

基于协整与 Granger 因果分析的地区一体化进程研究 ——以京津冀和长三角为例

踪家峰, 刘姗姗

(厦门大学 经济研究所, 福建 厦门 361005)

摘要: 基于协整分析和 Granger 因果检验, 分析了京津冀和长三角 1980 年以来地区一体化发展进程。研究发现, 从总体上看, 京津冀和长三角地区一体化进程都在不断加深。京津冀地区, 1980—1992 年, 北京与天津、北京与河北间都不存在 Granger 关系, 天津和河北不存在协整关系; 1993—2004 年间, 京津冀区域一体化不断加深, 北京是河北、北京是天津的 Granger 原因; 长三角地区, 上海与江苏不存在协整关系, 1980—1992 年, 上海与浙江、江苏与浙江之间不存在 Granger 因果关系, 而在 1992—2004 年, 上海与浙江、江苏与浙江均存在 Granger 因果关系。

关键词: 地区一体化; Granger 因果关系; 京津冀; 长三角

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 1003-2363(2008)02-0030-04

1 引言

促进区域协调发展已经成为中国社会经济发展的重要战略, 而大城市地区的协调发展更引人注目, 因为诸如长三角、珠三角和京津冀这些大城市区在我国经济发展中处于重要和支配的地位, 也是经济发展最快的地区。这些大城市区发展的现实如何? 是协调发展还是地区分割、恶性竞争、以邻为壑? 是一体化不断加深, 还是诸侯化趋势愈演愈烈? 该研究主要回答这个问题。

以往对区域一体化和地区分割的研究主要是基于中国省级数据进行的。白重恩等 (2004)^[1], Sandra Poncet (2002)^[2], Young (2000)^[3], Naughton (1999)^[4] 发现中国地方保护和地区分割确实存在。其中, Sandra Poncet (2002) 认为该情况已经很严重, 他测算了中国国内市场间的“边界效应”对国内贸易的影响, 即使将运输成本和地理条件等因素考虑在内, 中国消费者购买省内商品是其购买外省商品的 21 倍, 而 1987 年则为 11 倍; 1997 年中国跨省商品的贸易壁垒相当于征收了 46% 的关税, 而在 1987 年则为 35%, 中国省际间的市场一体化水平已经低于欧盟国家间的一体化水平, 同加拿大美国之间的一体化水平相似。而其他研究者白重恩等 (2004)^[1], Young (2000)^[3] 和 Naughton (1999)^[4] 则认为分割存在,

但一体化仍不断加深。

我们的研究主要是对中国大城市区一体化过程进行探讨, 以京津冀和长三角为例分析 1980 年以来大城市区一体化的发展状况。我们研究地区一体化的思路主要是根据各地区的国民生产总值 (GDP) 这一集中反映经济发展变量之间的内在联系即协整关系和 Granger 因果关系上来判断各地区一体化过程的发展和演变。具体研究京津冀一体化时, 我们又根据中国经济发展的历史特点, 将改革开放以来的时间序列分成 2 个阶段 1980—1992 和 1993—2004 年。我们的研究目的是要弄清楚京津冀改革开放以来地区一体化是不不断加深还是与其相反以及 2 个时间段内地区一体化过程演变趋势。

2 研究方法和数据

2.1 单位根检验

如果一个时间序列的均值或自协方差函数随时间而改变, 那么该序列就是非平稳时间序列, 也就是说, 平稳序列围绕一个均值波动, 并有向其靠拢的趋势, 而非平稳序列则不具备这一性质。若变量序列是平稳序列, 表示为 $I(0)$; 若变量序列经一阶差分后变为平稳序列, 表示为 $I(1)$; 若变量序列经二阶差分后变为平稳序列, 表示为 $I(2)$ 。检验变量序列是否平稳的方法称为单位根检验, 文章采用 ADF 方法检验时间序列变量的稳定性。

2.2 协整分析

如果所涉及的变量都是一阶差分平稳的, 且这些变量的某种线性组合是平稳的, 则称这些变量之间存在协整关系。协整关系反应了所研究的变量之间存在一种长期稳定的均衡关系。从经济意义上说, 这种协整关系

收稿日期: 2007-10-14 修回日期: 2008-01-20

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (70303019); 福建省新世纪优秀人才计划资助项目

作者简介: 踪家峰 (1971-), 男, 江苏沛县人, 副教授, 博士, 主要从事城市与区域经济学研究, (E-mail) jiafengzong@126.com。

的存在可以通过其他变量的变化来影响另一变量的变化。为了检验两变量 x_t 和 y_t 是否协整, Engle 和 Granger 于 1987 年提出了两步检验法, 称为 EG 检验^[5]。其基本思想是: 若序列 x_t 和 y_t 都是 d 阶单整的, 即满足 $I(d)$ 形式, 用一个变量对另一个变量回归, 即有 $y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$ 。式中: y_t 表示被解释变量; x_t 表示解释变量; α 和 β 表示回归系数; ε_t 表示随机误差项。用 $\hat{\varepsilon}$ 表示 ε_t 的估计量即残差项, 用 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\beta}$ 表示回归系数的估计值, 则模型残差估计值为: $\hat{\varepsilon} = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} x_t$ 。若回归方程的残差平稳, 即 $\hat{\varepsilon} \sim I(0)$, 则 x_t 和 y_t 具有协整关系。特别是 2 个时间序列 x_t 和 y_t 只有在它们是同阶单整即 $I(d)$ 时, 才可能存在协整关系。文章采用 Johansen 等提出的“极大似然法”进行检验。

2 3 变量的因果关系检验

用 Granger 的方法建立模型。如果以 GDP 作为衡量经济增长的指标, 那么, 按照 Granger 的分析步骤并结合上述分析, 可以得到回归方程 (1) 和 (2), 即

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i}; \tag{1}$$

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i y_{t-i}。 \tag{2}$$

式中: α_0 , α_i , β_i 分别表示相应的回归系数; i 为滞后阶数; k 为最大滞后阶数。方程 (1) 是用来估计 x 是否为引起 y 变化的 Granger 原因, 方程 (2) 是用来估计 y 是否为引起 x 变化的 Granger 原因。

检验零假设为: x 不是引起 y 变化的 Granger 原因, 即 $H_0: \beta_1 = \beta_2 \dots = \beta_k = 0$ 。估计下面 2 个回归模型

无约束回归模型 $y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i x_{t-i};$

有约束回归模型 $y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i}。$

式中: p , q 分别为 y 和 x 的滞后阶数。然后利用它们的回归残差平方和 RSS_u 与 RSS_r 构造检验统计量为: $F = \frac{(RSS_r - RSS_u) / q}{RSS_u / (n - p - q - 1)} \sim F(q, n - p - q - 1)$, 即表示该统计量服从分子自由度为 q 分母自由度为 $n - p - q - 1$ 的 F 分布, 可根据赤池信息准则 (AIC) 来确定, n 为样本容量。

检验 $\beta_1, \beta_2 \dots \beta_k$ 是否显著不为零, 如果显著不为零, 则拒绝零假设 H_0 : x 不是引起 y 变化的 Granger 原因。然后, 将 x 和 y 的位置互换, 用同样的方法检验零假设 H_0 : y 不是引起 x 变化的 Granger 原因。最后, 要得到 x 是 y 的 Granger 原因的结论, 则必须同时拒绝零假设“ x 不是引起 y 变化的 Granger 原因”和接受零假设“ y 不是引起 x 变化的 Granger 原因”。

2 4 数据来源

根据资料的可得性和研究的必要性, 我们的研究目标主要是改革开放以来的京津冀地区的一体化过程, 时间跨度定为 1980—2004 年, 数据来源于《中国统计年

鉴》和《中国城市统计年鉴》1981—2005 年。

3 计量结果分析

3 1 平稳性检验的结果

如果直接对具有时间趋势的变量用 OLS (普通最小二乘法) 进行回归分析, 就可能产生伪回归现象, 使得不存在任何关系的变量呈现显著的回归结果。所以, 在对时间序列数据做回归之前, 首先要进行单位根检验, 以考察经济变量是否具有时间趋势, 然后根据单位根检验的结果进行协整检验, 以考察非平稳变量间的关系。在此基础上进行 Granger 因果关系检验, 具体考察非平稳变量间相互关系的方向。

表 1 单位根检验结果

Tab 1 The result of unit root test

地区	变量	ADF 检验统计值	检验形式 (t/n/c/p)	临界值
北京	lgGDP	-2.036950	t 1	-3.2474***
	d lgGDP	-3.440532	c, 1	-3.0038**
	dd lgGDP	-5.311475	n, 1	-2.6819*
天津	lgGDP	-2.162760	t 1	-3.2474***
	d lgGDP	-2.614383	c, 1	-3.0038**
	dd lgGDP	-4.106340	n, 1	-2.6819*
河北	lgGDP	-3.439185	t 1	-3.2474***
	d lgGDP	-3.253051	c, 1	-3.0038**
	dd lgGDP	-3.140532	n, 1	-2.6819*
上海	lgGDP	-2.722243	t 1	-3.2474***
	d lgGDP	-1.687758	c, 5	-2.6608***
	dd lgGDP	-4.000008	n, 1	-2.6819*
江苏	lgGDP	-3.146331	t 1	-3.2474***
	d lgGDP	-3.116274	c, 1	-3.0038**
	dd lgGDP	-3.829420	n, 1	-2.6819*
浙江	lgGDP	-3.028038	t 1	-3.2474***
	d lgGDP	-3.714327	c, 3	-3.0199**
	dd lgGDP	-3.717505	n, 4	-2.7057*

说明: (1) 检验形式栏中的字母 c , t 和 n 分别表示含有常数项、同时包含常数和趋势项以及无常数项和趋势项, p 表示滞后阶数并根据 AIC 准则确定, 例如, “t 1” 表示检验形式为滞后阶数为 1, 同时包含常数和趋势项。(2) ***, **, * 分别表示临界值为 10%, 5%, 1% 显著性水平下的临界值, 表 2 相同。(3) lgGDP 表示其国民生产总值的对数形式, d lgGDP 表示 GDP 对数形式的一阶差分, dd lgGDP 表示二阶差分。

由表 1 中的检验结果可知: 上述 6 个地区 GDP 的对数值 (lgGDP) 和其 GDP 对数的一阶差分 (d lgGDP) 变量的 ADF 检验值均大于其临界值, 不满足平稳性。且 6 个地区 GDP 对数的二阶差分 (dd lgGDP) 变量的 ADF 检验值均小于其临界值, 满足平稳性。所以, 可认为该 6 个地区 GDP 对数的二阶差分变量均通过了平稳性检验, 故 6

个地区的 GDP 变量满足 $I(2)$ 形式。因此, 对各地区的 GDP 变量不能采用传统的回归分析方法进行分析和检验, 而要采用协整方法检验它们之间的长期均衡关系。

3 2 协整检验的结果

通过上面的 ADF 平稳性检验, 我们已经得知 6 个地区的 GDP 变量均满足 $I(2)$ 形式, 故可以两两对其用 EG 检验, 以验证这些变量间是否存在协整关系。判断是否协整的关键还要对 6 个地区 GDP 变量两两进行 OLS 回归, 最后根据回归方程残差是否通过 ADF 平稳性检验来看其是否存在协整关系。因此, 这里将在表 2 中给出 6 个回归方程残差序列的 ADF 检验结果。

表 2 残差序列的 ADF 检验结果
Tab 2 The result of ADF test

变量	ADF 检验统计值	检验形式 ($t/n/c/p$)	临界值
e_bj_tj	- 2 457 047	n_3	- 1 9583* *
e_bj_hb	- 2 843 044	n_1	- 2 6700*
e_tj_hb	- 1 764 281	n_1	- 1 9566* *
e_sh_js	- 2 517 066	t_1	- 3 2474* * *
e_sh_zj	- 3 874 296	t_3	- 3 6454* *
e_js_zj	- 3 023 018	n_1	- 2 6700*

说明: (1) e_bj_tj 表示的是利用北京、天津 GDP 取对数后数据 ($\lg GDP_bj$ $\lg GDP_tj$) 回归得到的残差, bj_tj 是北京、天津的缩写形式, 以下同。

根据表 2 数据可知: 天津和河北的 $\lg GDP_tj$ $\lg GDP_hb$ 上海和江苏的 $\lg GDP_sh$ $\lg GDP_js$ 变量回归方程中的残差通过了 ADF 检验, 也就是说, 天津和河北、上海和江苏 GDP 之间不存在协整关系, 而北京与天津、北京与河北、上海与浙江、江苏与浙江的 GDP 之间存在协整关系。由于协整关系只能说明变量之间至少有单向的因果关系, 并不能具体指出哪个变量为因、哪个为果, 因此, 需要进一步对变量进行 Grange 因果检验。

3 3 Granger 因果关系检验的结果

通过协整分析, 可知北京与天津, 北京与河北, 上海与浙江, 江苏与浙江的 GDP 间存在协整关系, 故只要对它们之间进行 Granger 因果关系检验, 对不存在协整关系的变量则不需进行 Granger 检验。我们使用上面提到的方法对北京与天津、北京与河北、上海与浙江、江苏与浙江间 GDP 进行 Granger 检验。同时, 为了详细分析因果关系在不同发展阶段的变化情况和变化趋势, 我们把整个样本区间分为 2 个子样本。考虑到 1992 年是我国进一步加强市场化改革的转折点, 1992 年后, 不论是京津冀还是长三角地区的 GDP 都有了一个巨大的增长, 区域内各省市的经济联系也更加密切。因此, 把子样本区间 1 设为 1982—1992 年, 子样本区间 2 设为 1993—2004 年, 并分别进行 Granger 因果检验, 结果如表 3。

表 3 Granger 因果检验结果

Tab 3 The result of Granger test

检验变量	1980—2004		子样本区间 1 (1980—1992)		子样本区间 2 (1993—2004)	
	滞后阶数	统计量 P 值	滞后阶数	统计量 P 值	滞后阶数	统计量 P 值
$tj \rightarrow bj$	2	0. 895 78	2	0. 635 74	2	0. 150 03
$bj \rightarrow tj$	2	0. 363 09	2	0. 456 84	2	0. 006 33
$hb \rightarrow bj$	3	0. 274 52	2	0. 890 23	3	0. 201 25
$bj \rightarrow hb$	3	0. 005 58	2	0. 158 71	3	0. 074 25
$js \rightarrow zj$	5	0. 557 75	2	0. 787 28	2	0. 005 47
$zj \rightarrow js$	5	0. 670 01	2	0. 329 20	2	0. 002 59
$zj \rightarrow sh$	5	0. 693 98	3	0. 436 01	2	0. 334 16
$sh \rightarrow zj$	5	0. 020 90	3	0. 845 76	2	0. 012 03

说明: (1) \rightarrow 表示因果关系方向, 表示零假设为前一变量不是后一变量的 Granger 原因。(2) 统计量 P 值为检验的概率值, 若 P 小于 0. 05 表示因果关系在 5% 的显著性水平下成立, 若 P 小于 0. 1 表示因果关系在 10% 的显著性水平下成立, 反之, 因果关系不成立。

从表 3 中我们可知: (1) 在整个样本区间内, 北京与天津、江苏与浙江互不为 Granger 原因, 北京是河北、上海是浙江的 Granger 原因; (2) 在子样本区间 1 中, 北京与天津、北京与河北、江苏与浙江、上海与浙江间都不存在 Granger 关系; (3) 在子样本区间 2 中, 北京是河北、北京是天津、上海是浙江的 Granger 原因, 并且江苏与浙江互为 Granger 原因。

根据上述检验结果, 对京津冀和长三角地区的经济发展关系作如下分析: 就京津冀地区而言, 在整个样本区中, 只有北京是河北的 Granger 原因, 但在子样本区间 1 中不存在这种关系, 在子样本区间 2 中才存在这种 Granger 关系; 北京与天津在整个样本区间和子样本区间 1 中均互不为 Granger 关系, 但在子样本区间 2 中北京是天津的 Granger 原因; 而天津与河北则不存在这种 Granger 关系。天津与河北则未通过 EG 协整检验。长三角地区在整个样本区间内, 上海是浙江的 Granger 原因, 但这种关系在子样本区间 1 中并不成立, 在子样本区间 2 中成立。而江苏和浙江在整个样本区间和子样本区间 1 中均互不为 Granger 原因, 但在子样本区间 2 中江苏与浙江互为 Granger 原因。而上海与江苏未通过协整检验。

4 结论

文章基于协整分析和 Granger 因果检验, 研究了京津冀和长三角 1980 年以来地区一体化发展进程。作者认为, 从总体上看, 京津冀和长三角的一体化进程不断加深。具体来说, 1980—1992 年间, 北京、天津、河北三省市主要是独立发展, 北京与天津、北京与河北间都不存在 Granger 关系, 天津和河北不存在协整关系; 1993—

2004年间,京津冀区域一体化不断加深,北京是河北、北京是天津的 Granger 原因。1980—1992年间,上海与浙江、江苏与浙江之间均不存在 Granger 因果关系,而1993—2004年间,上海与浙江、江苏与浙江之间存在 Granger 因果关系。

研究结论表明,1980年以来,北京与天津、北京与河北存在经济发展的联系(协整关系),而天津与河北相对而言是独立发展,联系不足。这种趋势在1993年后表现更为明显,北京的发展已经成为天津、河北发展的重要原因,区域一体化进程在不断地加深。同时,在京津冀一体化过程中,北京一枝独秀,处于核心地位,天津、河北则处于边缘地位,地区之间的主要作用是单向的,处于区域发展的向心集聚阶段,这种过程仍在不断的发展中。而在长三角,上海与浙江,江苏与浙江的一体化程度日益加强,1992年前后之表现存在很大差异;上海与江苏的一体化程度不高,各自独立发展。总之,无论是长三角还是京津冀地区,中国的地区分割现象是存在的,但这种分割趋势正被一体化趋势所代替。

根据研究的结论,我们认为,促进京津冀地区一体化的发展,不仅要继续保持北京的持续发展,而且当务之急是促进天津、河北的发展,避免北京先进,津冀落后,城市先进、区域落后的局面进一步加剧。而长三角的一体化发展,首先要协调好江苏与上海的发展,更进一步促进上海的发展和带动作用尤其显得必要。总而

言之,中国的区域一体化进程没有区域内资源的自由流动,没有经济上的协作、互补,没有统一的公共设施规划与发展,不管是京津冀还是长三角只能成为散而不聚的群城市,而形成不了一体化的城市群。根据新经济地理理论和国内外大城市区发展的实践,加强京津冀和长三角的基础设施尤其是交通基础设施建设和区域治理结构的协调将成为重要的选择。

参考文献:

- [1] 白重恩,杜颖娟,陶志刚,等. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J]. 经济研究, 2004(4): 29-40
- [2] Sandra Poncet 中国市场正在走向“非一体化”? ——中国国内和国际市场一体化程度的比较分析[J]. 世界经济文汇, 2002(1): 3-17.
- [3] Yong A. The Razor's Edge Distortion and Incremental Reform in The People's Republic of China[J]. Quarterly Journal of Economics 2000 115(4): 1091-1135.
- [4] Naughton S How Much can Regional Integration Do to Unify China's Market? [M]. Stanford CA: Stanford University 1999
- [5] Engle R F, Granger C W J Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and testing [J]. Econometrica 1987, 55 251-276

A Study on the Regional Integration Process Based on Co-integration and Granger Test ——With Jing-Jin-Ji Region and Yangzi River Delta as A Case ZONG Jia-feng, LIU Shan-shan (Institute of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract This paper examines the regional integration process of Jing-Jin-Ji region and Yangzi River delta based on co-integration and Granger test from the year of 1980. The research shows that the courses of integration both in Jing-Jin-Ji region and Yangzi River delta are deepening continually in general. More specific results are as follows: (1) In the region of Jing-Jin-Ji, there was not a Granger relation between Beijing and Tianjin from 1980 to 1992. It was also the case between Beijing and Hebei. There did not exist co-integration between Tianjin and Hebei in the same period; (2) During the period of 1993 to 2004, the integration process of Jing-Jin-Ji region was strengthened constantly. Beijing was the Granger reason of Hebei and Tianjin simultaneously; (3) In the delta of Yangzi River, there did not exist co-integration between Shanghai and Jiangsu. Interestingly, there was not a Granger relationship between Shanghai and Zhejiang, there was not a Granger relationship between Shanghai and Jiangsu from 1980 to 1992. Also, it was the case between Shanghai and Zhejiang. However, from 1992 to 2004, there was a Granger causality relationship both between Shanghai and Zhejiang and between Jiangsu and Zhejiang.

Key words regional integration; Granger test; Jing-Jin-Ji; Yangzi River delta