

鉴别地震活动周期性和随机性的广义 Rydelek-Sacks 检验^{*}

吴忠良

(中国北京 100081 中国地震局地球物理研究所)

摘要 为鉴别强震活动究竟是否真正具有 10 年尺度的周期性,推广了 Rydelek-Sacks 检验方法. 检验中对每一次地震使用发震时间与一个参考时间尺度的比值来构造一个单位长度的相位矢量,把所有地震的总相位矢量与布朗运动产生的总相位矢量进行比较,用来判断所看到的周期性究竟是真正的周期性,还是由于随机排列造成的假象. 用这种方法考察了地球动力学和地震预测研究中的两个假说:一个是 Romanowicz 提出的走滑型和逆冲型大地震以 20~30 年周期交替地占主导地位的假说;另一个是中国及其周边地区强震活动具有 10 年左右的活跃期的假说. 检验以 95% 的置信水平,对前一个假说给出否定的结论,而对后一个假说给出肯定的结论.

关键词 地震活动 Rydelek-Sacks 检验 周期性 地震预测

引言

在地球动力学和地震预测研究中,一个复杂的问题是如何将强震活动中时间尺度为 10 年的周期性从随机性中鉴别出来. 这类分析的一个主要困难是,单个强震的复发时间比现代地震观测的时间长得多. 结果是,在 10 年时间尺度上,分析所用的数据点数太少. 然而另一方面,由于在 10 年的时间尺度上可以直接使用大地测量、地球物理以及其它观测技术对有关的地球动力学过程进行直接观测,这一时间尺度上的强震活动在地球动力学研究中具有重要的意义. 此外,这一时间尺度上的地震活动,也与人类经济和社会的发展密切相关. 研究这一时间尺度上地震活动的规律性,对减轻地震灾害具有直接的重要性.

在这一问题的研究中,首先需要的是以“是”或“否”的方式给出答案,而不是给出周期的确切数值. 在地震学发展史上有若干次这样的教训:人们没有正确地区分随机的图象和真正的规律性,结果得出了似是而非的结论. 一个众所周知的例子是美国加州帕克菲尔德的强震具有大约 22 年周期性的假说(Bakun, McEvilly, 1979, 1984; Bakun, Lindh, 1985),统计学研究表明,这一假说是不正确的(Savage, 1993; Kagan, 1997). 人类在区分随机图

^{*} 国家攀登预选项目 95-S-05(东亚大陆地球动力学研究)和国家重点基础研究发展规划项目《大陆强震的机理与预测》资助. 中国地震局地球物理研究所论著 99AC1028.
1999-04-06 收到初稿,1999-06-28 收到修改稿并决定采用.

象和真正的规律性方面的心理学局限,很早就为人们所注意和研究(Slovic *et al.*, 1974). 在小样本的情况下,这个问题就更为突出(Johnson, Sheridan, 1997). 近年来,地震统计学问题又重新引起地震学家的普遍关注(Kagan, 1996; Stark, 1996, 1997; Mulargia, 1997; Sornette, Knopoff, 1997), 并至少部分地由此引发出关于地震预测问题的激烈争论(Geller *et al.*, 1997). 而从某种意义上说,统计学的考虑决定了地震预测研究的“运行规则”.

我们这里涉及的问题在地球动力学研究和地震预测研究中具有一定的普遍性. 基本问题是对于本世纪的强震活动,如何判断我们看到的周期性是真正的周期性而不是随机排列的结果. 为进行这种判断,我们推广了 Rydelek 和 Sacks (1989)提出的方法. 使用这种方法,我们研究了地球动力学和地震预测研究中的两个假说,一个是 Romanowicz(1993)提出的走滑型和逆冲型大地震以 20~30 年的周期交替占主导地位的假说;另一个是中国及其周边地区的强震活动具有 10 年左右的活跃期的假说.

1 Rydelek-Sacks 检验及其推广

1.1 Rydelek-Sacks 检验

Rydelek-Sacks 检验(Rydelek, Sacks, 1989)最初是为检验地震目录的完整性而提出的. 这种方法在用于地震目录的完整性检验时有两个基本假定:一个是各种震级的地震都是随机发生的,服从泊松分布;另一个是由于气象噪声和人类活动的干扰,白天的背景噪声比夜间的背景噪声大. 在这两个假定的基础上,检验地震目录是否完整的问题,就变成检验所记录到的地震序列是否被一个优势周期为 24 小时左右的周期过程所调制的问题. 而假如地震目录呈现出这种周期性,那么就应被认为是不完整的.

Rydelek-Sacks 检验的操作非常简单. 在一个给定的震级范围内,每次地震的发震时间,在一个满刻度为 24 小时的“时钟”上都可以对应一个相位角. 每次地震都有这样一个相位角. 具有单位长度的、标志相位角的矢量称为相位矢量. 按照地震发生的先后顺序,把所有地震的相位矢量相加,就得到总相位矢量 \mathbf{R} , 其模为 R , 它反映了地震总体上的发生规律. 按照统计学中“排除零假设”的检验方法,可以首先计算出随机情况下的 \mathbf{R} 分布,然后再将它与实际情况进行比较,以判断所研究的地震活动究竟是随机的还是周期性的. 如果地震的发生是随机的,那么总相位矢量 \mathbf{R} 的分布就是布朗运动. 此时得到一个模大于 R 的总相位矢量的概率是(Rydelek, Sacks, 1989)

$$p(R) = \exp(-R^2/N) \quad (1)$$

其中, N 是地震总数. 因此,如果地震目录的总相位矢量的模 R 超过了某个临界值 R_c (在“时钟”上表现为临界半径),那么所考虑的目录便具有周期约为 24 小时的周期性. 对于 95% 的置信水平,理论上(Rydelek, Sacks, 1989)

$$R_c = 1.73 \sqrt{N} \quad (2)$$

如果 $R \geq R_c$,则可以认为地震目录受日周期调制,因而在这个震级上的地震,以及这个震级以下的地震的记录,都是不完整的. Rydelek 和 Sacks (1989)用数字实验表明这种方法是有效的.

Rydelek-Sacks 检验主要用来研究微震的震级-频度关系. 在这种研究中,微震目录的

完整性是必须首先予以考虑的问题(Dysart *et al.*, 1988). 这种方法的优点是概念清晰、操作简便. 它的缺点是, 不能通过 Rydelek-Sacks 检验的目录, 一定是不完整的目录; 但通过了 Rydelek-Sacks 检验的目录, 却不一定是完整的目录. 然而在微震的震级-频度关系的研究中, 需要确认的恰恰是地震目录的完整性.

1.2 Rydelek-Sacks 检验的推广

这里, 我们沿用了 Rydelek 和 Sacks (1989)的基本思想, 以检验一个时间序列中是否包含统计显著的周期性. 不同之处是, 我们是在一个满刻度为若干年 的“时钟”上构造相位矢量. 比如对于 10 年的情况, 我们的参考时间尺度是 10 年而不是 24 小时. 这样, 在 1920、1930 和 1940 年前后发生的地震, 其相位角接近 360° ; 而在 1925、1935 和 1945 年前后发生的地震, 其相位角接近 180° , 依次类推. 与 Rydelek-Sacks 检验相似, 如果得到的总相位矢量的模 R 大于 $1.73 \sqrt{N}$, 那么就说地震活动具有 10 年的周期性; 反之, 则我们看到的“周期性”并不是真正的周期性, 而只是一种随机排列的图象. 这样的结果, 其统计置信水平为 95%. 显然, 这样的检验也可以应用于其它的时间尺度, 例如 20 年、30 年, 等等.

2 对地球动力学和地震预测研究中两个假说的检验

2.1 走滑型和逆冲型大地震交替发生的假说

使用推广的 Rydelek-Sacks 检验, 我们考虑了地球动力学和地震预测研究中的两个假说. 第一个假说是 Romanowicz (1993)提出的. 她发现在 1920~1990 年, 全球大地震的能量释放, 按照大约 20~30 年的周期, 走滑机制和逆冲机制交替地占主导地位. 这一图像指出, 板块构造运动在几十年的时间尺度上, 存在着 P 分量和 T 分量交替占主导作用的转换机制. P 分量(poloidal component)与地幔流的垂直上升和垂直下降相联系, 与深部地幔的密度变化直接相关. T 分量(toroidal component)标志水平向的剪切作用, 其存在的原因主要是刚性岩石层板块和与此相关的流变不均匀性的存在. P 分量的作用主要表现为逆冲型和正断层型的地震; T 分量的作用则表现为走滑型的地震. Romanowicz (1993)研究了 1920~1990 年期间全球浅源大地震的时空分布, 她分别考虑了走滑型和逆冲型两种类型的地震, 发现这两种机制看上去似乎是交替地占主导地位的. 表 1 给出了 Romanowicz (1993)考虑的两种类型地震的时间分布. 从表中可以看出, 这种规律性似乎是存在的. 而如果这一假说成立, 则在地球动力学中具有重要的意义.

然而这一假说受到 Johnson 和 Sheridan (1997)的批评. 他们指出, 表观上的走滑机制和逆冲机制交替占主导地位的图象, 很可能是一种随机排列的结果. 为证实这一点, 他们按照地震目录中的走滑型地震和逆冲型地震的比例, 对这些地震的发生随机地进行排列, 以考察可以随机地看到类似的图象的概率有多大. 在他们所做的 1 000 次数字实验中, 有 183 次出现了类似的“周期性”的图象. 他们指出, 尽管这一结果不足以否定 Romanowicz 的假说, 但这一结果的给出, 说明在一个随机图象中看到类似的“周期性”图象的概率是不可忽略的. Romanowicz 的假说或许是正确的, 但是在随机地出现类似图象的概率高达 18% 的情况下, 却无论如何不能确认这一假说是成立的.

我们用推广的 Rydelek-Sacks 检验来研究这一假说是否可以接受. 首先我们将地震目

表 1 1920~1990 年全球大地震(据 Romanowicz, 1993)

时 间	地震矩	震源机制	参考地区	时 间	地震矩	震源机制	参考地区
年-月-日	/10 ²⁰ N·m	类型		年-月-日	/10 ²⁰ N·m	类型	
1922-11-11	69	T	智利	1958-03-09	585	T	阿留申
1923-02-03	70	T	堪察加	1958-07-10	5	S	沙罗特皇后群岛
1928-09-03	4	S	Ninety East Ridge	1958-11-06	44	T	千岛群岛
1931-08-10	9	S	阿尔泰	1960-05-22	1 900	T	智利
1935-09-20	15	S	新几内亚岛	1963-10-13	67	T	千岛群岛
1935-12-28	6	S	苏门答腊	1964-03-28	750	T	阿拉斯加
1938-02-01	52	S	班达海	1965-01-24	13	T	班达海
1938-11-10	29	T	阿拉斯加	1965-02-04	48	T	阿留申
1939-01-25	4	S	智利	1968-05-16	28	T	日本列岛
1939-12-26	4	S	安纳托利亚断裂	1969-08-11	22	T	千岛群岛
1941-11-25	16	S	亚速尔群岛	1972-07-30	3	S	沙罗特皇后群岛
1942-11-10	13	S	Prince Edward 断裂带	1975-05-26	7	S	亚速尔群岛
1943-04-06	25	T	智利	1976-02-04	4	S	危地马拉
1946-09-12	4	S	缅甸	1979-12-12	29	T	哥伦比亚
1949-08-22	13	S	沙罗特皇后群岛	1981-05-25	5	S	麦加利
1949-12-17	5	S	North Scotia	1986-10-20	5	S	克马得群岛
1949-12-17	5	S	North Scotia	1987-11-30	7	S	阿拉斯加
1950-08-15	95	T	青藏高原	1989-05-23	14	S	麦加利
1951-11-18	5	S	青藏高原	1990-03-03	3	S	斐济
1952-11-04	350	T	堪察加	1990-07-16	4	S	菲律宾
1957-12-04	18	S	阿尔泰				

注: T 为逆冲型; S 为走滑型.

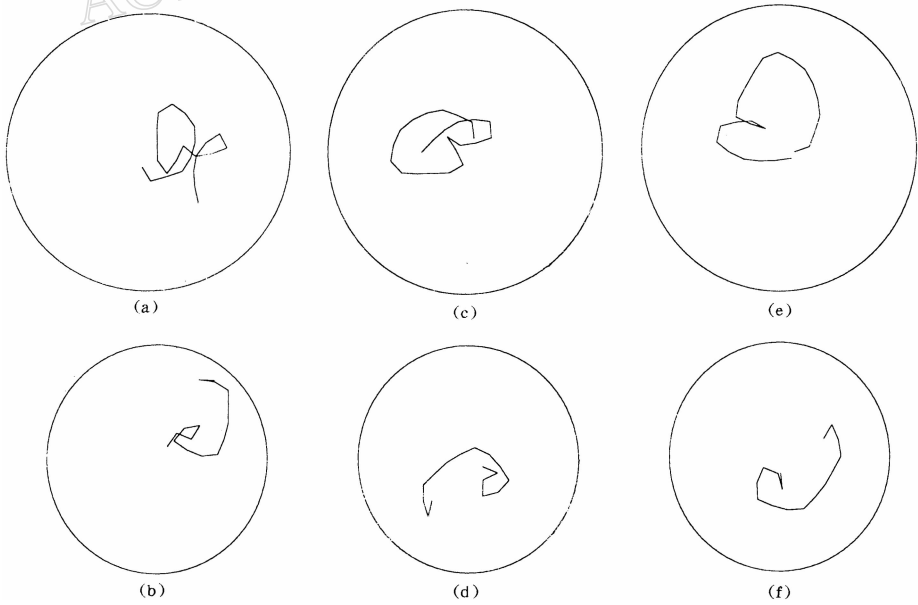


图 1 对表 1 中地震的广义 Rydelek-Sacks 检验.

图中圆圈的半径为临界半径, 表示地震为随机发生时的总相位矢量

- (a) 走滑型地震, 参考时间 20 年; (b) 逆冲型地震, 参考时间 20 年; (c) 走滑型地震, 参考时间 25 年;
(d) 逆冲型地震, 参考时间 25 年; (e) 走滑型地震, 参考时间 30 年; (f) 逆冲型地震, 参考时间 30 年

录按照走滑型和逆冲型分成两类. 对于每一类地震, 我们分别进行广义 Rydelek-Sacks 检验, 以判定它们是否真正具有给定的周期性. 参考时间尺度分别取作 20 年、21 年、22 年, ..., 29 年和 30 年, 即我们考察地震目录是否具有 20~30 年的周期性. 临界半径由相应的布朗运动模型给出, 置信水平取 95%. 图 1 给出了相位矢量的分布. 为简明起见, 我们只给出了 20 年、25 年和 30 年的结果. 结果表明, 所考虑的地震序列的总相位矢量尽管具有一定的方向性, 却没有超过临界半径, 因此在 95% 的置信水平上, 所考虑的时间序列并不具有 20~30 年的周期性, 所看到的“周期性”图象, 很可能是随机排列的结果. 对于 Romanowicz(1993)的假说, 我们的检验给出了否定性的结论, 这与 Johnson 和 Sheridan (1997)的结果是一致的, 但比他们的结果更直接. 必须指出的是, 我们的结果并不意味着 Romanowicz(1993)的假说不正确. 事实上, 这一假说无法通过检验的原因之一, 是所考虑的总时间长度(80 年)与优势周期(20 或 30 年)几乎是同一数量级的, 而这样可供考虑的周期数就非常有限. 可以说, Romanowicz(1993)所用的数据点数太少, 不足以得到统计显著的结论. 我们的结果表明, 现在接受 Romanowicz(1993)的假说还为时尚早, 除非将来积累更多的资料, 并能够通过检验.

2.2 中国及其周边地区强震活动的 10 年活跃期

我们考虑的另一个假说是中国及其周边地区的强震具有 10 年左右活跃期的假说(这相当于周期约为 20 年的情况), 这一假说在中国地震预测研究中占有重要地位(马宗晋等, 1982). 图 2 给出了中国及其周边地区本世纪以来直至 1998 年的 $M_s \geq 7.0$ 地震的时间分布. 周边地区取中国疆界向外延伸相当于一次大地震震源尺度的距离, 用以把跨界的地震

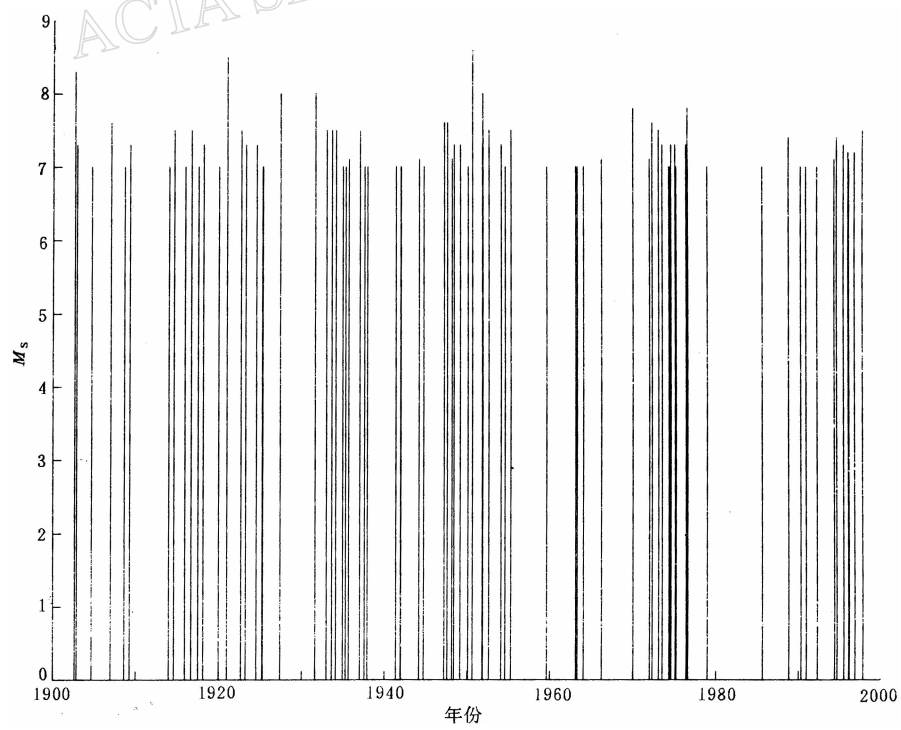


图 2 中国及其周边地区 $M_s \geq 7.0$ 地震的时间分布

也包括在内. 所考虑地区的这种选取方法显然带有一定的任意性. 但是我们之所以这样做, 是因为这一假说最初的提出就是针对中国境内, 而不是针对一个特定的构造区的. 这样选取的直接目的, 则是中国地震的预测. 另一方面, 中国的国土很大, 包括了一些完整的构造区(或构造区中的某一完整的段落), 加之地震的发生被认为是自相似的, 因此这种任意的区域选取方法尽管显然是有问题的, 却仍可以在地球动力学研究中说明一定的问题. 况且, 我们研究的重点不是这一假说本身, 而是它究竟能否在统计上可以被接受. 1990 年以前的地震取自顾功叙(1983)和汪素云等(1998). 1990 年以后的数据使用中国地震台网的资料. 由于我们所考虑的地震是 $M_s \geq 7.0$ 的地震, 在分析中, 我们没有做去掉余震的处理, 这样做对结果影响不大. 从图 1 中可见, 本世纪中国及其周边地区的强震活动, 似乎确实存在 10 年左右的活跃期. 为检验这一图象究竟是真正的周期性还是随机排列的结果, 我们使用推广的 Rydelek-Sacks 检验. 参考时间尺度分别为 15 年, 16 年, \dots , 29 年和 30 年. 结果发现, 18~25 年的周期性, 在 95% 的置信水平上是确实存在的. 这相当于强震活跃期时段为 9~12.5 年的情况. 图 3 给出了所考虑的地震序列的相位矢量图. 为简单起见, 我们只给出参考时间尺度分别为 15 年、20 年、25 年和 30 年的结果.

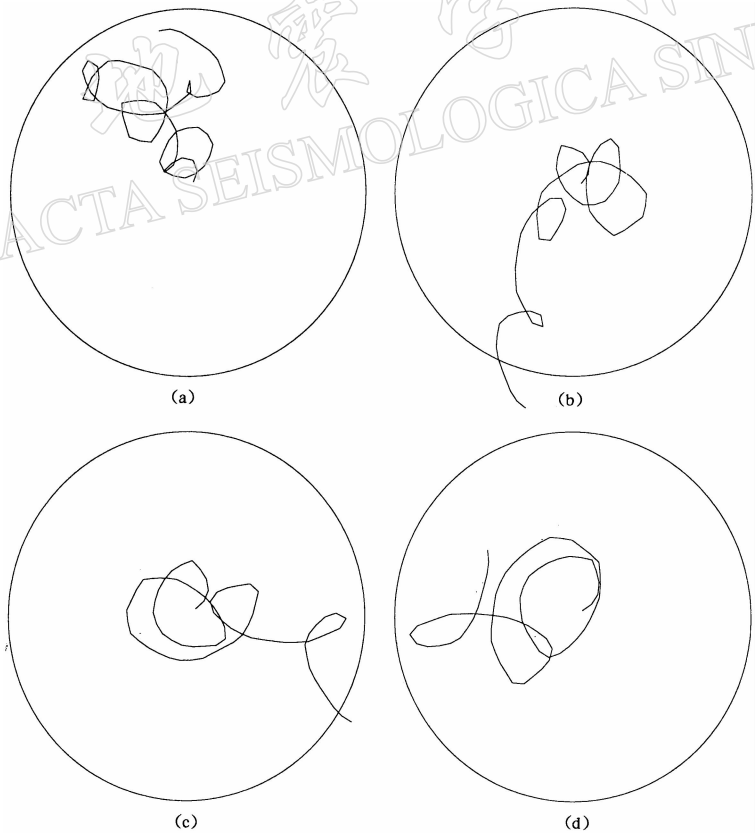


图 3 对中国及其周边地区 $M_s \geq 7.0$ 地震的广义 Rydelek-Sacks 检验.
图中圆圈的半径为临界半径, 表示地震为随机发生时的总相位矢量. 置信水平 95%.
参考时间分别为: (a) 15 年; (b) 20 年; (c) 25 年; (d) 30 年

目前, 还没有一个具有说服力的地球动力学模型, 用来解释本世纪中国及其周边地区强震活动的 10 年左右的活跃期. 因此, 我们也很难预测这样的图象是否还会继续存在下去, 以及会继续存在多长时间. 从中国历史地震目录中可以看出, 中国的地震活动还受到时间更长的周期性的控制. 但是在详细研究这一问题之前, 我们还不得不面对历史地震记录的完整性和不确定性的问题. 解释地震活动的时空丛集性一直是地震学和构造物理学中的一个挑战性的研究课题. 对于板内地震这个问题就更为复杂. 中国及其周边地区的地震既有板缘地震又有板内地震. 解释中国地震的规律性要求对东亚地区 10 年尺度的地球动力学过程有更深入的理解.

3 讨论和结论

Rydelek-Sacks 检验原来是为检验地震目录的完整性而提出的. 其基本思想是把地震的发震时间, 通过相位矢量, 映射到一个 24 小时的“时钟”上. 地震的相位矢量可以与随机时间序列的相位矢量进行比较, 以判断表观上的“日周期”究竟是真实存在的周期性, 还是仅仅是一种随机的结果. 我们沿用了这个方法的基本思路, 但是把它推广到其它的时间尺度, 例如 10 年、20 年、30 年的情况. 使用这种方法, 我们研究了地球动力学和地震预测研究中的两个假说: 一个是 Romanowicz(1993)提出的走滑型和逆冲型大地震以 20~30 年周期交替地占主导地位的假说; 另一个是中国及其周边地区的强震活动具有 10 年左右的活跃期的假说. 检验以 95% 的置信水平, 对前一个假说给出否定性的结论, 而对后一个假说给出肯定性的结论. 所得结果对地球动力学和地震预测研究也许是有帮助的.

原则上, 这一方法具有与其它统计方法一样的局限, 在此, “肯定”或是“否定”的结论, 都只是统计意义上的结论. 统计学本身并不能揭示所研究现象的物理实质. 此外, 这一方法也无法分辨优势周期确切的数值, 它只能考虑优势周期的大致大小. 参照一个给定的周期, 用这一方法, 可以以一定的置信水平, 判断所研究的时间序列是否真正具有周期性. 然而在分析的开始阶段, 我们所需要的, 恰恰正是用“是”或“否”的方式给出的结论, 而不是周期的确切数值. 需要指出, 尽管人类具有很强的从杂乱无章的现象中识别出微妙图象的能力, 但人类鉴别真正的图象和随机“图象”的判断力却与此不相称. 在样本数很少的时候, 这个问题尤为突出. 而此时单凭目视和直觉所做出的直观的判断, 常常是不可靠的. 在地震学中, 特别是在地震预测研究中, 我们的确有很多这方面的教训. 为了避免一些主观的错误, 进行统计上的考虑是需要的, 在研究开始阶段则更是如此.

感谢陈运泰教授、朱传镇教授的指导和张天中教授的帮助.

参 考 文 献

- 顾功叙主编. 1983. 中国地震目录(公元前 1831~1969 年). 北京: 科学出版社, 894
- 马宗晋, 傅征祥, 张郢珍, 等. 1982. 1966~1976 年中国九大地震. 北京: 地震出版社, 216
- 汪素云, 吴戈, 时振梁, 等. 1998. 《中国近代地震目录(公元 1912~1990 年, $M_s \geq 4.7$)》简介. 中国地震, **14**(3): 83~87
- Bakun W H, McEvilly T V. 1979. Earthquakes near Parkfield, California: Comparing the 1934 and 1966 sequences. *Science*, **205**: 1 375~1 377

- Bakun W H, McEvilly T V. 1984. Recurrence models and Parkfield, California, earthquakes. *J Geophys Res*, **89**: 3 051~3 058
- Bakun W H, Lindh A G. 1985. The Parkfield, California, earthquake prediction experiment. *Science*, **229**: 619~624
- Dysart P S, Snoko J A, Sacks I S. 1988. Source parameters and scaling relations for small earthquakes in the Matsushiro region, southwest Honshu, Japan. *Bull Seism Soc Amer*, **78**: 571~589
- Geller R J, Jackson D D, Kagan Y Y, *et al.* 1997. Earthquakes cannot be predicted. *Science*, **275**: 1 616~1 617
- Johnson S M, Sheridan J M. 1997. Distinguishing between random and nonrandom patterns in the energy release of great earthquakes. *J Geophys Res*, **102**: 2 853~2 855
- Kagan Y Y. 1996. VAN earthquake predictions — an attempt at statistical evaluation. *Geophys Res Lett*, **23**: 1 315~1 318
- Kagan Y Y. 1997. Statistical aspects of Parkfield earthquake sequence and Parkfield prediction experiment. *Tectonophysics*, **270**: 207~219
- Mulargia F. 1997. Retrospective validation of the time association of precursors. *Geophys J Intl*, **131**: 500~504
- Romanowicz B. 1993. Spatiotemporal patterns in the energy release of great earthquakes. *Science*, **260**: 1 923~1 926
- Rydelek P A, Sacks I S. 1989. Testing the completeness of earthquake catalogues and the hypothesis of self-similarity. *Nature*, **337**: 251~253
- Savage J C. 1993. The Parkfield prediction fallacy. *Bull Seism Soc Amer*, **83**: 1~6
- Slovic P, Kunreuther H, White G. 1974. Decision processes, rationality, and adjustment to natural hazards. In: White G ed. *Natural Hazards, Local, National and Global*. New York: Oxford Univ Press, 187~205
- Sornette D, Knopoff L. 1997. The paradox of the expected time until the next earthquake. *Bull Seism Soc Amer*, **87**: 789~798
- Stark P B. 1996. A few statistical considerations for ascribing statistical significance to earthquake predictions. *Geophys Res Lett*, **23**: 1 399~1 402
- Stark P B. 1997. Earthquake prediction: the null hypothesis. *Geophys J Intl*, **131**: 495~499