

文章编号: 0253-3782(2007)04-0358-11

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^{*}

郑建常^{1),*} 蒋海昆²⁾

1) 中国济南 250014 山东省地震局

2) 中国北京 100036 中国地震局台网中心

摘要 对我国华北地区次级构造单元鲁东—黄海活动地块与日本南部地区的地震活动进行了对比分析和相关性检验，并利用随机变量时间序列的协整分析和 Granger 因果关系检验方法，研究了鲁东—黄海地块与日本南部地区地震能量释放过程之间的关系。结果表明，鲁东—黄海地块 4 级以上地震活动与日本南部 5 级以上地震具有相关性和同步性，它们的应变能累积释放序列之间存在较好的同期相关关系。两个区域的应变能累积释放序列都属于一阶单整序列，即它们的一阶差分都是平稳序列，二者之间存在长期稳定的协整关系。进行 Granger 因果关系检验和基于向量误差修正模型的因果关系检验结果表明，二者之间存在具有一定置信度的单向因果关系。

关键词 日本南部 鲁东—黄海地块 相关性 协整分析 因果关系检验

中图分类号: P315.5 文献标识码: A

引言

太平洋板块对亚欧大陆板块的俯冲作用是华北地区地震活动的重要动力来源之一。许多学者的研究认为，位于太平洋板块俯冲带的日本地区的强震活动对我国华北地区的地震活动具有重要的影响。茂木清夫通过研究指出，日本列岛与中国大陆东北部的大地震的活动期和稳定期具有某种对应性(茂木清夫, 1976)。张国民(1989)对板块边界活动与中国大陆强震活动进行了研究，指出西太平洋北段活动与我国北部 8 级地震存在明显的相关关系。吴佳翼等(1978)对比分析了 1918—1976 年之间发生的中国华北地震和日本列岛及其附近的较大地震，发现二者之间在时间和强度上都有较好的相关关系。虞雪君等(1994)对中国大陆东部中强以上地震与日本海域强震的相关性进行了专门研究，认为中国东部沿海地区中强震与日本板缘 $M_s \geq 7.0$ 强震有很好的相关性，并且滞后时间多在一年以内。李文英和王秀英(1996)根据板块运动及构造动力的因果关系，研究了我国华北地区 6 级以上地震与日本海沟 7 级以上地震活动的关系，认为这两个地区的群体地震活动在时间轴上的不均匀分布及起伏具有一定的同步性，并且日本海沟的群体地震活动的开始时间要提前于华北地区。

* 国家“十五”科技攻关计划延续项目子专题(2004BA601B01-04-02)与山东“十五”项目(SD10503)共同资助。

2006-07-17 收到初稿，2007-04-20 决定采用修改稿。

◆ 通讯作者。e-mail: zjc@mail.eqsd.gov.cn

根据张培震等人对中国大陆活动地块划分的结果, 华北地区主要由3个次级活动单元构成: 鄂尔多斯、华北平原和鲁东—黄海活动地块(张培震等, 2003; 张国民等, 2004; 马宏生等, 2003)。根据GPS观测的结果, 鲁东—黄海地块显示出南东东方向的运动趋势, 经日本列岛俯冲带间接受其东侧菲律宾板块运动的影响。由于菲律宾板块存在WNW方向强烈的推挤作用, 从地球动力学角度推测, 鲁东—黄海地块与日本南部地区受同一动力源作用, 因此两个地块之间的地震活动可能具有一定的相关关系。

以往对日本地区与我国华北地区地震活动之间关系的分析, 多是从统计方面进行相关系数计算, 而在分析二者之间的地震活动的相互影响时, 都局限于在活动开始时间上直观地进行比较。本文在以往研究的基础上, 结合最新的构造单元划分结果, 进一步分析华北地区次级活动单元——鲁东—黄海地块地震活动与日本南部地区强震活动之间的相关性, 从统计学的角度进行相关关系检验, 并引入针对随机变量时间序列的协整分析和Granger(1969)因果关系检验方法, 从统计学的角度对二者之间的相互关系进行定量分析。

1 研究区域及数据预处理

根据全球板块构造和中国大陆活动地块划分的结果以及其它相关资料, 本文所谓“日本南部地区”的构造范围, 北界取糸魚川—静岡构造线断层带(地震防灾研究課, 2004; 佐藤比呂志等, 2001; 佐藤比呂志, 平田直, 2000; 池田安隆等, 1996), 南至北纬 $29^{\circ}30'$, 东西边界分别取自张培震等人给出的地块和板块构造边界(张培震等, 2003; 张国民等, 2004; 马宏生等, 2003)。鲁东—黄海地块按照张培震等人的划分, 西界取自郯庐断裂带, 东至日本海东岸, 北到蓬莱—威海断裂, 南抵昌化—普陀断裂, 海域范围内南以 $29^{\circ}30'$ 为限(图1)。

为保证震级标度的统一, 本文所用地震目录资料取自USGS网站, 震级标度统一为 M_b 震级。由于日本南部地区地震活动水平明显高于鲁东—黄海地块, 因此在选取震级下限时分别选取5.0和4.0。

以年为单位时间, 根据地震目录, 分别构建日本南部和鲁东—黄海地块的应变能累积释放的时间序列, 分别用JPRB和HDRB表示(表1)。数据自1974—2005年, 共32组, 原始数据曲线如图2所示。它们的一阶差分序列分别记为D(JPRB)和D(HDRB)。

2 基本模型和原理

Granger因果关系检验法是英国统计学家格兰杰于1969年利用滞后分布概念建立的(Granger, 1969)。给定随机变量X和Y, 假设变量X是导致变量Y的原因, 则变量X的

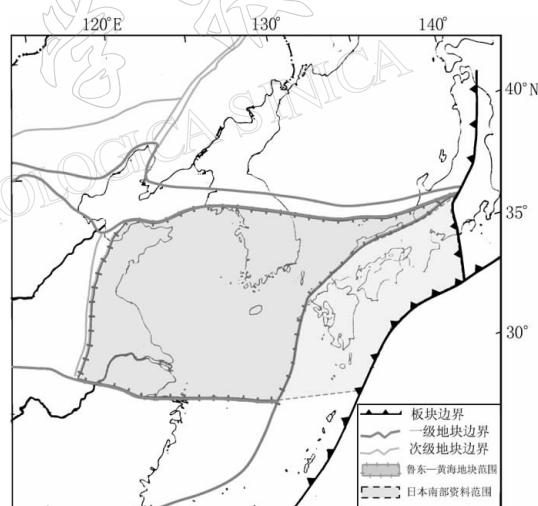
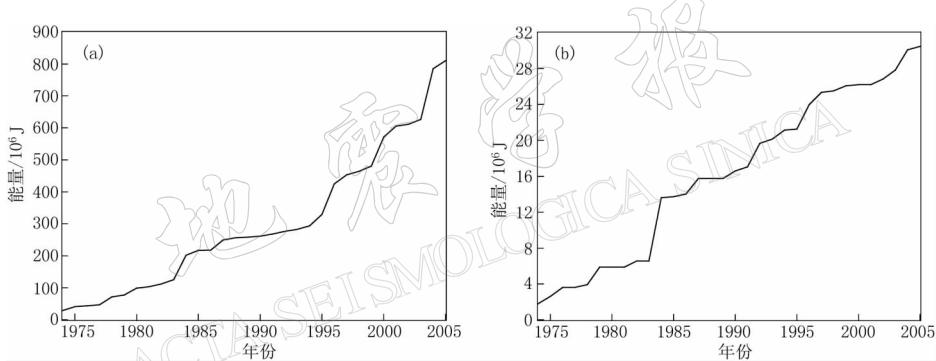


图1 鲁东—黄海地块与日本南部
地区资料选取范围

表 1 鲁东—黄海地块(HDRB)和日本南部(JPRB)应变能累积释放时间序列

序号	年份	JPRB/ 10^6 J	HDRB/ 10^6 J	序号	年份	JPRB/ 10^6 J	HDRB/ 10^6 J
1	1974	28.297 0	1.783 4	17	1990	260.922 1	16.574 1
2	1975	40.374 0	2.612 7	18	1991	267.772 4	17.033 1
3	1976	43.207 6	3.605 8	19	1992	276.461 8	19.660 2
4	1977	46.362 2	3.605 8	20	1993	282.286 5	20.130 1
5	1978	71.458 9	3.913 8	21	1994	293.428 2	21.123 2
6	1979	77.135 0	5.868 7	22	1995	329.073 1	21.239 3
7	1980	98.360 8	5.868 7	23	1996	424.445 9	23.957 4
8	1981	103.153 9	5.868 7	24	1997	453.079 3	25.344 8
9	1982	111.394 4	6.540 9	25	1998	464.004 0	25.516 2
10	1983	124.898 0	6.540 9	26	1999	480.410 7	26.082 2
11	1984	201.200 4	13.606 3	27	2000	571.443 4	26.198 3
12	1985	216.769 8	13.701 8	28	2001	605.268 7	26.198 3
13	1986	217.586 8	14.009 8	29	2002	611.193 7	26.826 0
14	1987	249.203 0	15.730 4	30	2003	626.582 1	27.826 8
15	1988	255.920 7	15.730 4	31	2004	784.879 9	30.085 9
16	1989	257.937 3	15.730 4	32	2005	810.011 8	30.455 3

图 2 日本南部地区 $M \geq 5$ 地震(a)与鲁东—黄海地块 $M \geq 4$ 地震(b)应变能蠕变曲线

变化将先于 Y 的变化. Granger 提出, 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预测误差要小, 则称 X 是 Y 的 Granger 原因. Granger 的因果性表示了不同时间序列之间领先与滞后的关系.

在实际研究中, 一般是首先对时间变量序列及其一阶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, 变量间存在协整关系是变量间存在因果关系的前提; 最后对具有协整关系的时间变量序列的因果关系进一步检验分析.

2.1 时间序列变量的平稳性检验

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 X_t 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 $I(d)$.

检验时间序列是否稳定的过程称为单位根检验. 平稳序列将围绕一个均值波动, 并有向其靠拢的趋势, 而非平稳过程则不具有这个性质. 若变量 X_t 的一阶差分是稳定的, 则变量 X_t 存在单位根. 对单位根进行检验常用的方法是单整检验方法(augmented dickey-full-

er test, 简称 ADF)(Dickey, Fuller, 1979). 该检验法的基本原理是通过 n 次差分的办法, 将非平稳序列转化为平稳序列. 具体方法是估计回归方程式

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

式中, α_0 为常数项, t 为时间趋势项, k 为滞后阶数(最优滞后项), μ_t 为残差项. 该检验的原假设 $H_0: \alpha_2 = 0$; 备选假设 $H_1: \alpha_2 \neq 0$. 如果 α_2 的 ADF 值大于临界值, 则拒绝原假设 H_0 , 接受 H_1 , 说明 X_t 是 $I(0)$, 即它是平稳序列. 否则存在单位根, 即它是非平稳序列, 需要进一步检验, 直至确认它是 d 阶单整, 即 $I(d)$ 序列. 加入 k 个滞后项是为了使残差项 μ_t 为白噪音.

2.2 协整关系的确立和检验

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(Engle, Granger, 1987).

如果序列 $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ 都是 d 阶单整, 存在一个向量 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k)$, 使得 $Z_t = \alpha X_t'$ 为 $I(d-b)$ 序列. 其中, $b > 0$, $X_t' = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt})'$, 则认为序列 $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ 是 (d, b) 阶协整, 记为 $X_t \sim CI(d, b)$, α 称为协整向量. 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.

对变量之间的协整关系检验一般用 Johansen 极大似然法检验(Johansen, Juselius, 1990; Johansen, 1995).

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(vector auto-regression, 简称 VAR)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

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (4)$$

由于 $I(1)$ 过程经过差分变换将变成 $I(0)$ 过程, 系数矩阵 Π 包含了以数据向量形式表示的变量之间的有关长期联系的信息. 那么只要 Πy_{t-1} 是 $I(0)$ 的向量, 变量 $y_{1,t-1}, y_{2,t-1}, \dots, y_{k,t-1}$ 之间即具有协整关系, 因此矩阵 Π 的秩等于独立的协整向量的个数. 因为矩阵 Π 的秩等于它的非零特征根的个数, 因此可以通过对非零特征根个数的检验来判断协整关系.

2.3 Granger 因果关系检验

协整检验结果告诉我们变量之间是否存在长期的均衡关系, 但是这种关系是否构成因果关系还需要进一步验证.

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: 无条件限制模型

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta X_{t-j} + \mu_t \quad (5)$$

有条件限制模型

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

式中, μ_t 为白噪声序列; α , β 为系数; n 为样本量; m , k 分别为变量 Y_t 和 X_t 的滞后阶数. 令式(5)的残差平方和为 ϵ_{ESS_1} , 式(6)的残差平方和为 ϵ_{ESS_0} .

原假设为 $H_0: \beta_j = 0$; 备选假设为 $H_1: \beta_j \neq 0$ ($j = 1, 2, \dots, k$). 若原假设成立, 则

$$F = \frac{(\epsilon_{\text{ESS}_0} - \epsilon_{\text{ESS}_1})/m}{\epsilon_{\text{ESS}_1}/(n-k-m-1)} \sim F(m, n-k-m-1) \quad (7)$$

即 F 的统计量服从第一自由度为 m , 第二自由度为 $n-(k+m+1)$ 的 F 分布. 若 F 检验值大于标准 F 分布的临界值, 则拒绝原假设, 说明 X 的变化是 Y 变化的原因.

2.4 VEC 模型 Granger 检验

Granger 因果关系检验基于 VAR 模型, 对多个时间序列分析时, 由于 VAR 模型中没有反应时间序列长期关系的项, 如果变量之间存在协整关系, VAR 模型就需要包含一个反应序列长期关系的误差修正项, 这就是向量误差修正(vector error correction, 简称 VEC)模型(Hamilton, 1994).

考虑一个两变量、无滞后差分项的 VEC 模型, 两变量之间有如下协整方程:

$$y_{2,t} = \beta \cdot y_{1,t} \quad (8)$$

则 VEC 模型有如下形式:

$$\begin{cases} \Delta y_{1,t} = \gamma_1(y_{2,t-1} - \beta \cdot y_{1,t-1}) + \epsilon_{1,t} \\ \Delta y_{2,t} = \gamma_2(y_{2,t-1} - \beta \cdot y_{1,t-1}) + \epsilon_{2,t} \end{cases} \quad (9)$$

其中, 系数 γ_1 和 γ_2 代表当变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时, 将其调整到均衡状态的调整速度. 在这个模型中, 两个内生变量 $y_{1,t}$ 和 $y_{2,t}$ 有非零均值. 为简单起见, 模型方程右侧没有滞后差分项.

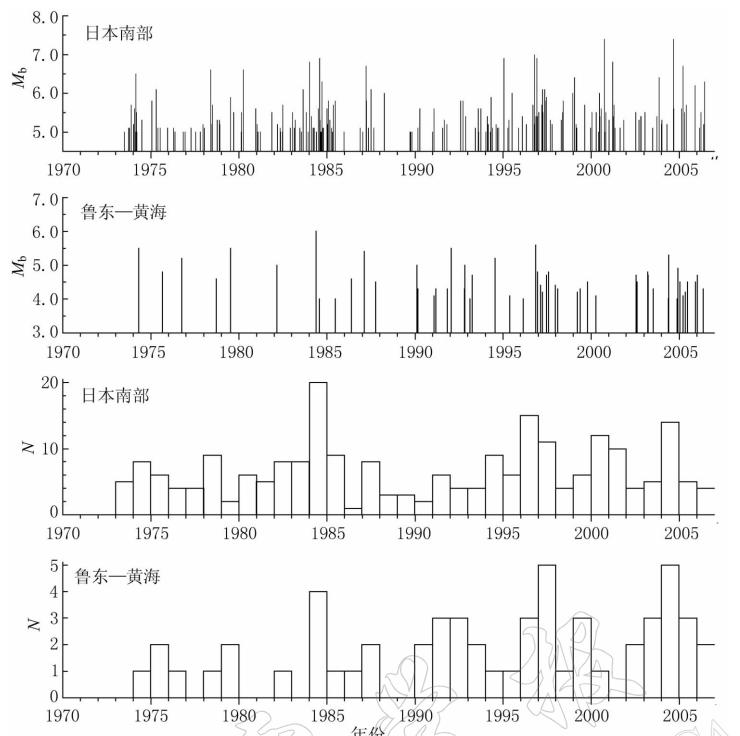
基于这个 VEC 模型的 Granger 检验结果反映了两个变量 $y_{1,t}$ 和 $y_{2,t}$ 之间的相互依赖程度.

3 相关关系的分析与检验

3.1 地震活动的对比

从日本南部地震 $M-t$ 图和年频度图上可以看出(图 3), 该区 1973—1974 年地震活动相对较强, 此后稍减弱, 至 1978—1980 年又相对增强, 到 1984 年前后, 其活动频度达到历史最高值. 与之相对应, 鲁东—黄海地块 1974 年 4 月发生 $M_b 5.2$ 地震(黄海 5.8), 1979 年 7 月发生江苏溧阳 6.0 级地震, 1984 年 5 月 21 日发生江苏近海 6.2 级地震. 1996 年日本南部地区地震活动较强的时候, 鲁东—黄海地块又发生了南黄海 6.1 级地震. 两个地区的地震活动相关性从年频度图上看似乎更为清晰(图 3).

以年为单位, 对日本南部 $M_b \geq 6.5$ 地震与鲁东—黄海地块 $M_b \geq 5.0$ 地震进行了对比(表 2). 由表 2 可见, 1974—2005 年日本南部共发生了 $M_b 6.5$ 地震 9 组, 其中有 7 组在其活动时段前后一年内鲁东—黄海地块有 $M_b \geq 5.0$ 地震活动, 比例为 78%. 其中, 有 3 次鲁东—黄海地块活动在前, 时间间隔最长为 8 个月, 其余在半年以内; 有 4 次鲁东—黄海地块活动在后, 时间间隔都在半年以内. 这表明, 两个区域的地震活动具有一定的相关性和

图3 日本南部与鲁东—黄海地块地震 M_t 图及年频次对比

同步性。两者可能为同源关系, 均受同一板块运动的作用。

2005年3月20日日本福冈 M_b 6.7 (M_s 7.0) 地震前后, 鲁东—黄海地块及其附近地区在短时间内发生多次4级以上中等强度的地震。这一方面表明了两个区域之间地震活动的关联性, 同时也显示了鲁东—黄海地块较高的应力环境。

3.2 相关关系检验

对变量 x_i , y_i , 定义标准差 s_x

$$s_x = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (8)$$

协方差 c_{xy}

$$c_{xy} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad (9)$$

则可以计算序列 x_i , y_i 的相关系数

$$r = \frac{c_{xy}}{s_x s_y} \quad (10)$$

表2 日本南部地震($M_b \geq 6.5$)与鲁东—黄海地块地震($M_b \geq 5.0$)对应关系

序号	日本南部地区		鲁东—黄海地块	
	年-月-日	M_L	年-月-日	M_b
1	1974-02-22	6.5	1974-04-22	5.2(溧阳 M_s 5.5)
2	1978-05-23	6.6		
3	1980-03-31	6.6	1979-07-09	5.5(溧阳 M_s 6.0)
4	1984-01-01	6.8	1984-05-21	5.5(黄海 M_s 6.1)
	1984-08-06	6.9	1984-05-21	6.0(黄海 M_s 6.2)
5	1987-03-18	6.7	1987-02-17	5.4(射阳 M_s 5.0)
	(1992-08-07	5.8)	1992-01-22	5.5(黄海 M_s 5.3)
	(1992-09-23	5.8)	1992-11-03	5.0(黄海 M_L 4.9)
6	1995-01-16	6.9	1994-07-25	5.2(黄海 M_s 5.3)
7	1996-10-18	6.6	1996-11-09	5.6(南黄海 M_s 6.1)
	1996-10-19	7.0		
	1996-12-02	6.9		
8	2000-06-25	6.0		
	2000-10-06	7.4		
	2001-03-24	6.8		
9	2004-09-05	7.2	2004-12-12	4.9(东海 M_s 5.1)
	2004-09-05	7.4		
	2004-09-06	6.6		
	2004-09-08	6.2		
	2005-03-20	6.7		

相关系数表明了两个序列的同期相关程度。相关系数接近于 1，说明这两个序列的波动性十分相似。在实际应用中，经常要分析一个序列的变化相对于另一个序列是先行、一致还是滞后，这时就需要计算交叉相关系数。序列 X 与 Y 的交叉相关系数的计算公式如下：

$$r(l) = \frac{c_{xy}(l)}{s_x s_y} \quad (l = 0, \pm 1, \pm 2, \dots) \quad (11)$$

其中

$$c_{xy}(l) = \begin{cases} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N-l} (x_i - \bar{x})(y_{i+l} - \bar{y}) & (l = 0, 1, 2, 3, \dots) \\ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N+l} (y_i - \bar{y})(x_{i-l} - \bar{x}) & (l = 0, -1, -2, \dots) \end{cases} \quad (12)$$

计算序列 JPRB 和 HDRB 的同期相关系数为 0.945 566。表 3 给出了能量释放累积 JPRB 和 HDRB 两个序列的交叉相关系数。表中虚线对应着正负二倍标准差。其中， i 为以年为单位的延迟数，延迟和提前是相应的交叉相关系数。可以看出，JPRB 和 HDRB 的同期相关系数是最高的。当 HDRB 延迟 i 年或者提前 i 年变化时，JPRB 和 HDRB($\pm i$, 下同)的相关系数都有明显降低。但在 $i \leq 4$ 的情况下，JPRB 和 HDRB($\pm i$)的相关系数都超过了二倍标准差，表明还是存在一定相关性的。

3.3 因果关系检验

利用公式(1)进行单位根的检验，需要残差项服从正态分布。图 4 为 JPRB 和 HDRB 的一阶差分序列的残差及其回归残差的直方图。Jarque-Bera 统计量显示，可以认为这两个序列的残差分布服从正态分布。

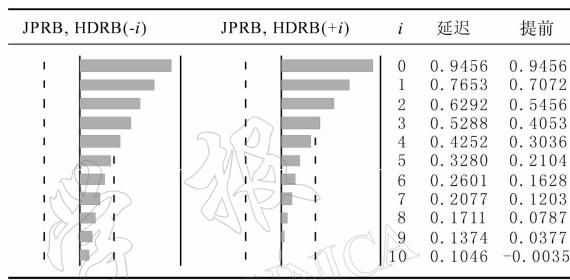
对序列 JPRB 和 HDRB 分别做 ADF 单位根检验，应用 AIC(akaike information criterion)准则，设定最大滞后阶数为 7。检验结果如表 4 所示。

表 4 JPRB 和 HDRB 及其一阶差分序列的 ADF 单位根检验结果

JPRB			HDRV		
ADF 检验值为 1.5104	1% 的临界值为 -3.7115		ADF 检验值为 -0.4593	1% 的临界值为 -3.6617	
	5% 的临界值为 -2.9810			5% 的临界值为 -2.9604	
	10% 的临界值为 -2.6299			10% 的临界值为 -2.6192	
D(JPRB)			D(HDRV)		
ADF 检验值为 -2.8418	1% 的临界值为 -3.6999		ADF 检验值为 -2.7445	1% 的临界值为 -3.7529	
	5% 的临界值为 -2.9763			5% 的临界值为 -2.9981	
	10% 的临界值为 -2.6274			10% 的临界值为 -2.6388	

ADF 检验的结果说明在 5% 的显著性水平下，一阶差分序列 $D(JPRB)$ 和 $D(HDRV)$ 都小于 ADF 单位根检验的临界值水平，是平稳序列。说明日本南部地区和鲁东—黄海地块

表 3 序列的交叉相关图



注：数据起始时间为 1974—2005 年，样本数为 32。

的地震能量释放是一阶单整的时间过程。

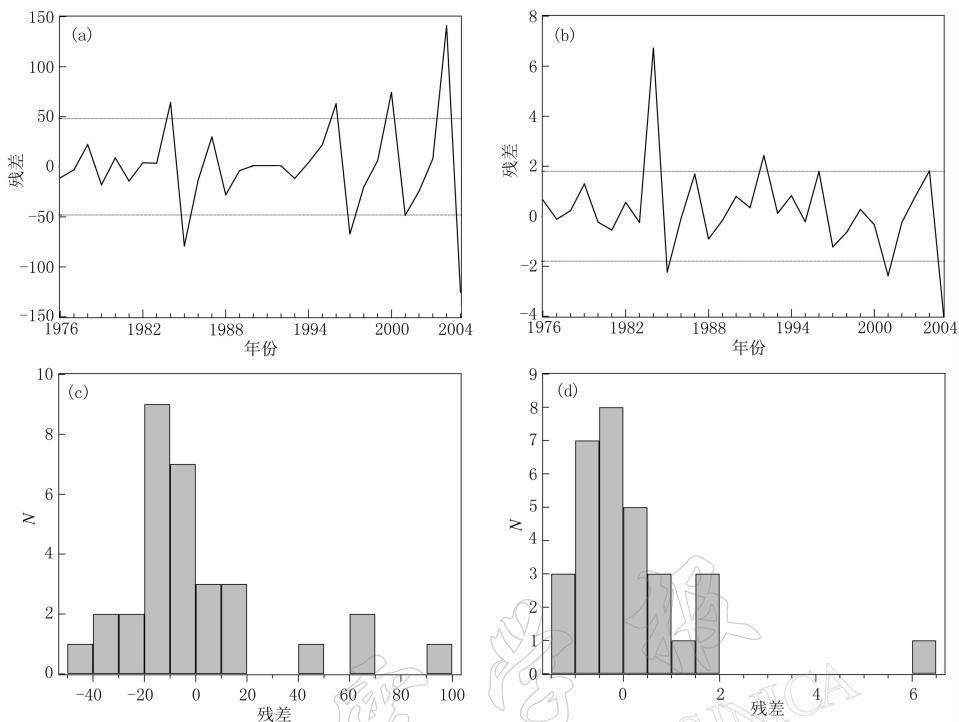


图 4 $D(\text{JPRB})$ 序列残差(a)及频度直方图(c)与 $D(\text{HDRB})$ 序列残差(b)及频度直方图(d)

对非平稳的时间序列进行因果检验时, 需要保证序列之间存在协整的关系。本文使用 Johansen 协整检验方法。在能量蠕变序列没有确定性趋势的假设下, 检验结果如表 5 所示。

由表 5 可知, 在 5% 的显著性水平下, 序列 JPRB 和 HDRB 之间存在协整关系。也就是说, 两者之间存在一个线性关系使得组合结果呈现长期稳定的变化。结果给出了标准化的协整向量 $\alpha = (1, 37.774 \ 82)'$ 。

Granger(1969)指出: 如果变量之间是协整的, 那么至少存在一个方向上的 Granger 原因。由于序列 JPRB 和 HDRB 之间存在协整关系, 基于 VEC 模型的 Granger 检验结果如表 6 所示。VEC 模型的 Granger 检验主要是用来检验一个内生变量是否可以作为外生变量对待。表 6 中的第二列给出了 χ^2 统计量。从表 6 可以看出, HDRB 相对 JPRB 可以作为外生变量的概率达到 0.838 7, 而 JPRB 相对 HDRB 可以作为外生变量的概率为 0.597 9。

表 5 序列 JPRB 和 HDRB 协整检验结果

协整方程个数 的假设	特征值	迹统计量	5% 的临界值	概率
没有	0.430805	18.18534	12.32090	0.0047
至多一个	0.022826	0.715816	4.129906	0.4562

表 6 基于 VEC 模型的 Granger 检验结果

因变量: $D(\text{JPRB})$				因变量: $D(\text{HDRB})$			
排除	χ^2	滞后阶数	概率	排除	χ^2	滞后阶数	概率
$D(\text{HDRB})$	3.467 016	7	0.838 7	$D(\text{JPRB})$	5.510 652	7	0.597 9

这说明鲁东—黄海地块的地震应变能释放不能引起日本南部地区的地震应变能释放的变化，而假设日本南部地区应变能释放的变化不能 Granger 引起鲁东—黄海地块的应变能释放。此假设被接受的可能性相对要低一些。

由于直接对非平稳序列进行 Granger 检验可能出现伪回归，而 ADF 检验的结果表明应变能释放的一阶差分序列 $D(\text{JPRB})$ 和 $D(\text{HDRB})$ 为平稳序列，可以直接进行 Granger 因果关系检验，结果如表 7 所示。由表 7 可知，在滞后阶数为 7 的条件下，接受原假设“ $D(\text{JPRB})$ 不是 $D(\text{HDRB})$ 的 Granger 原因”的伴随概率约为 0.35。

表 7 JPRB 和 HDRB 的一阶差分序列 Granger 因果关系检验结果

初 始 假 设	样 本 数	F 统 计 值	概 率
$D(\text{JPRB})$ 不能引起 $D(\text{HDRB})$ 变化	24	1.298 12	0.349 6
$D(\text{HDRB})$ 不能引起 $D(\text{JPRB})$ 变化		1.052 38	0.460 3

综合两次检验的结果说明，鲁东—黄海地块与日本南部地区的地震能量释放之间存在某种因果关系，日本南部地区应变能释放一定程度上是鲁东—黄海地块应变能释放的 Granger 原因。

4 讨论和结论

通过对 1974—2005 年日本南部地区与鲁东—黄海地块地震活动的研究，可以得出如下的结论：

1) 鲁东—黄海地块与日本南部地区地震活动具有一定的相关性和同步性。日本南部地区发生 $M \geq 6.5$ 以上地震前后，鲁东—黄海地块通常会有(其余下同) $M \geq 5$ 地震发生，黄海海域的中强地震活动与日本南部地区强震活动有很好的对应关系。

2) 鲁东—黄海地块与日本南部地区的应变能累积释放序列之间存在较好的同期相关关系，相关系数接近 0.95。当鲁东—黄海地块应变能释放提前或延迟变化时，相关系数明显降低，进一步说明了日本南部地区与鲁东—黄海地块地震能量释放之间的同步性。

3) 两个区域的应变能累积释放序列都属于一阶单整序列，即其一阶差分都是平稳序列；并且二者之间存在协整关系，即它们之间的某个线性组合始终保持在一个均衡状态附近变化。

4) 日本南部地区与鲁东—黄海地块的应变能累积释放序列之间存在一定程度上的单向因果关系。日本南部地区地震活动可能是鲁东—黄海地块地震活动状态变化的原因。

Granger 检验虽然可以在某种程度上揭示两个变量之间的某种因果联系，但是并不能因此断定变量之间就一定存在着直接的必然联系。Granger 因果性分析与相关性分析、回归分析等方法一样都必须建立在理论分析的基础上。当我们在理论上认定一些变量之间可能具有某种因果联系的时候，Granger 检验能够支持我们对这种因果关系的判断。

对两个变量之间进行因果关系检验，容易出现遗漏重要相关变量的情形。比如，如果我们认为菲律宾板块的俯冲作用是影响日本南部和鲁东—黄海地块地震活动的主要因素，那么菲律宾板块的年移动速率就可能同时影响 JPRB 和 HDRB 这两个能量释放序列，或者假设日本南部地区地震活动受鲁东—黄海地块和菲律宾板块共同作用影响，则鲁东—黄海地块的移动速率也会对 JPRB 序列产生影响。本文的检验结果显示了日本南部地区地震能

量释放，与鲁东—黄海地块的地震能量释放之间存在的因果关系置信度不高，也就是说两者之间相互包含对方的预测信息，这个结果可能存在一些不可靠的因素。如果把鲁东—黄海地块和菲律宾板块的移动速率纳入检验模型中，JPRB 和 HDRB 这两个能量释放序列之间的因果关系有可能会得到增强，也有可能会消失。从地球动力学的角度出发，考虑鲁东—黄海地块和菲律宾板块的移动速率与日本南部地区地震活动之间的因果关系可能更为合适。

除了能够为理论分析和经验研究提供统计学上的支持以外，在很多情况下，Granger 因果性分析可以为我们排除某些不相关的变量，挑选合适的变量建立函数关系，从而为正确设定预测模型打好基础。本文的分析只是作为一种方法学上的尝试，如果要在地震预测研究中进行具体的模型设计和回归分析，则应当考虑得更加具体。

参 考 文 献

- 李文英, 王秀英. 1996. 华北地区与日本海沟地震的相关性分析[J]. 地震, **16**(3): 219-224.
- 马宏生, 张国民, 刘杰, 等. 2003. 中国大陆及其邻区强震活动与活动地块关系研究[J]. 地学前缘, **10**(增刊): 74-80.
- 吴佳翼, 郁曙君, 何淑韵. 1978. 华北地震同日本地震的相关性[J]. 地球物理学报, **22**(4): 415-438.
- 虞雪君, 冯德益, 蒋淳, 等. 1994. 中国东部地区中强以上地震与日本海域地区强震的相关性研究[J]. 中国地震, **10**(1): 38-46.
- 张国民. 1989. 关于中国大陆地区地震大形势的研究[M]. 北京: 地震出版社: 1-263.
- 张国民, 马宏生, 王辉, 等. 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.
- 张培震, 邓起东, 张国民, 等. 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.
- 池田安隆, 島崎邦彦, 山崎晴雄. 1996. 活断層とは何か[M]. 東京: 東京大学出版会: 1-240.
- 地震防災研究課. 2004. 日本の地震防災: 活断層[M]. 東京: 文部科学省: 4-27.
- 茂木清夫. 1976. 巨大地震論[J]. 数理科学, **158**: 16-23.
- 佐藤比呂志, 平田直. 2000. 内陸大規模地震の震源断層を探る[J]. 科学, **70**(1): 58-65.
- 佐藤比呂志, 伊藤谷生, 池田安隆. 2001. 震源断層: 活断層システムのイメージングの意義と現状[J]. 地学雑誌, **110**(6): 838-848.
- Hamilton J D. 1994. 刘明志译. 1999. 时间序列分析(*Time Series Analysis*)[M]. 北京: 中国社会科学出版社: 1-998.
- 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.
- Engle R F, Granger C. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing[J]. *Econometrica*, **55**(2): 251-276.
- Granger C W J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods[J]. *Econometrica*, **37**(3): 424-438.
- 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.
- Johansen S. 1995. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*[M]. Oxford: Oxford University Press: 1-278.

CORRELATION ANALYSIS AND CAUSALITY TEST BETWEEN LUDONG-HUANGHAI BLOCK AND SOUTH JAPAN

Zheng Jianchang¹⁾ Jiang Haikun²⁾

1) Earthquake Administration of Shandong Province, Ji'nan 250014, China

2) China Earthquake Network Center, Beijing 100036, China

Abstract: In this paper, we make a comparative analysis and correlation test for the seismic activities in the South Japan and the Ludong-Huanghai block (a secondary tectonic unit in the North China) and approach the relationship between the energy release processes of these two areas by using co-integration analysis and Granger causality test for the time series of random variables. The results show that the seismic activities in these two areas are correlative and synchronous to a certain extent, and their release series of cumulative strain energy are contemporaneously correlative. Both energy series are first-order difference stationary processes and there is secular and steady co-integration between them. We make a positive analysis on the first-order difference energy series through Granger causality test based on vector error correction (VEC) model and find there is unilateral Granger causality and prominent co-integration between the two energy release processes.

Key words: South Japan; Ludong-Huanghai block; correlation; co-integration analysis; Granger causality test