

郑建常. 2010. 青藏高原对华北地区地震活动影响的统计学证据. 地震学报, 32(3): 277-289.

Zheng Jianchang. 2010. Statistical evidence for the influence of earthquake activity in Qingzang Plateau on that in North China. *Acta Seismologica Sinica*, 32(3): 277-289.

青藏高原对华北地区地震活动 影响的统计学证据^{*}

郑建常^{1,2),*}

1) 中国北京 100081 中国地震局地球物理研究所

2) 中国济南 250014 山东省地震局

摘要 基于中国各构造区 1900 年以来的本尼奥夫应变累积释放序列, 采用协整分析和因果关系检验方法研究表明, 青藏高原与华北地区地震活动的应变释放存在着长期均衡关系; 在某种程度上, 青藏高原地区地震应变释放是华北地区应变释放发生变化的原因; 青藏高原对华北地区地震应变释放的影响存在约 20 多年的滞后效应. 本文结果对两个构造单元的地球动力学研究提供了统计学证据.

关键词 Benioff 应变 协整关系 因果关系

doi:10.3969/j.issn.0253-3782.2010.03.003

中图分类号: P315.08

文献标识码: A

Statistical evidence for the influence of earthquake activity in Qingzang Plateau on that in North China

Zheng Jianchang^{1,2),*}

1) *Institute of Geophysics, China Earthquake Administration, Beijing 100081, China*

2) *Earthquake Administration of Shandong Province, Jinan 250014, China*

Abstract: This article use cointegration and Granger causality test to study interrelationship of seismic activities, based on accumulated Benioff strain series released by various tectonic areas of China since 1900. The result shows that there is a long term equilibrium between Qingzang Plateau and North China seismic activities. This implies that the strain released by Qingzang Plateau, to a certain extent, induced strain changes in North China. The influence of Qingzang Plateau activity on that of North China showed a delay of about 20 years. There is a complex relationship between seismic activities of Qingzang Plateau and Tianshan seismic zone, which can not be simply depicted by a linear or causal correlation. There is no causality relationship between the earthquake activity in North-South seismic zone and that in North China. The equilibrium between these two areas is also obscure. These results give a statistical support

* **基金项目** 国家科技支撑计划子专题(2008BAK50B03-2-1)与山东省地震局博士基金项目(09Y08)联合资助. 中国地震局地球物理研究所论著 10AC1015.

收稿日期 2009-05-18 收到初稿, 2009-08-28 决定采用修改稿.

† **通讯作者** e-mail: zjcmail@yeah.net

for geodynamics research.

Key words: Benioff strain; cointegration; causality

引言

中国大陆板内构造变形活动的主要驱动力来自印度板块与欧亚大陆的碰撞挤压作用. 许多学者研究(汪素云等, 1996; 汪素云, 许忠淮, 1980; 许忠淮, 石耀霖, 2003; 肖兰喜等, 2003)表明, 中国大陆构造边界所受力中, 来自印度板块的边界驱动作用居主导地位. 印度板块与欧亚板块的会聚作用主要发生在喜马拉雅碰撞带和帕米尔碰撞带. 中国大陆内部岩石层水平形变及应力场的数值模拟(傅容珊等, 2000)和震源机制研究结果(徐纪人, 赵志新, 2006), 以及 GPS 观测资料所展示的运动速度场的分布(Wang *et al*, 2001; 杨国华等, 2002)都显示, 沿着喜马拉雅地区的碰撞运动所产生的强烈的挤压构造应力, 不仅导致了青藏高原持续隆升, 使其发生激烈的地壳形变和频繁的大地震活动等构造运动, 同时还一直影响到从喜马拉雅到贝加尔湖以南包括中国大陆东部的广大地区. 地质学和地球物理学的研究结果(嵇少丞等, 2008)也认为, 青藏高原在近 SN 向压缩、抬升、地壳增厚的同时, 还存在着 EW 向的延伸, 并对华北和华南地块产生推挤作用. 因此, 青藏高原地区的强烈地震活动所产生的应力扰动和调整, 必然会对中国东部特别是大华北地区地震活动产生影响.

张国民等(1994)分析了印度板块北边界地震活动与中国大陆地区地震活动的关系, 指出两者间强震活动在时间起伏的韵律特性上具有同步性和区域相关性; 吴佳翼等(1979)通过数理统计方法研究了华北与日本海沟地震的活动性及其相互关系, 表明大陆浅源地震与邻近的岛弧海沟系的板块俯冲运动有关; 何淑韵和吴佳翼(1995)应用逐步回归统计方法研究全球分区强震对中国大陆地震活动影响时发现, 全球有 8 个地震带与华北地区地震活动相关, 并且认为巴基斯坦—缅甸地震带提前华北 5 年正相关, 西南地区提前华北 2 年正相关; 陈宇卫等(2003)分析研究了中国大陆西部特大地震与大华北地区 $M_s \geq 6.0$ 强震活动的相关特征, 认为中国大陆西部特大地震的活动与大华北强震活动相比, 在时间上有超前和同期活跃的特点, 大陆内部发生的强烈地震对大华北地区会有一定的影响, 大华北地区的地震活动滞后于西部地震活动约 20 年左右. 肖兰喜(2009)认为华北地区强震活动不仅与青藏高原发生的强震存在触发相关, 同时也与青藏高原地区近百年的强震活动存在孕震过程相关; 通过板块驱动力远程传递的扰动变化模式以及地震活动的期幕对比分析, 认为华北地区强震活动群体明显滞后于青藏高原地区约 80 年.

本文从地震活动所释放的 Benioff 应变的角度出发, 利用郑建常和蒋海昆(2007)提出的根据应变释放序列进行统计分析的思路, 引入针对随机变量时间序列的协整关系和因果关系检验, 以地球动力学为背景, 对青藏高原地区与华北地区、天山地震带等不同区域地震活动之间的相互影响、从统计学的角度开展定量研究. 其结果将有助于我们对华北地区构造动力环境有更好地认识, 对不同构造块体之间地震活动的内在关联性有更好地理解.

1 原理及方法

由于一定范围内的地震活动可以视为泊松过程(Reiter, 1990; Main, 1999; 刘杰, 2000), 因此从统计学的角度, 将地震活动的应变释放视为满足一定概率分布的随机时间

序列来进行研究是合适的. 相关性分析是时间序列研究中的常用方法, 但两个序列相关程度高, 并不表明二者之间存在必然联系. 如何判断一个序列是否受另一个序列的影响以及受影响的程度如何, 就需要进行因果关系检验. 英国统计学家 Granger(1969)提出: 对于随机变量 X 和 Y , 如果利用 X 和 Y 的滞后值对 Y 进行预测, 比只用 Y 的滞后值预测所产生的结果误差要小, 则变量 X 与 Y 之间存在因果关系, 称 X 是 Y 的 Granger 原因.

在实际研究中, 一般是首先对时间序列及其差分序列的平稳性进行检验, 这是进行协整分析和 Granger 因果关系检验的基础; 其次是检验变量间的协整关系, 协整关系是因果关系的前提; 最后对具有协整关系的时间序列进行因果关系检验.

1.1 序列平稳性检验

对时间序列进行协整关系和因果关系检验前, 首先要进行平稳性检验和处理. 时间序列的平稳性是指时间序列的统计特性不随时间推移而变化. 如果一个时间序列 X_t 满足: ① 均值 $E(X_t)$ 与时间 t 无关; ② 方差 $\text{var}(X_t)$ 是有限的, 并不随着时间 t 的推移发生变化, 则 X_t 是平稳序列(Granger, 1969). 如果非平稳序列经过 d 次差分可以转化为平稳序列, 那么这样的序列被称为 d 阶单整, 记为 $I(d)$.

本文利用 Augmented Dickey-Fuller(ADF)单位根检验法来检验应变释放序列的平稳性, 具体方法是对序列 X_t 估计回归方程(Dickey, Fuller, 1979).

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{t-i} \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (1)$$

式中, α_0 为常数项, t 为时间趋势项, k 为滞后阶数, μ_t 为残差项, Δ 为差分算子. 在回归的基础上作假设检验: $H_0: \alpha_2 = 0$; $H_1: \alpha_2 \neq 0$. 如果接受 H_0 , 则说明该序列存在单位根, 即是非平稳的; 否则说明该序列不存在单位根, 即是平稳的(附录).

1.2 协整关系检验

尽管两个或两个以上的随机序列为非平稳序列, 但它们的某种线性组合却可能呈现稳定性, 则称这些序列之间存在协整关系. 协整的意义在于它揭示了变量之间是否存在一种长期稳定的均衡关系. 本文采用 Johansen 极大似然法对变量进行协整关系检验.

Johansen 检验以向量自回归(VAR)模型为基础, 利用两种概率的似然比检验来确认矩阵的秩, 也就是变量之间存在着的协整方程数目(Johansen, 1988, 1991).

对 k 个时间序列 $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}$ 组成的 k 维向量 y_t , 首先建立一个 p 阶向量自回归模型:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}$ 都是非平稳的一阶单整序列; x_t 是一个确定的 d 维外生向量, 代表趋势项、常数项等确定性项; ε_t 是 k 维扰动向量. 将式(2)经过差分变换后, 可得

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

如果系数矩阵 Π 的秩 $r < k$, 则存在 $k \times r$ 阶矩阵 α 和 β , 使得 $\Pi = \alpha\beta'$ 以及 $\beta'y_t$ 都服从稳定的 $I(0)$ 过程, 因此矩阵 Π 的秩等于独立的协整向量的个数(Johansen, Juselius,

1990).

设似然比为 LR , 定义迹统计量(trace statistic)为(张世英, 攀智, 2004)

$$\eta_{r_0} = -2\ln(LR) = -T \sum_{i=r_0+1}^m \ln(1-\lambda_i) \quad r_0 = 0, 1, \dots, m-1 \quad (4)$$

其中, λ 为矩阵的广义特征值. 考虑检验: $H_0: r \leq r_0$, $H_1: r > r_0$. 当 η_{r_0} 大于临界值时, 拒绝初始假设 H_0 , 表明协整向量的个数大于 r_0 ; 接受 H_0 , 则说明协整向量的个数为 r_0 .

同时, 也可以用最大特征值(max-eigenvalue)来对矩阵 Π 的秩进行检验. 初始假设: $H_0: r = r_0$, $H_1: r = r_0 + 1$. 定义检验第 $r_0 + 1$ 个特征值为零的统计量

$$\zeta_{r_0} = -T \ln(1 - \lambda_{r_0+1}) \quad r_0 = 0, 1, \dots, m-1 \quad (5)$$

称为最大特征值统计量. 当 ζ_{r_0} 大于临界值时, 初始假设 H_0 被拒绝, 意味着 λ_{r_0+1} 是显著的, 协整向量的个数为 $r_0 + 1$ (张世英, 攀智, 2004).

1.3 因果关系检验

协整检验告诉我们变量之间存在长期均衡关系, 但是否构成因果关系, 还需要进一步对其进行 Granger 检验. 其基本思路为: 假定变量 X 的变化是变量 Y 发生的原因, 则变量 X 的变化应在时间上先于变量 Y , 加入 X 滞后项的回归模型, 比只用 Y 的滞后项的模型应该统计显著, 并能够提高模型的解释能力.

已知序列 Y_t 与 X_t 之间存在协整关系, 构造两个分布滞后的向量自回归(VAR)模型(Granger, 1969, 1980)

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta X_{t-j} + \mu_t \quad (6)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

式中, μ_t 为白噪声序列; α, β 为系数; n 为样本量; m, k 分别为序列 Y_t 与 X_t 的滞后阶数.

记式(4)的残差平方和为 ϵ_{ESS1} , 式(5)的残差平方和为 ϵ_{ESS0} , 构造 F 统计量

$$F = \frac{(\epsilon_{ESS0} - \epsilon_{ESS1})/m}{\epsilon_{ESS1}/(n - k - m - 1)} \quad (8)$$

若 F 的统计值大于标准 F 分布的临界值, 则拒绝原假设, 说明序列 X_t 的变化是序列 Y_t 发生变化的 Granger 原因.

2 研究区域和资料

为了进行对比分析和更好地了解青藏高原对周边地块的作用, 除华北地区外, 同时选择了南北地震带、天山地震带与青藏高原进行应变释放的统计检验. 基于板块构造和中国大陆活动地块划分结果(张培震等, 2003; 张国民等, 2004), 并参照中国地震区、带的划分, 各个构造区域范围及 $M \geq 5.0$ 地震分布如图 1 所示.

考虑到印度次大陆板块推挤作用的方向, 并参照全国 GPS 运动场和位移场的分布, 青藏高原主体地区选择的范围主要包括喜马拉雅山, 及其以北直至祁连山地震带的青藏高原上的各条地震带(主要受印度板块北东向推挤作用); 由于帕米尔高原地区构造动力环境复杂, 主要受印度板块旁遮普块体向北的不均匀挤压, 印度次大陆板块在此处存在大陆深俯冲作用(钱俊峰等, 2009; 张家声等, 2005; 武传真等, 1993), 与发生在喜马拉雅地震带的

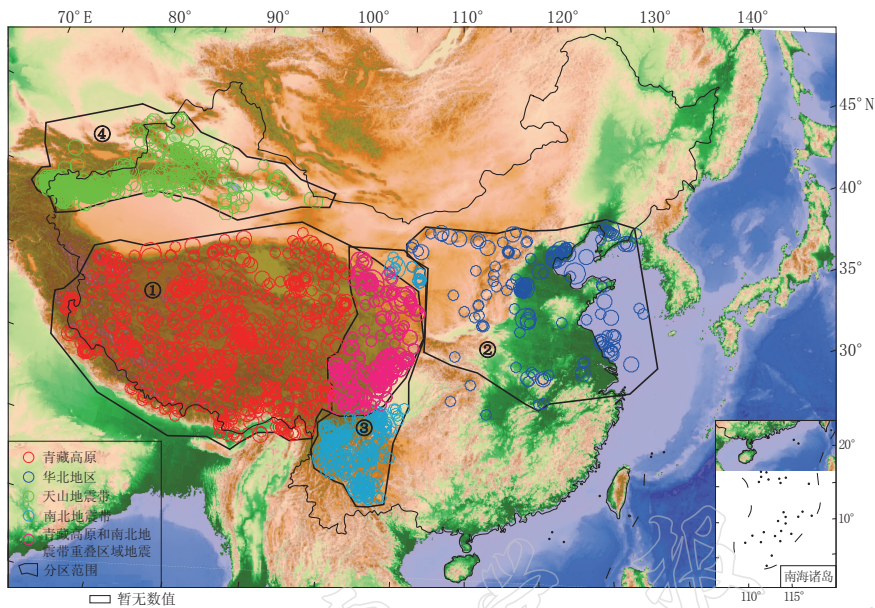


图 1 青藏高原、南北地震带、天山地震带以及华北地区划分情况

Fig. 1 Location of earthquakes (circles) and division of seismic zones

① Qingzang Plateau; ② North China; ③ South-North belt; ④ Tianshan

推挤作用的作用方向和作用方式都明显不同，因而未包括喀喇昆仑山和帕米尔高原地震带；西南方向则未包括横断山脉以南的湄公河—澜沧江地震带和金沙江震带。

大华北构造区选择东经 105°—125°，北纬 29.5°—42°的范围，包括了鄂尔多斯地块、华北平原地块、鲁东—黄海地块以及秦岭—大别山构造带等。

南北地震带依据习惯和传统，北到北纬 40°，包含了六盘山地震带；东西边界大概取东经 100°—107°；南面根据断层展布情况以及构造活动特征，截止到横断山脉和金沙江地震带，考虑到云南南部的湄公河—澜沧江地震带的地震活动可能主要受到缅甸弧的动力作用，因此没有包括在内。

天山地震带包括南天山地震带和北天山地震带。由于所使用的资料是 1900 年以来的中国大陆地区 $M \geq 5.0$ 地震目录，因此境外塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦和吉尔吉斯斯坦等中亚地区的地震有所遗漏。

根据所选区域内的地震目录资料，构建青藏高原、南北地震带、天山地震带以及华北地区的本尼奥夫应变累积释放序列，分别记为 Qingzang, Nanbei, Tianshan 和 Huabei，蠕变曲线见图 2。

3 检验结果与分析

由于各个构造块体的应变累积释放序列都有明显的增长趋势，是非平稳的，不宜直接进行因果关系检验。非平稳时间序列经过若干次差分后，可以转化为平稳时间序列。因此，对原始的应变累积释放序列进行一阶差分处理，得到一阶差分序列，分别记为 D_Huabei, D_Nanbei, D_Tianshan 和 D_Qingzang，即各构造块体每年的应变释放量。

对一阶差分序列采用 ADF 单位根方法进行平稳性检验，结果见表 1。ADF 检验的结

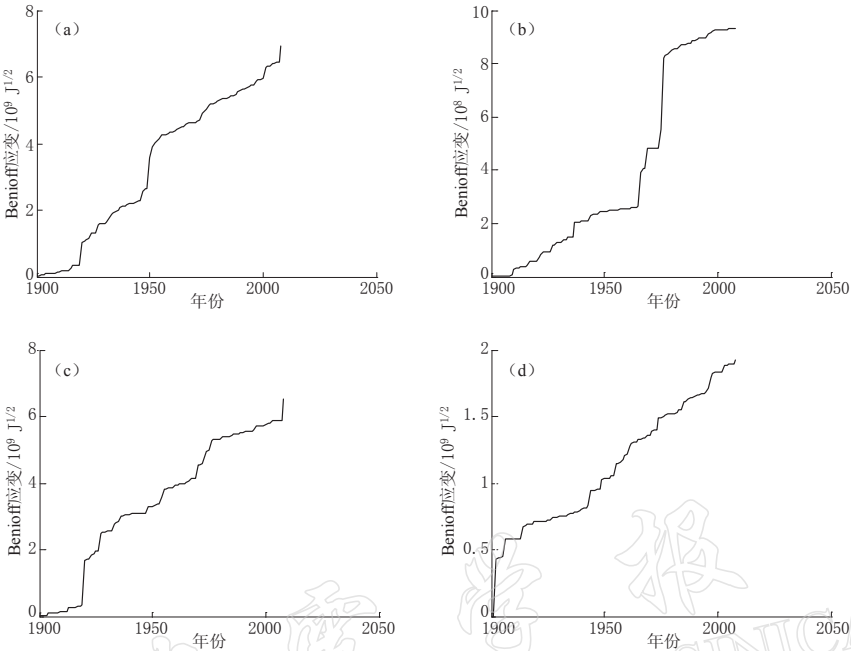


图 2 1900 年以来 $M_s \geq 5.0$ 地震应变累积释放序列

(a) 青藏高原; (b) 华北地区; (c) 南北地震带; (d) 天山地震带

Fig. 2 Accumulative Benioff strain of $M_s \geq 5.0$ earthquakes since 1900

(a) Qingzang Plateau; (b) North China; (c) South-North belt; (d) Tianshan

表 1 应变一阶差分序列的 ADF 单位根检验结果

Table 1 ADF unit root test result

1% 临界值	D_Huabei	D_Nanbei	D_Qingzang	D_Tianshan
-3.493	-8.591	-9.812	-8.720	-10.9124

果说明, 在 1% 的显著性水平上, 一阶差分序列 D_Huabei, D_Nanbei, D_Tianshan 和 D_Qingzang 的 ADF 检验统计量均小于 ADF 单位根检验的临界水平, 是平稳序列.

序列 Qingzang, Huabei, Nanbei, Tianshan 都服从 $I(1)$, 是一阶单整序列, 由此可以采用 Johansen 极大似然法检验彼此之间的协整关系.

表 2 给出了青藏高原与华北地区应变释放序列的协整检验结果. 结果表明, 在滞后 27 期的情况下, 华北地区应变释放与青藏高原地区应变释放之间存在协整关系. VAR 模型检验的残差序列见图 3, 经过检验可知, 残差序列为零均值符合正态分布的白噪声序列.

表 2 序列 Huabei 与 Qingzang 的协整检验结果(滞后 27 期)

Table 2 Cointegration test result of North China and Qingzang Plateau (lags=27)

协整方程个数的假设	特征值	迹统计量	5%临界值	概率
没有	0.18901	16.98898	15.4947	0.0296
至多一个	0.00024	0.019554	3.8415	0.8887

表 3 给出了南北地震带与华北地区应变序列的协整检验结果. 结果表明, 在最佳滞后期数为 24 期的情况下, 南北地震带与华北地区应变释放之间存在协整关系的置信度不高.

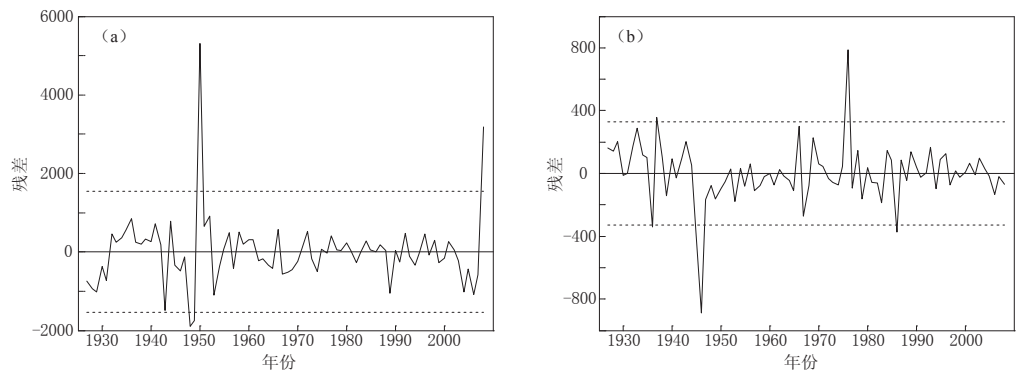


图 3 VAR 模型因果关系检验残差(滞后 27 期)
(a) Qingzang 序列的模型残差；(b) Huabei 序列的模型残差
Fig. 3 Residuals of causality test of VAR model (lags=27)
(a) Qingzang Residuals；(b) Huabei Residuals

表 3 序列 Nanbei 与 Huabei 的协整检验结果(滞后 24 期)
Table 3 Cointegration test result of Nanbei and Huabei (lags=24)

协整方程个数的假设	特征值	迹统计量	5%临界值	概率
没有	0.18690	17.50046	15.4947	0.0246
至多一个	0.00394	0.32738	3.8415	0.5672

在滞后 27 期的情况下，对青藏高原与华北地区的应变释放序列进行了 Granger 因果关系检验(表 4). 结果表明，在 15% 的显著性水平上，青藏高原应变释放是华北地区应变释放发生变化的原因.

表 4 序列 Huabei 与 Qingzang 滞后 27 期的因果关系检验结果
Table 4 Granger causality test result of North China and Qingzang strain (lags=27)

初始假设	样本数	F 统计量	概率
Qingzang 不能引起 Huabei 的变化	81	1.53176	0.13707
Huabei 不能引起 Qingzang 的变化	81	0.57686	0.92036

在滞后 24 期的情况下，对南北地震带与华北地区的地震应变序列进行了 Granger 因果关系检验(表 5). 结果表明，二者之间不存在因果关系.

表 5 序列 Nanbei 与 Huabei Granger 因果关系检验结果(滞后 24 期)
Table 5 Granger causality test result of Nanbei and Huabei (lags=24)

初始假设	样本数	F 统计量	概率
Nanbei 不能引起 Huabei 的变化	84	0.51079	0.95700
Huabei 不能引起 Nanbei 的变化	84	0.24352	0.99975

4 检验结果的概率分布

为了更好地了解青藏高原地震活动对华北地区以及其它地震带的地震活动的滞后影响，对不同区域的应变序列之间逐期进行了协整关系和因果关系检验，研究检验结果随滞

后期数的概率分布情况. 下面对不同情况作逐一分析.

4.1 青藏高原与华北地区

图 4a 给出了青藏高原与华北地区应变释放序列的协整关系概率分布曲线. 由图 4a 可以看出, 在滞后 15 期和滞后 22—34 期的情况下, 华北地区的应变释放与青藏高原的应变释放存在置信度为 95% 的协整关系. 由图 4b 可知, 在滞后 15 期和滞后 22—26, 28 期的情况下, 华北地区应变释放不能引起青藏高原应变释放变化的概率都在 5% 的显著水平之上. 与此同时, 在滞后 24—26, 28 期的情况下, 接受“青藏高原应变释放不是华北地区应变释放变化的原因”这一初始假设的概率都在 50% 以下. 其中, 滞后 28 期时, 接受这一假设的概率只有 17.729%. 以上情况说明, 青藏高原的地震能量释放的变化是华北地区地震活动能量释放发生变化的原因的可能性较大. 以 60% 的置信度计, 华北地区地震活动滞后青藏高原地区地震活动的时间在 24—29 年之间; 在 85% 的置信水平上, 华北地区地震活动滞后青藏高原地区地震活动的时间为 27 年.

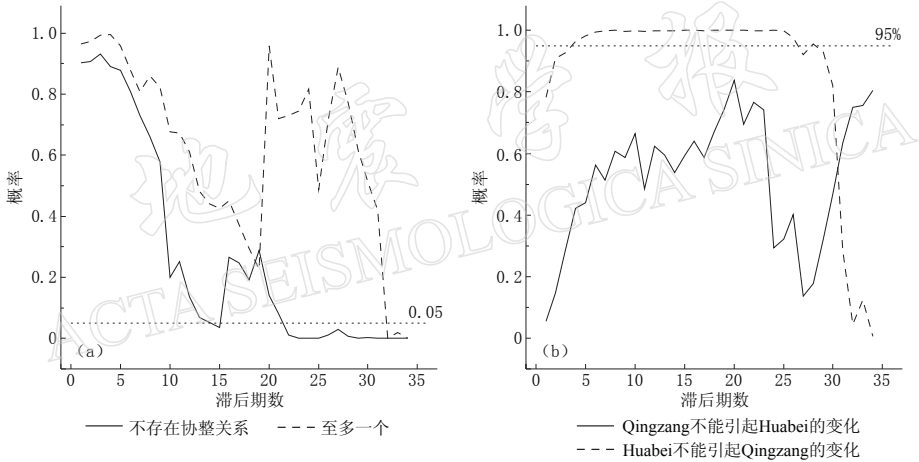


图 4 青藏高原与华北地区应变序列统计关系检验的概率分布曲线
(a) 协整关系检验; (b) 因果关系检验

Fig. 4 Probability of 2 statistical relationship tests between Qingzang Plateau and North China strain with various lags
(a) Johansen cointegration test; (b) Granger causality test

陈宇卫等(2003)通过对比分析中国大陆西部特大地震与大华北地区 $M_{\geq 6.0}$ 以上强震活动认为, 大华北地区的地震活动滞后于西部地震活动约 20 年左右. 本文根据地震活动应变释放序列进行协整分析和因果关系检验, 其结果从统计意义上支持这一结论.

4.2 青藏高原与南北地震带

由青藏高原与南北地震带的应变释放序列协整关系的概率分布图(图 5)可以看出, 随着滞后期数的增加, 概率分布曲线同步下降, 并且很快趋向于零, 表明二者之间存在超过 1 个的协整关系. 由于构建原始数据的两个区域互相重叠, 二者之间互相包含有对方的信息, 因此无法正确判断是否存在因果关系.

4.3 青藏高原与天山地震带

由青藏高原与天山地震带的应变释放序列协整关系的概率分布图(图 6a)可以看出, 虽然在滞后 24—32 期的时候, 青藏高原与天山地震带的应变释放序列之间存在置信度较高

的协整关系(滞后 25 期时概率接近 0.95)，但 Granger 因果关系检验的结果显示，此时接受初始假设“青藏高原不能引起天山地震带应变释放变化”和“天山地震带不能引起青藏高原应变释放变化”的概率都较低(小于 0.5，图 6b)。这一现象说明，青藏高原地震活动与天山地震带的地震活动之间存在某种关系，而这一关系无法用简单的线性相关或者单向因果关系描述。

冯锐等(2007)研究认为，天山地区的深浅构造呈现立交的模式。其构造应力状态也非常复杂。胥颐等(2000)根据天山地震带深部构造的层析成像结果推测认为，帕米尔高原、南天山与塔里木盆地之间的相对运动是导致低速带内部物质发生形变并在边界附近产生破裂的主要原因；地震测深反射剖面的研究结果显示(许忠淮，石耀霖，2003)，整个天山地区地壳结构复杂，具有受双向挤压的构造应力特征。本文结果在另外一个方面为以上结论提供了证据。

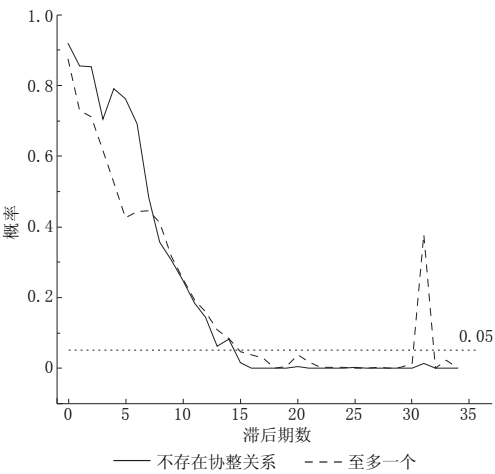


图 5 青藏高原与南北地震带应变序列协整关系检验的概率分布曲线
Fig. 5 Probability of cointegration test between Qingzang Plateau and North China strain with various lags

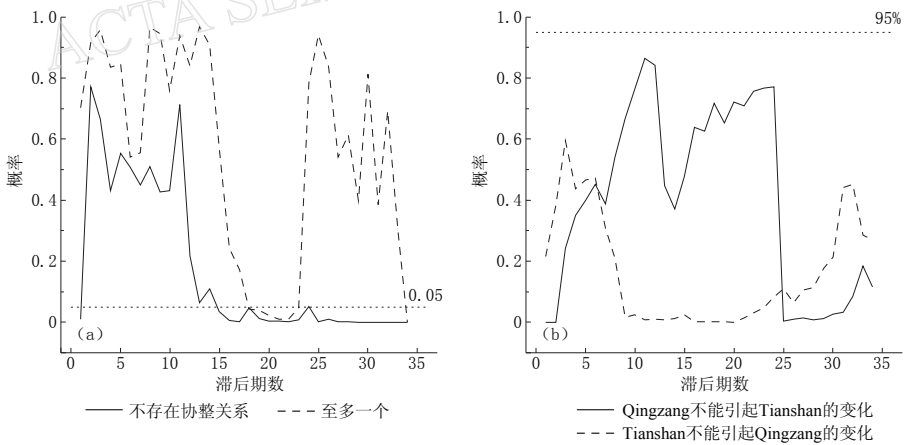


图 6 青藏高原与天山地震带应变序列统计关系检验的概率分布曲线
(a) 协整关系检验；(b) 因果关系检验
Fig. 6 Probability of 2 statistical relationship tests between Qingzang Plateau and North China strain with various lags
(a) Johansen cointegration test；(b) Granger causality test

4.4 南北地震带与华北地区

图 7a 给出了南北地震带与华北地区 1900 年以来应变释放序列的协整关系概率分布曲线。由图可以看出，在 95%显著性水平上拒绝“二者之间不存在协整关系”的原假设的情况下，只有在滞后 24—26 期的时候，南北地震带与华北地区的应变释放序列之间存在最多一

个协整关系的置信度才超过 50%. 而在滞后 24—26 期的情况下, 接受“南北地震带应变释放不是华北地区应变释放变化的原因”这一初始假设的概率都在 90% 以上(图 7b), 而假设“华北地区应变释放不能引起南北地震带应变释放变化”被接受的概率已经接近于 1. 因此, 南北地震带应变释放与华北地区应变释放之间不存在相互影响的因果关系. 可以认为, 从统计意义上讲, 二者之间的地震活动是相互独立的.

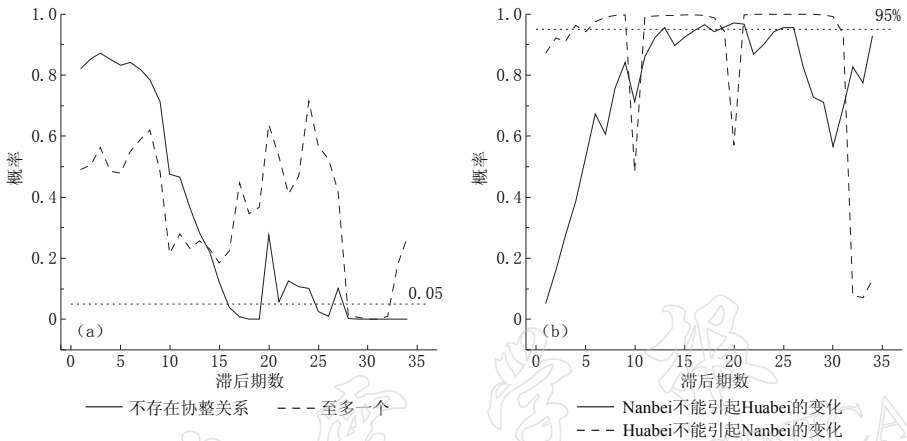


图 7 南北地震带与华北地区应变序列统计关系检验的概率分布曲线
(a) 协整关系检验; (b) 因果关系检验

Fig. 7 Probability of 2 statistical relationship tests between South-North belt and North China strain with various lags
(a) Johansen cointegration test; (b) Granger causality test

从地质的角度而言, 南北地震带只是地震活动的划分方式, 没有显著的统一的构造意义. 南北地震带的不同部位所受的动力学环境不同(张家声等, 2003): 南段主要是鲜水河、小江断裂带, 青藏高原的推挤作用在此处转向东南方向; 中段主要是龙门山断裂带, 此处受到华南地块的四川盆地的阻挡; 北段主要包括祁连山断裂带、六盘山断裂带等, 由于受到秦岭和鄂尔多斯块体的影响, 其动力环境更加复杂. 因此, 从物理机制上看, 作为一个整体, 南北地震带地震活动所造成的构造应力的变化对华北地区没有明显的和必然的影响. 因此, 本文在统计上根据应变释放得到的这个结果也是合理的.

5 讨论与结论

根据 1900 年以来青藏高原与南北地震带、天山地震带以及华北地区的应变释放序列, 采用统计方法进行协整关系和因果关系检验. 结果表明:

1) 青藏高原与华北地区地震活动的应变释放存在着长期均衡关系. 在某种程度上, 青藏高原地区地震应变释放是华北地区应变释放发生变化的原因. 青藏高原对华北地区地震应变释放的影响存在滞后效应, 从 100 年尺度上看, 滞后时间在 20—30 年之间.

2) 在天山地震带应变释放滞后的情况下, 青藏高原与天山地震带的应变释放之间存在置信度较高的长期均衡关系. 结合深部构造和动力学的研究结果, 认为青藏高原地震活动与天山地震带的地震活动之间存在某种关系, 而这一关系无法用简单的线性相关或者单向因果关系描述.

3) 南北地震带应变释放与华北地区应变释放之间不存在相互影响的因果关系, 长期均衡关系也不明显. 这一统计检验结果符合地球动力学背景分析.

此前许多学者已经分别从地球动力学和地震活动性的角度出发, 论证了青藏高原对华北地区地震活动的影响, 本文从统计的角度得出的结果为前人的论述提供了证据和支持. 并且, 基于应变释放衡量不同地区地震活动的相互影响, 从某种程度上而言, 应当比单纯从震级与频次的对比进行相关分析更具有深层次的物理意义.

何宗海(1994)应用最小二乘和最大似然法研究认为, 南北地震带中北段 1900 年以后的地震目录资料比较完整, 最小完备性震级为 5.0 级. 由于历史原因和观测条件所限, 我们认为, 中国大陆西部地区 $M \geq 5$ 地震可能存在遗漏, 虽然缺失个别 5 级地震不会对整体应变释放趋势造成较大变化, 但地震目录的完备性对本文统计结果的影响仍然值得讨论. 此外, 受原始数据所限, 天山地震带选取的目录资料是不完整的, 境外的地震有较大的缺失, 天山地震带与青藏高原地区地震活动的关系还有待进一步研究. 由于天山地震带的构造动力环境主要受到帕米尔高原、塔里木盆地等构造单元的影响, 因此, 结合喀喇昆仑和帕米尔高原地震带的地震活动, 考虑多变量之间的统计关系检验可能会得到更有物理意义的结果.

作者感谢蒋海昆研究员的指导和帮助, 感谢肖兰喜研究员的支持, 并对审稿人的意见和建议表示衷心的感谢.

附录:

单位根

考虑离散的时间随机过程 $\{y_t, t=1, \infty\}$, 并假设它可以写成 p 阶自回归方程

$$y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \cdots + a_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (\text{A1})$$

其中, ϵ_t 为误差项, 是一个均值为零的随机噪声序列, 其方差恒定 $\text{var}(\epsilon_t) = \sigma^2$.

如果 $m=1$ 是特征方程

$$m^p - m^{p-1}a_1 - m^{p-2}a_2 - \cdots - a_p = 0 \quad (\text{A2})$$

的根, 则称该时间序列有单位根, 表明时间序列有一个随机趋向, 是非平稳的.

为了说明单位根的影响, 考虑一阶的情况

$$y_t = y_{t-1} + \epsilon_t \quad (\text{A3})$$

重复替代, 则时间序列 y_t 可写为

$$y_t = \sum_{j=1}^t \epsilon_j \quad (\text{A4})$$

则 y_t 的方差

$$\text{var}(y_t) = \sum_{j=1}^t \sigma^2 = t\sigma^2 \quad (\text{A5})$$

可以看出, y_t 的方差依赖于时间 t . 当时间 t 趋于无穷时, y_t 的方差也会发散到无穷.

参考文献

- 陈宇卫, 张军, 闫素萍, 庆梅. 2003. 西部地区特大地震活动特征及其对大华北地震趋势的影响[J]. 地震地质, **25**(4): 647-654.
- 冯锐, 马宗晋, 方剑. 2007. 发展中的板块边界: 天山—贝加尔活动构造带[J]. 地学前缘, **14**(4): 1-17.
- 傅容珊, 徐耀民, 黄建华, 李力刚. 2000. 青藏高原挤压隆升过程的数值模拟[J]. 地球物理学报, **43**(3): 346-355.
- 何淑韵, 吴佳翼. 1995. 世界分区强震与中国地震的相关性研究[J]. 地震学报, **17**(2): 172-179.
- 何宗海. 1994. 中国南北地震带中北部最小完整性震级的探讨[J]. 西北大学学报: 自然科学版, **24**(5): 411-416.
- 嵇少丞, 王茜, 孙圣思, 许志琴, 李海兵. 2008. 亚洲大陆逃逸构造与现今中国地震活动[J]. 地质学报, **82**(12): 1643-1667.
- 刘杰. 2000. 地震活动泊松模型和应力释放模型在地震预测和地震危险性评估中的一些应用研究[J]. 国际地震动态, (10): 22-23.
- 钱俊峰, 肖安成, 杨树峰, 贾东, 孟立丰, 李一泉. 2009. 南天山造山带与西昆仑(帕米尔)造山带深层岩石圈对接[J]. 科技通报, **25**(2): 153-159.
- 汪素云, 许忠淮. 1980. 中国及邻区现代构造应力场的数值模拟[J]. 地球物理学报, **23**(1): 34-45.
- 汪素云, 许忠淮, 俞言祥, 张琳. 1996. 中国及其邻区周围板块作用力的研究[J]. 地球物理学报, **39**(6): 764-771.
- 武传真, 焦灵秀, 王谦身, 杨振岱. 1993. 帕米尔及其周围地区重力场特征与地壳构造的研究[J]. 地球物理学报, **36**(5): 633-642.
- 吴佳翼, 郁曙君, 何叔韵. 1979. 华北地震同日本地震的相关性[J]. 地球物理学报, **22**(4): 415-438.
- 肖兰喜, 朱元清, 陶九庆, 杜宪宋. 2003. 岩石圈流变强度与中国大陆构造运动关系的探讨[J]. 西北地震学报, **25**(4): 304-311.
- 肖兰喜. 2009. 华北地区与青藏高原地区强震孕育过程相关性的动力学解释[J]. 国际地震动态, (4): 73.
- 徐纪人, 赵志新. 2006. 青藏高原及其周围地区区域应力场与构造运动特征[J]. 中国地质, **33**(2): 275-285.
- 胥颐, 刘福田, 刘建华, 孙若味. 2000. 天山地震带的地壳结构与强震构造环境[J]. 地球物理学报, **43**(2): 184-193.
- 许忠淮, 石耀霖. 2003. 岩石圈结构与大陆动力学[J]. 地震学报, **25**(5): 512-527.
- 杨国华, 李延兴, 韩月萍, 胡新康, 巩曰沐. 2002. 由 GPS 结果推导中国大陆现今水平应变场[J]. 地震学报, **24**(4): 337-347.
- 张国民, 李献智, 耿鲁明. 1994. 印度板块北边界地震活动和中国大陆地震[J]. 地震, **14**(3): 1-9.
- 张国民, 马宏生, 王辉, 李丽. 2004. 中国大陆活动地块与强震活动关系[J]. 中国科学: D 辑, **34**(7): 1-12.
- 张家声, 李燕, 韩竹均. 2003. 青藏高原向东挤出的变形响应及南北地震带构造组成[J]. 地学前缘, **10**(增刊): 168-175.
- 张家声, 单新建, 李建华, 黄雄南. 2005. 帕米尔地区现今大陆深俯冲: 地震构造和动力学解释[J]. 岩石学报, **21**(4): 1215-1227.
- 张培震, 邓起东, 张国民, 马瑾, 甘卫军, 闵伟, 毛凤英, 王琪. 2003. 中国大陆的强震活动与活动地块[J]. 中国科学: D 辑, **33**(增刊): 12-20.
- 张世英, 樊智. 2004. 协整理论与波动模型[M]. 北京: 清华大学出版社: 1-482.
- 郑建常, 蒋海昆. 2007. 鲁东-黄海地块与日本南部地震活动相关性分析及因果关系检验[J]. 地震学报, **29**(4): 358-368.
- Dickey D A, Fuller W A. 1979. Distribution of the estimation for autoregression time series with a unit root[J]. *Journal of American Statistical Association*, **74**(336): 427-432.
- Granger C W J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods[J]. *Econometrica*, **37**(3): 424-438.
- Granger C W J. 1980. Testing for causality: A personal viewpoint[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **2**(1): 329-352.
- Johansen S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**(2): 231-254.

- Johansen S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models [J]. *Econometrica*, **59**(6): 1551–1580.
- Johansen S, Juselius K. 1990. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration with applications to the demand for money[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**(2): 169–210.
- Leon Reiter. 1990. *Earthquake Hazard Analysis: Issues and Insights* [M]. New York: Columbia University Press: 1 – 254.
- Ian Main. 1999. *Is the Reliable Prediction of Individual Earthquakes a Realistic Scientific Goal?* [R/OL]. [2008-08-20]. http://www.nature.com/nature/debates/earthquake/equake_frameset.html.
- Wang Q, Zhang P Z, Freymueller J T, Bilham R, Larson K M, Lai X, You X, Niu Z, Wu J, Li Y, Liu J, Yang Z, Chen Q. 2001. Present-day crustal deformation in China constrained by Global Positioning System measurements [J]. *Science*, **294**(5542): 574–577.

地震学报
ACTA SEISMOLOGICA SINICA