

大型体育赛事与城市经济增长的协整分析 ——以北京、济南和广州为例

孙克¹, 刘伟², 米靖³

(1. 中华人民共和国工业和信息化部 北京 100804; 2. 首都师范大学教育学院 北京 100084; 3. 北京体育大学 北京 100084)

摘要: 利用北京、济南和广州 1978—2009 年的面板数据, 构筑与检验城市经济增长和其他相关变量的协整关系, 进而估算了大型赛事(奥运会、全运会、亚运会)对城市经济的影响, 得出以下结论: 举办大型赛事可极大地拉动城市经济和社会的发展和进步; 大型赛事对于举办地经济上贡献表现在赛事投资与赛事消费所引致的乘数效应和辐射效应, 对于举办城市抑或区域产生扩展效应; 实证分析数据结果表明, 奥运会、全运会和亚运会对于对应举办地城市产生经济增长的效应分别为: 1.50%、1.01% 及 1.09%。研究大型体育赛事与城市经济增长的协整关系, 对于当前国民经济战略调整与结构升级, 构筑区域经济发展与拓展绿色经济都有着重要理论与实践意义。

关键词: 大型体育赛事; 经济增长; 面板协整; 脉冲响应

中图分类号: G80-052 文献标志码: A 文章编号: 1007-3612(2013)04-0028-07

Mega-sport Events and Cointegration Analysis of City Economic Growth

——On the Case of Beijing, Jinan and Guangzhou

SUN Ke¹, LIU Wei², MI Jing³

(1. Ministry of Industry and Information Technology of the People's Republic of China, Beijing 100804, China;

2. School of Education, Capital Normal University, Beijing 100084, China; 3. Beijing Sport University, Beijing 100084, China)

Abstract: With the panel data of Beijing, Jinan and Guangzhou from 1978 through 2009, this paper uses a city economic growth model and panel unit root and cointegration test to get the result that sport events can speed up the pace of industrial restructuring, stimulate the urban economic and social development and progress. Generally speaking, the mega-sport events to promote the economic effects and radiation effects have a significant effect for the city, region and even the whole country. Empirical analysis of data results show that the promotion effect of Olympics, National Games, and Asian Games is 1.50%, 1.01%, 1.09%, respectively. This research has the important value for the current national economy strategic adjustment and the upgrading of the structure and the development of green economy and regional economic.

Key words: large-scale sport events; economic growth; panel cointegration; impulse response

纵观近年来中国陆续举办的大型赛事, 对中国经济社会产生了明显的影响。例如 2008 年北京奥运会、2009 年济南全运会和 2010 年广州亚运会成功举办, 其作用远远不局限于体育领域, 而是对经济、社会、文化、旅游等都有着重大影响。其中, 体育赛事对于经济增长的影响尤为重要, 由此所派生的赛事经济也成为学界所研究的热点问题。所谓赛事经济是指“一定时间和空间范围内围绕举办(大型赛事)所发生的一切直接或间接的经济活动以及由这些经济活动所衍

生的一切经济联系和经济效益的总称”^[1]。

国内外学者对于大型体育赛事带来的经济影响的研究分析非常深入和广泛。国外的研究成果较为系统、深入^[2-6], 而国内的研究大多集中于某一个城市进行, 研究方法相对单一^[7-11], 未见运用经济学 Ramsey 模型框架来探讨不同城市赛事举办与经济增长关系的研究。

1 体育赛事与经济增长相关关系的模型

体育赛事资金投入主要由政府(中央财政)和地

投稿日期: 2011-09-20

基金项目: 2009 年北京市教委科学研究与科研基地建设项目《大型体育赛事与首都城市竞争力研究》研究成果。通信作者: 池建。
作者简介: 孙克, 助理工程师, 博士, 研究方向产业经济。

方政府两种来源。可以预见, 财政投入对于区域经济的影响有两种截然不同的方向: 1) 财政投入有助于加速区域投资水平; 2) 财政投入主要提高区域的消费水平, 但使得区域的储蓄水平下降, 同时, 投资水平也在下降。为了考虑大型赛事对于城市经济增长水平的影响程度, 设计以下模型。

首先, 本文通过 Ramsey 模型的框架来探讨政府投资对于区域经济的影响。

目标函数: $\max \int_0^{\infty} u(RCUS(t)) e^{-\rho t} dt$

约束条件: $dRCAP(t)/dt = f(RCAP) - RCUS + RINV$

其中, 区域的初始资本存量为 $RCAP(0) = RCAP_0$, $RINV$ 为政府财政投入(先期假定为外生确定)。 $RCUS$ 为人均消费水平, 其带有时间的函数为 $RCUS(t)$, 代表个体的效用函数为 $u(RCUS(t))$: $R_+ \rightarrow R_+$ (函数为非降, 边际效用递减, 二阶可微的), $RCAP$ 为人均资本存量水平, 其带有时间的函数为 $RCAP(t)$, 生产函数为连续的、单调递增的、边际产量递减的、一次齐次的。

由 Hamilton 方法可以得到解的一阶条件为:

$H(t, RCUS, RCAP, \lambda) = u(RCUS) e^{-\rho t} + \lambda [f(RCAP) - RCUS + RINV]$ (其中 λ 为 Hamilton 乘子)

最优性条件: $\partial H(t, RCUS, RCAP, \lambda) / \partial RCUS = 0 \Rightarrow u'(RCUS) e^{-\rho t} = \lambda$

欧拉方程: $\partial H(t, RCUS, RCAP, \lambda) / \partial RCAP = -d\lambda/dt \Rightarrow d\lambda/dt = -\lambda f'(RCAP)$

横截性条件: $\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda RCAP e^{-\rho t} = 0$

消费水平的动态方程为: $dRCUS(t)/dt = -[u'(t)/u''(t)] [f'(RCAP) - \rho]$

资本存量的动态方程为: $dRCAP(t)/dt = f(RCAP) - RCUS + RINV$

经济到达均衡的条件有:

$f'(RCAP) = \rho$

$f(RCAP) = RCUS - RINV$

由方程 $f'(RCAP) = \rho$, 可以看出, 政府财政支出对于资本存量(均衡水平)没有任何影响, 即, 体育(本文指大型体育赛事)投入只影响消费水平, 不影响投资水平。投资水平仍然处于修正的黄金律水平, 即, 其仅仅依赖于消费偏好。但是, 政府财政投入可以加速资本存量的收敛速度。

然而, 以上的模型至少有两点不符合现实的观察性事实(stylized facts): 一是人均消费的增长幅度小于政府的财政投入增长率($\partial RCUS(t)/\partial RINV < 1$), 二是人均资本存量有明显的提高。为了解释这两种主要的基本现象, 对以上模型做2点修正: 1) 加入区域贷款余额的影响; 2) 引入内生时间偏好率。考虑政府

财政投入 $RINV$ (不随时间变化的外生变量, 用于解释大型体育赛事政府投入对于地方经济的影响) 和地方贷款余额水平 $RLDB$ 。Bardhan (1967) 和 Pitchford (1989) 研究表明, 一个政府(地区)的贷款余额 LDB 的利息为单调上升的凸函数, 设为 $g(RLDB(t))$, 则 $g'(RLDB) > 0$, $g''(RLDB) > 0$ 。本文研究这一假设。资本的动态方程可以修正为:

$dRCAP(t)/dt = f(RCAP) - RCUS + dRLDB(t)/dt - g(RLDB) + RINV$

给定初始资本存量 $RCAP(0) = RCAP_0$, 初始的贷款余额水平 $RLDB(0) = RLDB_0$ 。

由于 β 为内生决定于效用水平 $\beta(t)$ 可以表示为 $\theta(t) = \int_0^{\infty} \beta(u(RCUS(t))) dt$ 。对于 $\beta(\cdot)$ 有 $\beta(\cdot) > 0$, $\beta'(\cdot) > 0$, $\beta''(\cdot) > 0$ 和 $\beta(\cdot) - \theta\beta'(\cdot) > 0$ 。 $\beta(\cdot)$ 的这些特征代表个体偏向于效应更高的消费路径。

由于 $d\theta(t)/dt = \beta(u(RCUS(t)))$, 则:

目标函数: $\max \int_0^{\infty} \frac{u(RCUS(t))}{\beta(u(RCUS(t)))} e^{-\rho t} d\theta$

约束条件: $\frac{d(RCAP - RLDB)}{d\theta} =$

$\frac{f(RCAP) - RCUS - g(RLDB) + RINV}{\beta(u(RCUS(t)))}$

Hamilton 函数为:

$H = \frac{u(RCUS(t))}{\beta(u(RCUS(t)))} +$

$\lambda \frac{f(RCAP) - RCUS - g(RLDB) + RINV}{\beta(u(RCUS(t)))}$

最优性条件: $\partial H / \partial RCUS = 0 \Rightarrow \lambda = u' \beta^{-1} \beta' u' \{u(RCUS(t)) + (f(RCAP) - RCUS - g(RLDB(t)) + RINV)\}$

欧拉方程: $d\lambda/dt = \lambda - \partial H / \partial (RCAP - RLDB)$

横截性条件: $\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda (RCAP - RLDB) e^{-\rho t} = 0$

定义 $w = RCAP - RLDB$, 设 Δ 为上述约束对应的拉格朗日乘子, 必有以下两个方程:

$\lambda [f'(RCAP) / \beta] + \Delta = 0$ 和 $\lambda [g'(RLDB) / \beta] + \Delta = 0$ 。

则 $f'(RCAP) = g'(RLDB)$, 即, 资本的边际产量等于贷款余额的价格(利率)。

由上述等式,

$RLDB = RLDB(RCAP)$

$\lambda = \lambda(RLDB, RCUS, RCAP)$

$\lambda = \frac{(\beta \beta' u) u}{\beta + \beta' u (f'(RCAP) - RCUS - g'(RLDB) + RINV)}$

$RLDB = f'(RCAP) / g''(RLDB) < 0$, 即, 资本存量的增加可以减少区域的贷款余额水平。

通过计算可以得到消费和资本的动态方程:

$dRCUS(t)/dt = [\lambda / (d\lambda/dRCUS)] [\beta f'(RCAP)] - [d\lambda/dRCAP] / (d\lambda/dRCUS) [1 - (f'g') / (f'g'')] [f'$

$$(RCAP) - RCUS - g(RLDB(t)) + RINV]$$

$$dRCAP(t)/dt = [g''/(g' - f')] [f(RCAP) - RCUS - g(RLDB(t)) + RINV]$$

经济系统均衡条件有:

$$f(RCAP^*) - RCUS^* - g(RLDB(RCAP^*)) + RINV = 0$$

$$\beta(u(RCAP^*)) = f'(RCAP^*)$$

有以下性质存在:

$$dRCAP^*/dRINV = \frac{\beta' u}{f' - \beta' u(f' - g' RLDB)} < 0 \quad (\text{政府}$$

财政投入使得资本存量水平下降);

$$dRCUS^*/dRINV = \frac{f''}{f' - \beta' u(f' - g' RLDB)} > 0 \quad (\text{政府}$$

财政投入使得消费水平上升);

$$dRLDB^*/dRINV = \frac{RLDB\beta' u}{f' - \beta' u(f' - g' RLDB)} > 0 \quad (\text{政府}$$

财政投入使得贷款余额水平上升)。

基于以上的理论分析框架,在没有暂时性政府投入(如北京奥运会政府财政投入对北京经济的影响)之前,区域经济必然到达一种均衡。一定时点后(如2001年北京奥运会申办成功后),政府必然加大对北京的财政投入。这两个阶段定义为阶段一和阶段二。由于区域(北京、济南和广州)的经济运行状况满足内生时间偏好方程的三个基本结论,反推可以得到各种经济参数。阶段一和阶段二的参数不发生变化(偏好除外),可以估算出政府投入增量对于区域经济的影响。这种框架可以由图1和图2表示。

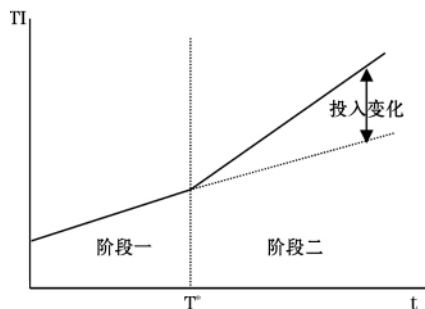


图1 国家财政投入的变化

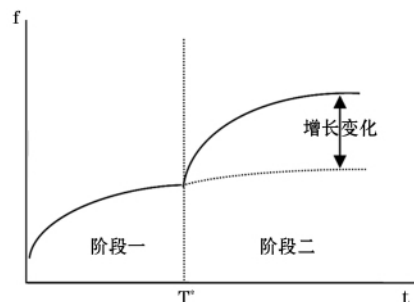


图2 区域经济增长的变化

作为说明政府投资与区域经济的模型,不同国家间并不存在实质性的差异。因此,这个模型同样可以应用于中国的现实情形。

2 实证分析

2.1 数据说明 结合上一部分所给出的理论分析和前人的研究,本文建立以下实证模型:

$$RGDP_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, 3,$$

$$t = 1, 2, \dots, 32.$$

$RGDP_{it}$ 表示第*i*市第*t*年的不变价GDP(1978年不变价), X_{it} 表示第*i*市第*t*年投入情况(X : $RCAP$, $RLDB$, $RFIN$), α_i 表示各面板单位的协整关系中存在的不同固定效应, β 表示协整系数, ε_{it} 为随机误差项。为减少异方差性和修匀数据,所有变量全部取自然对数。

本文研究包括3个城市(北京、济南和广州),时间跨度为1978—2009年,数据来源为《中国统计年鉴》,《北京统计年鉴》,《济南统计年鉴》,《广州统计年鉴》,《中国财政年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》。

2.2 面板单位根检验 面板数据的单位根检验最早见于Abuaf和Jirion(1990),相比于横截面序列数据,其势得到显著提升,其主要思想是将不同时点和横截面的所有数据作为一个整体进行检验。不同于单个序列单位根检验,目前现有文献中关于面板数据单位根检验没有形成统一的论点和意见。总结国内外现有文献,面板数据单位根检验最具有代表性的五种方法是:LLC检验^[12](Levin, Lin和Chu在2002年最先提出,这种检验方法涉及的因素有常数项、时间趋势以及异方差等多种因素),LMH检验^[13](Hadri在2000年最先提出,这种检验方面的特点在于采用不同横截面序列间不存在共同单位根的假设),Breitung检验(Breitung在2000年最先提出,该检验的假设为不同横截面序列间存在共同单位根^[14]),Fisher检验(分为ADF检验和PP检验两种,这种面板数据单位根检验方法放宽了面板数据各个横截面序列同质性假设)和IPS检验^[15](Im, Persaran和Shin在2002年最先提出,同质性假设在该检验中得到释放,这种检验以均值集群方法为基础,更为准确并符合实际情形)。为了说明问题,首先考虑一个AR(1)过程: $y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \varepsilon_{it}$, 方程式中 $i = 1, 2, \dots, N$ 代表横截面序列数, $t = 1, 2, \dots, T$ 代表时间跨度, y_{it} 代表横截面变量序列*i*的自回归系数, ε_{it} 代表扰动项。基于 ρ_i 的不同假设,面板数据单位根检验可以有以下两种:同质性假定($\rho_i = \rho$),代表性的有LLC检验、LMH检验和Breitung检验;异质性假定,包括Fisher检验和IPS检验两种(表1)。

以上的分析表明各个变量RGDP、RCAP、RLDB和RINV都是一阶单整的,即 $I(1)$ 。接下来对数据继续进行面板协整检验。

表1 变量及其差分的面板单位根检验

		对数值		一阶差分值	
		常数项	常数项和趋势项	常数项	常数项和趋势项
RGDP	LLC 检验	-0.4133(0.3397)	-0.0457(0.4818)	-4.8415(0.0000)	-4.6194(0.0000)
	LMH 检验	34.2093(0.0000)	13.6266(0.0000)	0.8219(0.1342)	0.8311(0.1311)
	Breitung 检验	6.7712(1.0000)	1.8278(0.9662)	-4.7616(0.0000)	-4.3751(0.0000)
	Fisher-ADF	3.2036(0.7829)	6.8937(0.3308)	42.9093(0.0000)	34.4184(0.0000)
	Fisher-PP	-0.8072(0.7902)	0.2580(0.3982)	10.6548(0.0000)	8.2037(0.0000)
	IPS 检验	2.6297(0.9957)	0.2098(0.5831)	-4.0035(0.0000)	-4.2969(0.0000)
RCAP	LLC 检验	-0.9599(0.1685)	-0.3934(0.3470)	-1.8458(0.0325)	-2.9682(0.0015)
	LMH 检验	33.0827(0.0000)	22.6354(0.0000)	0.8196(0.1329)	0.7272(0.1217)
	Breitung 检验	6.7961(1.0000)	4.2380(1.0000)	-1.3035(0.0962)	-1.9360(0.0356)
	Fisher-ADF	8.1898(0.2245)	5.3200(0.5035)	106.1603(0.0000)	11.3843(0.0772)
	Fisher-PP	0.6322(0.2636)	-0.1963(0.5778)	28.9138(0.0000)	1.5543(0.0601)
	IPS 检验	-0.9621(0.1680)	-0.5861(0.1564)	-4.0500(0.0000)	-6.6038(0.0000)
RLDB	LLC 检验	-1.3519(0.0882)	1.4867(0.9314)	-2.6115(0.0045)	-1.9604(0.0250)
	LMH 检验	32.7543(0.0000)	15.1165(0.0000)	0.9602(0.1685)	1.0794(0.1337)
	Breitung 检验	5.1085(1.0000)	2.2222(0.9869)	-3.4898(0.0002)	-1.8933(0.0292)
	Fisher-ADF	6.4032(0.3796)	1.0577(0.9833)	40.2062(0.0000)	33.5160(0.0000)
	Fisher-PP	0.1164(0.4537)	-1.4267(0.9232)	9.8745(0.0000)	7.9432(0.0000)
	IPS 检验	0.4788(0.6840)	1.4094(0.9206)	-3.9775(0.0000)	-4.2554(0.0000)
RINV	LLC 检验	2.0781(0.9811)	-1.5836(0.0566)	-4.1637(0.0000)	-3.2373(0.0006)
	LMH 检验	32.6976(0.0000)	15.5972(0.0000)	1.1019(0.0910)	0.3364(0.3683)
	Breitung 检验	5.6358(1.0000)	1.4618(0.9281)	-4.0757(0.0000)	-5.1629(0.0000)
	Fisher-ADF	0.0934(1.0000)	7.2727(0.2964)	60.2120(0.0000)	53.3085(0.0000)
	Fisher-PP	-1.7051(0.9559)	0.3674(0.3567)	15.6497(0.0000)	13.6568(0.0000)
	IPS 检验	5.8453(1.0000)	-0.9476(0.1717)	-4.4099(0.0000)	-4.8348(0.0000)

注: LLC 检验、Breitung 检验、Fisher 检验和 IPS 检验原假设为存在单位根, LMH 检验原假设为不存在单位根; LLC 检验数据为调整后的 t 值, Breitung 检验、Fisher 检验、LMH 检验和 IPS 检验数据为统计值。

数据来源:《中国统计年鉴》,《北京统计年鉴》,《济南统计年鉴》,《广州统计年鉴》,《中国财政年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》。

2.3 面板协整检验 面板协整检验在目前的文献中的代表方法有以下两种:第一种是利用面板数据的残差所计算出统计量进行协整检验,这种残差的计算是基于 Engle 和 Granger(1987) 平稳回归方程,代表性检验有 Pedroni(1999)^[16]等,不存在协整关系是其原假设;另一种是基于完全修正最小二乘法(FMOLS)的残差构造统计量的 LM 检验,检验主要有两种:McCoskey 和 Kao(1998)^[17]等,面板数据具有协整关系为其原假设。

考虑到稳健性与可行性,以下部分同时应用 Pedroni(1999) 和 McCoskey 和 Kao(1998) 所发现的面板协整方法进行检验。

Pedroni 协整检验方法是由以下方程式的残差得出的:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \gamma_{it}t + x_{it}\beta_i + \varepsilon_{it}$$

上式中,序号 $i=1, 2, \dots, N$ 代表横截面的序列数,序号 $t=1, 2, \dots, T$ 代表时间的跨度,其中 α_{it} 为常数项, γ_{it} 代表时间趋势项的系数, β_i 代表方程回归系数,

ε_{it} 代表扰动项。Pedroni 文献中有两类检验值得关注:

1) 联合组内尺度为基础的协整检验,包括的统计量有: Panel ν 统计量、Panel ρ 统计量、Panel PP 统计量和 Panel ADF 统计量。这 4 个统计量分别体现出相异参数的自回归系数对方程式估计残差的面板数据单位根检验。2) 组间尺度为基础的检验,包含的统计量有: Group ν 统计量、Group PP 统计量和 Group ADF 统计量。以上统计量是根据不同向量单位估算系数的平均值得出的。“不存在协整关系”是 Pedroni 检验的原假设。Pedroni(1997) 的文献研究表明,当样本容量大于 100 时,以上所有统计量的检验效果都比较好,当样本容量小于 20 时,最好的统计量是 Group ADF,其次是 Panel ν 统计量和 Panel ρ 统计量^[18]。以下的分析正是要考虑以上的全部因素。

为使得协整向量估计相互匹配,Philips 和 Hansen(1990) 提出了完全修正的最小二乘估计法(FMOLS)。McCoskey 和 Kao(1998) 根据回归方程的残差引入了

LM 协整检验方法。模型的方程式可以表示为:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta_i + \varepsilon_{it}$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \eta_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \delta_{it} + \mu_{it}$$

$$\delta_{it} = \delta_{it-1} + \theta\mu_{it}$$

其中 $\mu_{it} \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ 。整理以上模型,有:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta_i + \theta \sum_{j=1}^T \mu_{it-j} + \mu_{it}$$

令 $e_{it} = \theta \sum_{j=1}^T \mu_{it-j} + \mu_{it}$ 。当 $\theta = 0$ 时 $e_{it} \sim I$

(0), 变量间存在长期协整关系。 θ 不为 0 时, 变量间不存在协整关系。定义 $\omega_{it} = (\mu_{it}, \eta_{it})'$, ω_{it} 的长期协方差矩阵为 Ω 则:

$$\Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} \right) E \left(\sum_{i=1}^T \omega_{it} \right) \left(\sum_{i=1}^T \omega_{it} \right)' = \Sigma + \Gamma + \Gamma' = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$$

其中,

$$\Gamma = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{k=1}^{T-1} \sum_{i=k+1}^T E(\omega_{it} \omega_{i-k}') = \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix},$$

$$\Sigma = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{i=1}^T E(\omega_{it} \omega_{it}') = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}.$$

令 $\Pi = \Sigma + \Gamma$, 则 $\Pi = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} \end{bmatrix}$, $\mu_{it}^* = \mu_{it} + \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \eta_{it}$,

$y_{it}^* = y_{it} + \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \eta_{it}$, McCoskey 和 Kao (1998) 证明 FMOLS 估计量为:

$$\hat{\beta}_{i,FM} = (X_i' X_i)^{-1} (X_i' y_i^* - e_i' T \hat{\delta}^*)$$

其中, $e_k = [0, I_k]'$, $\hat{\delta}^* = \hat{\Pi}_{21} - \hat{\Pi}_{22} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21}$, $\hat{\omega}$ 为

的一致估计量。

定义 $\omega_{12}^* = \omega_{12} - \omega_{12} \Omega_{22}^{-1} \omega_{21}$, $\hat{e}_i^* = y_i^* - \alpha_i - x_i \hat{\beta}_i^*$,

$S_u = \sum_{i=1}^T \hat{e}_i^* LM$ 检验统计量为:

$$LM^* = \left(\frac{1}{NT^2} \right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(\frac{S_u^2}{\hat{\omega}_{12}^2} \right) \sim N(\mu_v, \sigma_v^2/N),$$

$$LM = N^{1/2} (LM^* - \mu_v) \sim N(0, \sigma_v^2).$$

其中, $\mu_v = E(\int V^2)$, $\sigma_v^2 = \text{VAR}(\int V^2)$, V 为标准布朗运动 μ_v, σ_v^2 通过 Monte Carlo 方法得到。

LM 检验的原假设为面板数据各变量之间存在长期协整关系, 如果接受原假设, $(1, \beta_i)'$ 就是基于 FMOLS 的面板协整变量。

然而, Westerlund (2005b, 2006a) Westerlund 与 Edgerton (2007) 的模拟研究发现协整检验统计量的渐近分布并不是其经验分布的良好逼近。而且, LM 检验也不适于检验截面相关面板数据的协整性。为此, Westerlund 与 Edgerton (2007) 使用自举技术改进了 LM 检验的检验绩效。

以上协整检验都说明各个变量之间存在协整关系。因此, 可以进行下一步关于不同变量之间长期关系的

考虑和测算。

2.4 GDP、资本存量、贷款余额及财政支出的长期关系 运用固定效应模型(Fixed-Effects Model, FEM)、随机效应模型(Random-Effects Model, REM) 及完全修正的最小二乘法(FMOLS) 对模型进行估计, 结果见表 2 (表 2 表 3)。

表 2 城市人均 GDP 对数与资本存量、贷款余额、财政支出对数协整检验

Pedroni (1999) 面板协整检验(原假设: 面板数据无协整关系)					
统计量	统计值	P 值	统计量	统计值	P 值
Panel ν 统计量	2.3803	0.006	Group ρ 统计量	2.2831	0.0391
Panel ρ 统计量	2.9511	0.001	Group PP 统计量	1.1936	0.0091
Panel PP 统计量	1.8391	0.011	Group ADF 统计量	2.9376	0.0012
Panel ADF 统计量	2.3183	0.010			
McCoskey & Kao (1998) 面板协整检验* (原假设: 面板数据存在协整关系)					
统计量			P 值		
$LM = 0.1599$	$LM^* = \frac{\sqrt{N}(LM I \mu_{\nu})}{\sigma_{\nu}} = 0.7508$		0.2613		
Kao (1999) 面板协整检验(原假设: 面板数据无协整关系)					
统计量			P 值		
-2.8253			0.0024		

数据来源:《中国统计年鉴》,《北京统计年鉴》,《济南统计年鉴》,《广州统计年鉴》,《中国财政年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》

注: 参考 IPS (2002) 的方法 按照 10 000 次 Monte Carlo 方法由 GAUSS 10.0 软件得到 $\mu = 0.1221$ $\sigma^2 = 0.0076$ (解释变量个数为 4 时间跨度为 32)。

表 3 面板数据估计与协整

量	C	RCAP	RLDB	RINV	F-Statistics	R-Square
法						
FEM	2.229 5 *** (0.100 3)	0.413 9 *** (0.037 4)	0.047 5 (0.035 0)	0.349 4 *** (0.036 5)	2 539.82 ***	-
REM	2.367 8 *** (0.138 2)	0.273 1 *** (0.041 3)	0.307 7 *** (0.034 5)	0.166 8 *** (0.036 4)	392 8.18 ***	-
FMOLS	0.372 4 *** (0.054 2)	0.427 2 *** (0.047 7)	0.449 0 *** (0.042 3)	0.188 1 *** (0.052 2)	5 121.13 ***	0.893 3

注: 括号内为标准差, ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

数据来源:《中国统计年鉴》,《北京统计年鉴》,《济南统计年鉴》,《广州统计年鉴》,《中国财政年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》

利用北京、济南和广州 3 个城市 1978—2009 年面板数据和完全修正的最小二乘法(FMOLS) 所得结果表明, RGDP、RLDB 和 RINV 的系数全部在 1% 的水平下显著, 且全部为正。GDP 对资本存量的弹性系数为 0.427 2; GDP 对贷款余额的弹性系数为 0.449 0; GDP 对财政支出的弹性系数为 0.188 1。以上结果表明, 在其他条件不变的情况下, 资本存量每增加 1 个百分点, GDP 增长 0.427 2 个百分点; 贷款余额每增加 1 个百分点, GDP 增长 0.449 0 个百分点; 财政支出每增加 1 个百分点, GDP 增长 0.188 1 个百分点。

大型赛事对于城市经济的影响可以分为直接效应和间接效应。下面逐项对这些效应进行分析。

北京奥运会的间接效应: 北京以 2001 年为分界点, 可以分为奥运会申办前后两段时期。奥运会申办

前期,资本存量平均增长率为7.04%,贷款余额平均增长率为12.18%,财政支出平均增长率为8.67%;奥运会申办后期,资本存量平均增长率为7.77%,贷款余额平均增长率为13.63%,财政支出平均增长率为11.54%。3个指标因为奥运会的增长幅度的增加值分别为0.73%、1.45%和2.87%。由于奥运会所产生的效应是使得GDP增长1.50% ($0.4272 * 0.73\% + 0.4490 * 1.45\% + 0.1881 * 2.87\%$)。

北京奥运会的直接效应:北京奥运会预算为25亿美元(数据来源: <http://www.olympic.cn/china/>),按照2001—2008年美元汇率平均值折算,平均每年的投入为26.23亿人民币,人均投入为310.12元。此外,累积投入为3600亿元人民币。按不变价格计算,北京资本存量增加0.21%,贷款余额增加0.22%,财政支出增加2.60%。由于奥运会所产生的直接效应使得GDP增长0.72% ($0.4272 * 0.21\% + 0.4490 * 0.22\% + 0.1881 * 2.6\%$)。

济南全运会的间接效应:济南以2004年为分界点,可以分为全运会申办前后两段时期。全运会申办前期,资本存量平均增长率为11.05%,贷款余额平均增长率为8.95%,财政支出平均增长率为10.35%;奥运会申办后期,资本存量平均增长率为11.70%,贷款余额平均增长率为12.58%,财政支出平均增长率为11.54%。3个指标因为奥运会的增长幅度的增加值分别为0.65%、0.69%和2.23%。由于奥运会所产生的效应是使得GDP增长1.01% ($0.4272 * 0.65\% + 0.4490 * 0.69\% + 0.1881 * 2.23\%$)。

济南全运会的直接效应:济南全运会投入为1000亿元人民币(数据来源: http://www.ln.gov.cn/zfxx/jrln/rdxx01/201011/t20101109_588446.html),按照与北京奥运会相同的比例折算,济南资本存量增加0.11%,贷款余额增加0.12%,财政支出增加1.61%。由于全运会所产生的直接效应使得GDP增长0.40% ($0.4272 * 0.11\% + 0.4490 * 0.12\% + 0.1881 * 1.61\%$)。

广州亚运会的间接效应:广州以2005年为分界点,可以分为亚运会申办前后两段时期。亚运会申办前期,资本存量平均增长率为13.68%,贷款余额平均增长率为14.27%,财政支出平均增长率为10.56%;亚运会申办后期,资本存量平均增长率为14.60%,贷款余额平均增长率为15.16%,财政支出平均增长率为12.13%。3个指标因为亚运会的增长幅度的增加值分别为0.92%、0.89%和1.57%。由于亚运会所产生的效应是使得GDP增长1.09% ($0.4272 * 0.92\% + 0.4490 * 0.89\% + 0.1881 * 1.57\%$)。但到目前为止,广州亚运会的投入没有公布,暂时无法计算亚运会对于广州经济的直接影响。

2.5 脉冲响应函数 脉冲响应函数描述特定变量对各种冲击的反应轨迹,借助脉冲响应函数可以对各个变量相互之间的影响、作用时滞进行分析。脉冲响应函数的前提是各个变量之间存在协整关系,由面板协整的结论,可以认为各个城市变量时间序列存在协整关系(各个城市时间序列的Johansen协整检验也不能拒绝存在协整关系的假设)^[19-21]。由图3所示,资本存量对于经济增长始终有正的影响,这一点和主观想法是相同的。除北京外,贷款余额对于经济增长始终呈现正向影响。政府财政投入对于经济增长的先期影响为正值,后期影响为负值。贷款余额和财政投入对于经济增长的不同影响可能的原因在于:贷款的成本使得闲置资本得到更高效率的利用;而财政投入先期确实有提升经济增长的影响,后期的对于社会投资的挤出效应逐渐显现。

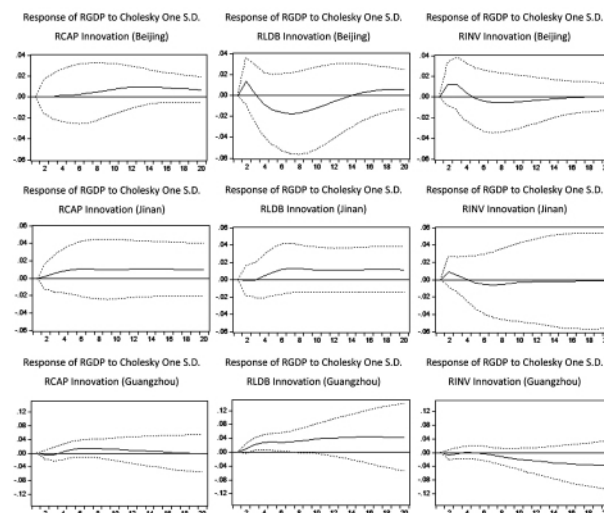


图3 城市人均GDP的脉冲响应函数

3 结论

基于前述研究,我们认为,近年来中国举办的各种类型的大型赛事中,北京、济南和广州具有十分重要的代表性与示范性,回顾3个城市1978—2009年经济发展的面板数据,剔除掉物价上涨因素,构筑与检验城市经济增长和其他相关变量的协整关系,进而估算了大型赛事(奥运会、全运会、亚运会)对城市经济的影响,采用面板协整和完全修正的最小二乘法来处理时间序列和内生性问题。基本结论如下:举办大型赛事可极大地拉动城市经济和社会的发展和进步;大型赛事对于举办地经济上贡献表现在赛事投资与赛事消费所引致的乘数效应和辐射效应,对于举办城市抑或区域产生扩展效应;实证分析数据结果表明,奥运会、全运会和亚运会对于对应举办地城市产生经济

增长的效应分别为: 1.50%、1.01% 及 1.09%。

因此, 客观公允评价大型赛事经济影响效应与辐射效应, 对于当前国民经济战略调整与结构升级具有重要价值, 对于构筑区域经济发展与拓展绿色经济有着重要理论与实践意义。

参考文献:

- [1] 北京市宏观经济学会, 北京世纪未来投资咨询有限公司. 北京后奥运经济 [M]. 北京: 中国城市出版社, 2006.
- [2] Giesecke J. A., Madden J. R. . *The Sydney Olympics seven years on: an ex-post dynamic CGE assessment*, Centre of Policy Studies/IMPACT Centre Working Papers 9 - 168 [M]. Monash University, Centre of Policy Studies/IMPACT Centre 2007.
- [3] Tziralis, G., Tolis, A., Tatsiopoulos, I. *Economic Aspects and Sustainability Impact of the Athens 2004 Olympic Games* [M]. WIT Press 2006.
- [4] ShiNa, L., Adam, B. Modeling Competition Levels in the Chinese Economy: the Economic Impact of the Beijing 2008 Olympic Games [CD]. Eleventh Annual Conference on Global Economic Analysis 2008.
- [5] URS Finance and Economics. *Economic Impact of the Rugby World Cup 2003 on the Australian Economy-Post Analysis* [R]. Department of Australian Industry, Tourism and Resources 2004.
- [6] Kasimati, E. Economic Aspects and the Summer Olympics: a Review of Related Research [J]. *International Journal of Tourism Research* 2003.
- [7] 王喜富, 关伟, 申金升, 等. 北京奥运物流技术需求分析 [J]. 物流技术 2005(9): 1.
- [8] 李善同, 段志刚. 奥运经济对北京和国内其他地区的经济影响 [R]. The 15th International Input-Output Conference 2005.
- [9] 张亚雄, 赵坤. 北京奥运会投资对中国经济的拉动影响 [J]. 经济研究 2008(3): 1.
- [10] 何培森. 北京奥运经济收益的研究 [J]. 山东体育学院学报 2005(5): 1.
- [11] 王东升. 2008 年奥运会对我国经济社会的影响 [J]. 产业经济 2008(10): 1.
- [12] Levin, A., Lin, C. and Chu, C. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties [J]. *Journal of Econometrics* 2002, 108: 1 - 24.
- [13] Hardi, K. Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data [J]. *Econometrics Journal* 2000(3): 148 - 161.
- [14] Breitung J. The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data [J]. *Advances in Econometrics* 2000, 15: 161 - 177.
- [15] Im, K. S., M. H. Pesaran, Y. Shin. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels [J]. *Journal of Econometrics*, 2003, 109, 53 - 74.
- [16] Pedroni, P. *Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels* [R]. Working Paper, Indiana University, 1999.
- [17] McCoskey, S., Kao, C. A Residual-based Test of the Null of Cointegration in Panel Data [J]. *Econometric Reviews*, 1998(17): 57 - 84.
- [18] Pedroni, P. *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis: New Results* [R]. Working Paper, Indiana University, 1997.
- [19] Maddala, G. S., Wu, S. A. Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999(61): 631 - 652.
- [20] Pedroni, P. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels [J]. *Advances in Econometrics*, 2000(15): 93 - 130.
- [21] Pedroni, P. Panel Cointegration: A Symptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis [J]. *Economic Theory*, 2004(20): 597 - 625.

(上接第 27 页)

参考文献:

- [1] 王光杰. 关于高校干部考核工作的思考 [J]. 泰安教育学院学报岱宗学刊 2004, 8(2): 65 - 66.
- [2] 胡武平. 创新高校领导干部绩效考核机制的思考 [J]. 中国高教研究 2006(7): 47.
- [3] 杨俊良, 王鸿伟, 袁葆林, 等. 贯彻落实科学发展观 [J]. 创新高校领导干部年度考核制度 中州大学学报 2009, 26(1): 95.
- [4] 王志军, 许伟通. 建立高校中层干部考核评价机制 [J]. 人才开发 2009(5): 26.
- [5] 迟维意, 宋德群, 牛巨龙. 高校中层领导班子和领导干部年度考核体系建设研究 [J]. 高等农业教育 2012(4): 8 - 9.
- [6] 马小洁. 高校院系领导干部和领导班子考核方法研究 [D]. 武汉: 华中科技大学 2009, 10.
- [7] 冉琛. 高校领导干部考核方法研究综述 [J]. 高等函授学报 2012, 25(4): 25.
- [8] 李华, 张曾. 基于胜任特征的高校中层干部考核体系研究 [J]. 西南农业大学学报 2010, 8(4): 219.
- [9] 苏俊杰. 高校中层领导干部考核方法及结果应用研究 [D]. 石家庄: 河北工业大学 2007, 10.
- [10] 郑洪刚, 蔡钊利, 钟定国. 进一步规范和完善高校领导干部考核工作 [J]. 陕西省经济中层干部学院学报, 2003, 17(2): 42 - 43.