bigcup_{i=1}^m T_i S_i}{TS} \quad (6)$$

式中: H 为击中率; τ 为预报的时空占有率; n 为目标地震数; k 为击中地震数; T 为预报研究总时长; S 为预报研究总面积; T_i 为第 i 次预报的时间长度; S_i 为第 i 次预报的面积; m 为预报的总次数; 符号 \bigcup 表示将各次预报时空体积取并集。 R 值评分与国际上常用的 Molchan 图表法 (Molchan, 1991) 类似, 后者更习惯使用漏报率 ν 和时空占有率 τ 的曲线来反映预报效能, 击中率 $H = 1 - \nu$ 。 R 值的含义为真实击中率与随机预报击中概率的差值, 取值范围为 $-1 \sim 1$, R 越大表示预报效能越高, $R > 0$ 意指优于随机预报。优于随机预报的程度可通过显著性水平来反映, n 次地震有 k 次以上击中的显著性水平 α 为:

$$\alpha = \sum_{i=k}^n C_n^i \tau^i (1 - \tau)^{n-i} \quad (7)$$

式中: α 越小意味着预报效能越高。

基于公式 (4) 和 (7) 对不同预测参数下的预报效能进行评估。预测参数有预测半径和预测时长。首先计算时空占有率 τ , 为此需要先确定预测区域边界。本文先通过简单的聚类识别出异常网格簇, 再根据预测半径自动求取预测区域边界, 算法细节这里不做展开。作为示例, 图 5 展示了预测半径为 90 km 时 2014 年 5 月 16 日和 2014 年 9 月 28 日的预测区域边界。在预测时长为 80 d 时, 2014 年 5 月 30 日盈江 $M_s6.1$ 地震、2014 年 8 月 3 日鲁甸 $M_s6.5$ 地震和 2014 年 11 月 22 日康定 $M_s6.3$ 地震均为命中地震, 2014 年 10 月 7 日景谷 $M_s6.6$ 地震为漏报地震。

3.2 不同预测参数下的预报效能

预测半径以 10 km 为间隔, 在 70 ~ 100 km 取值, 有 4 个不同取值; 预测时长以 10 d 为间隔, 在 40 ~ 110 d 取值, 有 8 个不同取值, 组合起来共计 32 对取值。分别计算不同参数组合预测下的 R 值评分和显著性水平 α , 结果见表 2、3, 其中显著性水平结果以常用对数显示。当预测半径为 90 km, 预测时长为 80 d 时, 预报效能最佳, R 值评分取得最大值 0.602 1, 同时 $\lg \alpha$ 取得最小值 $-4.229 3$, 对应显著性水平 α 为 0.000 059。上述结果表明地震发生率指数异常对川滇地区强震具有较好的短期预报效能。

表 2 不同预测参数下地震发生率指数的 R 值评分

Tab. 2 The R scores of SRI according to different prediction parameters

预测时长/ d	预测半径/km			
	70	80	90	100
110	0.370 7	0.512 9	0.560 8	0.517 5
100	0.381 5	0.524 9	0.574 0	0.531 7
90	0.392 8	0.537 4	0.587 7	0.546 6
80	0.404 4	0.550 4	0.602 1	0.562 3
70	0.234 6	0.382 0	0.435 1	0.487 6
60	0.156 2	0.305 1	0.359 8	0.413 7
50	0.169 2	0.228 9	0.285 3	0.249 9
40	0.092 3	0.153 9	0.212 1	0.178 7

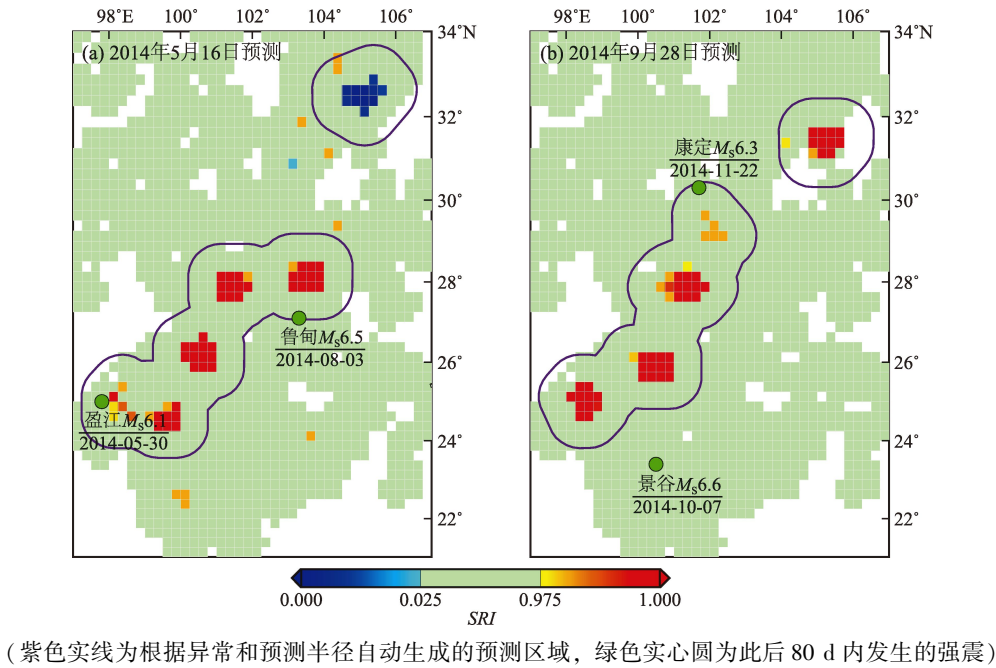


图 5 预测半径为 90 km 时的两个时间的预测区域示例

Fig. 5 Two examples of prediction areas when prediction radius is 90 km

表 3 不同预测参数下地震发生率指数的显著性水平

Tab. 3 Logarithms of significant levels of SRI according to different prediction parameters

预测时长/ d	预测半径/km			
	70	80	90	100
110	-1.966 5	-3.175 5	-3.704 4	-3.221 3
100	-2.072 8	-3.319 5	-3.864 7	-3.373 1
90	-2.188 1	-3.476 6	-4.038 2	-3.540 3
80	-2.315 6	-3.648 4	-4.229 3	-3.722 3
70	-1.141 8	-2.077 8	-2.446 9	-2.891 9
60	-0.749 8	-1.545 3	-1.865 5	-2.235 7
50	-0.826 9	-1.100 8	-1.383 7	-1.135 3
40	-0.497 9	-0.736 4	-0.988 0	-0.794 6

如果将 α 为 0.025 作为在统计学上具有预报意义的阈值, 则 $\lg \alpha$ 低于 -1.6 的预报参数组合具有预测效力。表 3 中低于 -1.6 的参数组合和高于 -1.6 的参数组合存在明显分界, 高于 -1.6 的参数组合大致形成了一个顶点在左下角的倒三角形, 这表明预报时空范围过小时预报效能将变差。当预测时长小于 60 d 时, 地震发生率指数的预报效能将变差, 将不再具有统计学意义上的显著性。以上分析表明, 地震发生率指数在时间和空间上

的预测精度存在着一定的极限。

3.3 计算参数对预报效能的影响

地震发生率指数的计算涉及 3 个重要参数, 分别是空间采样窗口半径 r , 背景时长 T_b 和异常探测时长 T_w 。通过震例回溯进行多次试算后得出这 3 个参数的取值分别为 50 km、5 a 和 90 d。采用控制变量法, 分别讨论这 3 个参数对预报效能的影响, 每次只考察 1 个参数的改变对预报效能的影响, 其余 2 个参数在计算中保持不变。计算效能时, 预测参数统一采用 3.2 节中获得的最优解, 即预测半径为 90 km, 预测时长为 80 d。

(1) 考察 r 的影响, r 依次取值为 40、45、50、55 和 60 km, $T_b = 5$ a 和 $T_w = 90$ d 保持不变, 预报效能如图 6a 所示。 $r = 50$ km 时, R 值最大, 同时 α 最小, 预报效能为最佳。相对于最佳效能, 当 $r < 50$ km 时, 预报效能大幅降低, 当 $r > 50$ km 时, 预报效能有小幅降低。 r 越小, 采样窗口就越小, 就越能反映地震活动的局部信息, 但是小的 r 也会导致采样到的地震数量少, 这将不利于探测地震发生率的变化。较大的 r 有利于保证计算的样本量, 但对局部信息的反映较差, 在一定程度上也不利于探测异常。从预报效能看, $r = 50$ km 是一个较好的折中值。而 $r < 50$ km 时预报效能较低,

原因可能是因为计算样本少导致能被探测到的异常减少, 在一些震例前无法探测到异常, 这也表明 r 的取值不能太小。

(2) 考察 T_b 的影响, T_b 依次取值为 3、4、5、6 和 7 a, $r=50$ km 和 $T_w=90$ d 保持不变, 预报效能如图 6b 所示。在 $T_b=5$ a 时, R 值最大, α 最小, 预报效能最佳。相对于最佳效能, 当 $T_b<5$ a 时, 预报效能有所降低, 而当 $T_b>5$ a 时, 预报效能降低较多。这表明作为背景时长, T_b 的取值并非越大越好, 而 5 a 是一个较为理想的取值。

(3) 考察 T_w 的影响, T_w 依次取值为 70、80、90、100 和 110 d, $r=50$ km 和 $T_b=5$ a 保持不变, 预报效能如图 6c 所示。在 $T_w=90$ d 时, R 值最大, α 最小, 预报效能最佳。相对于最佳效能,

当 $T_w<90$ d 时, 预报效能大幅降低, 当 $T_w>90$ d 时, 预报效能也有一定幅度的降低。这表明作为异常探测时间窗口长度, T_w 的取值既不能太小也不能太大, 90 d 是一个较为合适的取值。

以上分析表明, 计算参数 r 、 T_b 和 T_w 较为优良的一组取值分别为 50 km、5 a 和 90 d。

4 结论

本文基于地震发生率指数方法开展了对川滇地区强震预测的研究和预报效能评价, 主要结论如下:

(1) 川滇地区 11 次震例的研究结果显示, 在强震前不到半年内, 在震中附近可观察到小震活动的显著变化, 主要表现为小震活动显著增强。

(2) 预报效能评价结果显示, 当预测半径为 90 km、预测时长为 80 d 时, 地震发生率指数方法的预报效能最佳, R 值评分约为 0.60, 显著性水平 α 约为 0.000 06, 表明地震发生率指数异常应该包含了一定的短期地震前兆信息。

(3) 分别考察了 3 个计算参数对预报效能的影响, 结果表明, 计算参数 r 、 T_b 和 T_w 较为优良的一组取值分别为 50 km、5 a 和 90 d。

参考文献:

- 陈凌, 刘杰, 陈颢, 等. 1998. 地震活动性分析中余震的删除[J]. 地球物理学报, 41(S1): 244–252.
- Chen L, Liu J, Chen Y, et al. 1998. Aftershock deletion in seismicity analysis[J]. Chinese Journal of Geophysics, 41(S1): 244–252. (in Chinese)
- 侯金欣, 谢凡, 任雅琼, 等. 2020. 利用模板匹配技术检测米尺度岩石断层黏滑实验中的声发射事件[J]. 地球物理学报, 63(4): 1630–1641.
- Hou J X, Xie F, Ren Y Q, et al. 2020. Detection of acoustic emissions associated with the stick–slips of a meter–scale fault in laboratory by using the matched filter technique[J]. Chinese Journal of Geophysics, 63(4): 1630–1641. (in Chinese)
- 呼楠, 石富强, 季灵运, 等. 2024. 中国大陆强震发生前地震活动增强统计特征分析[J]. 地震学报, 46(2): 226–241.
- Hu N, Shi F Q, Ji L Y, et al. 2024. Statistical characteristics of enhanced seismicity before strong earthquakes based on earthquake cases in Chinese mainland[J]. Acta Seismologica Sinica, 46(2): 226–241. (in Chinese)
- 姜祥华, 解孟雨, 马未宇, 等. 2021. 2020 年 7 月 23 日西藏尼玛

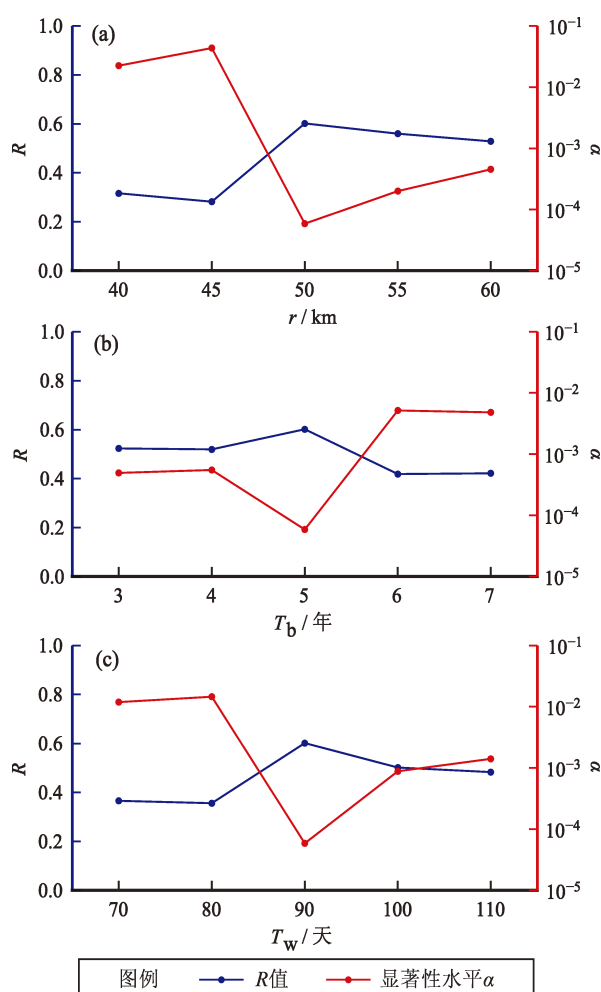


图6 计算参数 r (a)、 T_b (b) 和 T_w (c) 对预报效能的影响

Fig. 6 Influence of parameter r (a), T_b (b) and T_w (c) on the prediction performance

- M_s 6.6 地震总结[J]. 地震地磁观测与研究, 42(2):32–41.
- Jiang X H, Xie M Y, Ma W Y, *et al.* 2021. Summary of the Nyima M_s 6.6 earthquake, Tibet on July 23, 2020[J]. Seismological and Geomagnetic Observation and Research, 42(2):32–41. (in Chinese)
- 姜祥华. 2020. 基于概率测量的地震发生率异常时空扫描, 2020 年度中国地震趋势研究报告[M]. 北京:地震出版社.
- Jiang X H. 2020. Spatio-temporal scan of seismicity rate anomalies based on probabilistic measurements, 2020 Annual Earthquake Trend Report for China[M]. Beijing: Seismological Press. (in Chinese)
- 孟令媛, 苑争一, 宋治平, 等. 2020. 2020 年 1 月 19 日新疆伽师 M_s 6.4 地震总结[J]. 地震地磁观测与研究, 41(2):63–89.
- Meng L Y, Yuan Z Y, Song Z P, *et al.* 2020. About Jiashi M_s 6.4 earthquake in Xinjiang on Jan. 19, 2020[J]. Seismological and Geomagnetic Observation and Research, 41(2):63–89. (in Chinese)
- 石耀霖, 孙云强, 罗纲, 等. 2018. 关于我国地震数值预报路线图的设想——汶川地震十周年反思[J]. 科学通报, 63(19):1865–1881.
- Shi Y L, Sun Y Q, Luo G, *et al.* 2018. Roadmap for earthquake numerical forecasting in China—Reflection on the tenth anniversary of Wenchuan earthquake[J]. Chinese Science Bulletin, 63(19):1865–1881. (in Chinese)
- 田雷, 张小涛, 解孟雨, 等. 2021. 2021 年 3 月 19 日西藏比如 M_s 6.1 地震总结[J]. 地震地磁观测与研究, 42(2):42–57.
- Tian L, Zhang X T, Xie M Y, *et al.* 2021. Summary of the Biru M_s 6.1 earthquake in Tibet on March 19, 2021[J]. Seismological and Geomagnetic Observation and Research, 42(2):42–57. (in Chinese)
- 许绍燮. 1989. 地震预报能力评分, 地震预报方法实用化研究文集地震学专辑[M]. 北京:地震出版社.
- Xu S X. 1989. Earthquake prediction ability score, The corpus of practical research on earthquake prediction methods[M]. Beijing: Seismological Press. (in Chinese)
- 岳冲, 屈春燕, 牛安福, 等. 2021. 玛多 M_s 7.4 地震对周边断层的应力影响分析[J]. 地震地质, 43(5):1041–1059.
- Yue C, Qu C Y, Niu A F, *et al.* 2021. Analysis of stress influence of Qinghai Maduo M_s 7.4 earthquake on surrounding faults[J]. Seismology and Geology, 43(5):1041–1059. (in Chinese)
- 张盛峰, 张永仙. 2021. “地震可预测性国际合作研究”—1.0 阶段工作理念及成果[J]. 地震, 41(4):203–217.
- Zhang S F, Zhang Y X. 2021. Collaboratory for the study of earthquake predictability—working philosophy and achievements of CSEP 1.0[J]. Earthquake, 41(4):203–217. (in Chinese)
- Cicerone R D, Ebel J E, Britton J. 2009. A systematic compilation of earthquake precursors[J]. Tectonophysics, 476(3–4):371–396.
- Gulia L, Wiemer S, Vannucci G. 2020. Pseudoprospective evaluation of the foreshock traffic-light system in Ridgecrest and implications for aftershock hazard assessment[J]. Seismological Research Letters, 91(5):2828–2842.
- Huang Q. 2008. Seismicity changes prior to the M_s 8.0 Wenchuan earthquake in Sichuan, China [J]. Geophysical Research Letters, 35:L23308.
- Katsumata K, Zhuang J. 2020. A New Method for imaging seismic quiescence and its application to the M_w = 8.3 Kurile islands earthquake on 15 November 2006[J]. Pure and Applied Geophysics, 177(8):3619–3630.
- Katsumata K. 2015. A long-term seismic quiescence before the 2004 Sumatra (M_w 9.1) earthquake[J]. Bulletin of the Seismological Society of America, 105(1):167–176.
- Katsumata K. 2017. Long-term seismic quiescences and great earthquakes in and around the Japan subduction zone between 1975 and 2012[J]. Pure and Applied Geophysics, 174(6):2427–2442.
- Lei X, Su J, Wang Z. 2020. Growing seismicity in the Sichuan Basin and its association with industrial activities[J]. Science China Earth Sciences, 63(11):1633–1660.
- Molchan G M. 1991. Structure of optimal strategies in earthquake prediction[J]. Tectonophysics, 193:267–276.
- Rundle J B, Tiampo K F, Klein W, *et al.* 2002. Self-organization in leaky threshold systems: The influence of near-mean field dynamics and its implications for earthquakes, neurobiology, and forecasting[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 99(S1):2514–2521.
- Savran W H, Werner M J, Marzocchi W, *et al.* 2020. Pseudoprospective evaluation of UCERF3 – ETAS forecasts during the 2019 ridgecrest sequence[J]. Bulletin of the Seismological Society of America, 110(4):1799–1817.
- Schorlemmer D, Werner M J, Marzocchi W, *et al.* 2018. The collaboratory for the study of earthquake predictability: achievements and priorities[J]. Seismological Research Letters, 89(4):1305–1313.
- Sobolev G A, Tyupkin Y S. 1999. Precursory phases, seismicity precursors, and earthquake prediction in Kamchatka[J]. Volcanology & Seismology, 20:615–627.
- Wiemer S, Malone S. 2001. A software package to analyze seismicity: ZMAP[J]. Seismological Research Letters, 72(3):373–382.
- Wiemer S, Wyss M. 2000. Minimum magnitude of completeness in earthquake catalogs: Examples from Alaska, the western United States, and Japan[J]. Bulletin of the Seismological Society of America, 90(4):859–869.
- Yu C, Wang S Y, Yu H Z. 2022a. Study of the electromechanical coupling process before the 2020 M_s 6.4 Yutian, China earthquake[J]. Scientific Reports, 12:17622.
- Yu H, Yuan Z, Yu C, *et al.* 2022b. The medium-to-short-term earthquake predictions in China and their evaluations based on the R -score[J]. Seismological Research Letters, 93:840–852.
- Zhang Y, Meng Q, Ouillon G, *et al.* 2021. Spatially variable model for extracting TIR anomalies before earthquakes: application to Chinese mainland[J]. Remote Sensing of Environment, 267:112720.
- Zhang Y, Xia C, Song C, *et al.* 2017. Test of the predictability of the PI method for recent large earthquakes in and near Tibetan plateau[J]. Pure and Applied Geophysics, 174(3):2411–2426.

Assessing Earthquake Prediction Performance Based on Seismicity Rate Index in Sichuan-Yunnan Region

JIANG Xianghua¹, LIU Jie¹, MENG Lingyuan¹, HAN Yanyan¹, CHEN Jiawei²

(1. *China Earthquake Networks Center, Beijing 100045, China*)

(2. *National Institute of Natural Hazards, Ministry of Emergency Management of the People's Republic of China, Beijing 100085, China*)

Abstract

This paper presents a new method referred to as the seismicity rate index (SRI) for quantitatively analyzing seismic quiescence and activity, which is based on Poisson distribution. We applied this method to a retrospective case study of 11 strong earthquakes which occurred in Sichuan-Yunnan region from January 1, 2014 to December 31, 2023. We found that the precursor mainly manifested as a significant increase in seismicity rate near the epicenter less than half a year before the main shock. The SRI's prediction performance was assessed based on different spatiotemporal prediction parameters. Results show that SRI has good performance on short-term prediction of strong earthquakes in the study region. On the condition that the prediction radius is 90 km and the prediction duration is 80 days, SRI would have the best prediction performance, with the R score of about 0.60 and a significance level of about 0.00006.

Keywords: seismicity rate index; seismic activation; seismic quiescence; earthquake prediction; prediction performance; Sichuan-Yunnan region