

论城市化进程与省间经济增长差距的关联性 ——以中部六省为例

石婷婷, 苗建军

(南京航空航天大学 经济与管理学院, 南京 210016)

摘 要:省间经济增长差距与城市化水平之间的关联可以通过地方政府的投资来研究。统计资料的测算比较表明,中部六省省间经济增长差距过大影响城市化进程;以 2002 年为界点分析 1995 至 2007 年中部六省城市化对省间经济增长差距的影响,M - R - W 趋同分析模型研究显示 2002 年以来城市化对缩小中部六省省间经济增长差距起到了积极作用,促进了中部六省经济的协调发展;经济增长差距不利于中部城市化发展,特别是用城市群形成来协调区域经济发展。

关键词:城市化;地方政府投资;面板数据

Relation of Urbanization and Inter-Provincial Economic Growth Difference

——Taking the Six Central Provinces of China as Examples

SHI Ting-ting, MIAO Jian-jun

(College of Economics and Management,

Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, Nanjing Jiangsu 210016, China)

Abstract:Local government investments can be used as a means to study the economic gaps and the urbanization connections among the provinces. Estimation and comparison of statistic data show that the gap between the six central provinces is too big and as a result the process of urbanization is affected. If 2002 is used as a boundary point to analyze the urbanization of the six central Chinese provinces from 1995 to 2007, the M - R - W analyzing model shows that since 2002 urbanization plays a positive role in reducing the economic growth gap between the six central provinces and promoting their coordinated development. As economic growth gap hinders the urbanization development of the central cities, those cities whose economic development depends a lot on the coordinated development of regional agglomerations are hindered most.

Key words: urbanization; local government investment; panel data

一 研究背景与研究意义

中国的城市化进程正处于加速时期,城市化与经济增长之间的相互作用和相互影响是学术界关注的焦点之一。1962 年美国地理学家布莱恩·贝利曾指

出,一个国家的经济发展水平与该国的城市化程度之间存在着某种联系。当时人们对这种作用的机制并不清楚,却引发经济学界对这一关系的探讨。保罗·贝洛克认为,城市化进程的差异,60%~70%可

收稿日期:2009-07-27

基金项目:国家社会科学基金项目“长三角城市群扩容与中部城市群崛起引发的利益冲突的实证研究”(08BJY014);江苏省社会科学基金课题(08CSJ014)

作者简介:石婷婷(1984-),女,山东临沂人,南京航空航天大学经济与管理学院硕士研究生,主要从事区域经济与城市发展管理研究;苗建军(1955-),男,山西长治人,南京航空航天大学经济与管理学院教授,主要从事管理科学与工程、区域经济与城市发展管理、工业与信息化管理等领域的研究。

以由经济发展差异来解释,30%~40%则要归因于其它因素;^[1]钱纳里在其1975年出版的《发展的型式:1950~1970》一书中建立了两个基本跨国回归模型,并对101个国家1950~1970年的数据进行实证研究,结果证明,在一定的人均GNP水平上,有一定的生产结构、劳动力配置结构和城市化水平相对应;^[2]周一星测算出城市化水平与人均国民生产总值的对数成正比的关系式;^[3]王小鲁认为,在加速城市化的条件下,城市化对经济增长的净贡献(扣除了外部成本以后的贡献)可以达到3.6个百分点;^[4]王金营通过对7个国家历史数据的模型检验显示,人口城市化对经济增长具有指数增长型作用;^[5]张景华运用柯布-道格拉斯函数测算出中国城市化水平每提高1个百分点,城市经济增长率将提高近5个百分点;^[6]王西琴通过丽江市1990~2006年统计数据分析,丽江市城市化水平与经济增长的关系符合一般增长规律,呈现对数关系。^[7]

国家“十一五”规划中提出促进区域协调发展和把城市群作为推进城镇化建设的主体形态的战略取向与目标,随即城市群的和谐发展问题引起各方思考。2007年,国家统计局河南调查总队采用百分制对中部六省的社会综合发展进行比较,结果显示:中部六省经济社会综合发展水平层级明显,不同层级之间存在较大落差。对比发现,位于第一层级的河南与第三层级的江西之间落差高达16.3分,位于第二层级的湖南综合得分明显高于第三层级,且与第一层级相比相差约7分。^[8]以上数据表明,中部六省省间经济增长差距较明显,需要研究这种差距是否违背经济协调发展的理念和协调发展的标准尺度;中部以城市群为主体形态推进城市化战略实施以来,城市化水平对这一差距的新影响是什么,急需解释。本研究借鉴趋同理论、建立省间经济增长差距的模型,分析讨论差距的合理性及城市化水平对这一差距的影响。

目前已有研究多是借助回归模型分析城市化水平与经济增长的关系,认为其存在相关或对数相关关系。实际上,在经济全球化和区域一体化形势下,区域协调发展才是区域经济增长的前提,城市群省间经济增长差距和城市化水平的关系应引起高度重视。

二 研究方法

首先通过统计资料测算,指出中部六省省间经济增长差距过大,阻碍了中部城市化进程。然后建

立模型分析城市化水平对此差距的影响。

(一)中部六省经济发展的省间差距

衡量地区经济增长差距的指标较多,考虑到数据的可得性和准确性,笔者用人均GDP的标准差、极差率、变异系数和Theil指数,从绝对和相对差距角度分别衡量了中部六省经济发展的省间差距。结合统计年鉴原始数据,以上指标结果见表1。以下是对表1分三个时间段进行的分析:

表1 各年份中部人均GDP标准差等指标

年份	标准差	极差率	变异系数	Theil指数
1988	136.123	2.649	0.440	0.008106
1989	115.444	1.424	0.123	0.006676
1990	126.545	1.423	0.125	0.007288
1991	183.801	1.509	0.143	0.009713
1992	125.953	1.299	0.100	0.007912
1993	310.952	1.534	0.151	0.008134
1994	311.406	1.392	0.117	0.004983
1995	319.498	1.410	0.118	0.004787
1996	450.204	1.368	0.108	0.005401
1997	572.907	1.415	0.122	0.006769
1998	615.717	1.422	0.123	0.040136
1999	649.124	1.403	0.127	0.007462
2000	785.689	1.476	0.142	0.008125
2001	892.015	1.478	0.150	0.010048
2002	851.953	1.433	0.131	0.008397
2003	820.312	1.401	0.110	0.007002
2004	882.361	1.346	0.100	0.005782
2005	1282.450	1.442	0.121	0.006009
2006	1452.288	1.403	0.119	0.006518
2007	1841.124	1.408	0.125	0.007268

一阶段 1988~1992年,标准差一直处于扩大趋势,平均增长率为0.0164;极差率在1.299~2.649之间变动;变异系数处在0.100~0.440之间变动;Theil指数处在0.007~0.008之间变动。

第二阶段 1993~2004年,标准差一直处于扩大趋势,平均增长率为0.0981,增长率明显大于第一阶段;极差率在1.299~1.534之间变动;变异系数处在0.100~0.151之间变动;Theil指数处在0.004~0.008之间变动。

第三阶段 2005~2007年,标准差一直处于扩大趋势,平均增长率为0.200;极差率在1.4003~1.442之间变动;变异系数处在0.119~0.125之间变动;Theil指数处在0.006左右。

综合比较上述三个阶段,中部六省的人均GDP的标准差一直在扩大,而且扩大的速度呈递增趋势。

极差率和变异系数在 1989 年迅速下降后,一直处于波动的稳定状态。Theil 指数,在 1991 年、1998 年和 2001 年出现三个波峰以后,继续处于较波动的稳定状态。

由于目前没有确定指数衡量中部省间经济增长差距是否过大,笔者采用东部六省人均 GDP 在此阶段的省间差距来衡量。据计算知,2005~2007 年中部六省的人均 GDP 约 14500 元/人,这一数值是东部地区 1999~2002 年的人均 GDP 水平,由于 Theil 指数是在考虑了人口规模情况下的不平等指数,故用 1999、2000 和 2002 年东部地区平均 Theil 指数来衡量东部省间差距的大小。经计算得出,东部六省(辽宁、山东、江苏、福建、广东和浙江)的 Theil 指数平均值为 0.003,仅为西部这一指数的 50%。

可见,在中部与东部相同的经济发展水平时,省间经济增长差距明显大于东部,东部的发展在中国区域发展中是有借鉴意义的,所以有理由相信中部六省省间经济增长较为不协调。城市群内经济和增长差距过大,落后地区容易形成累积性因果循环,最终阻碍城市化进程。

(二)研究方法

研究区域经济增长差距的方法主要有传统指数法、增长回归法、马尔可夫转换矩阵法和时间序列法。综合考虑文中数据变量数量和年限数量的特点,采用增长回归法,并借助绝对和条件趋同模型^[9-10]分析该问题。

城市化水平在城市经济学中普遍用城市人口比重、产业结构、居民收入水平和城市文明程度等指数来测度,从表现形式上看,城市化水平必然需要增加城市基础设施建设和城市空间拓展,而这些建设需要地方政府投资。陈昌兵^[11]测算中国城市化率每增加 1 个百分点,地方公共财政支出比重就增加 0.6293 个百分点。故基于目前统计资料数据的可得性和准确性,笔者用地方政府投资量化城市化水平。

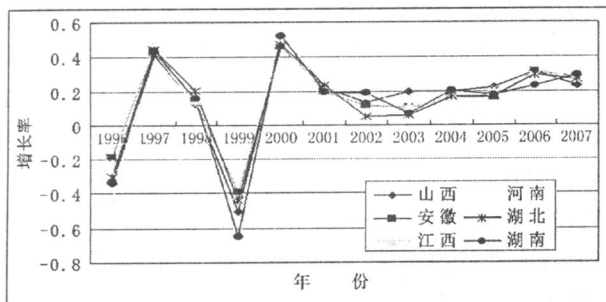


图 1 中部六省历年地方政府投资

从图 1 可知,2003 年政府提出“中部崛起”的战

略后,地方政府投资明显呈现逐步稳定增加趋势,同时各省的支出额也在呈现逐步差异化。我们将在原有研究的基础上,进一步引入反映城市化水平的参数——地方政府投资变量,分析在综合考虑各种因素的前提下,城市化水平对中部经济增长省间差距的影响程度。

1、绝对趋同模型及检验

根据趋同的定义,Baumol 把趋同回归的检验方程设为^[12]

$$y_i = \alpha_1 + \alpha_2 (y_{i,t}) + \epsilon_i$$

其中, y_i 为地区*i*时间的人均 GDP 增长率, $y_{i,t}$ 为地区*i*期初人均 GDP,经回归分析, α_2 小于 0 就意味着趋同的存在,即差距减小。

在面板数据框架下,Barro, Robert J 和 Sala I Martin X 发展了 Baumol 的方程,得到绝对趋同的回归定义^[16]

$$\frac{1}{T} \cdot [\ln y_{i,t+T} - \ln(y_{i,t})] = \alpha - \frac{1 - e^{-\alpha T}}{T} \cdot \ln(y_{i,t})$$

其中, α 表示区域*i*和*t+T*为观测时间的期初与期末, T 为观察时间长度, $y_{i,t+T}$, $y_{i,t}$ 分别是区域*i*在时间*t*和*t+T*期的人均 GDP, α 为趋同率或趋同速度。如果回归方程得到 $\alpha < 0$,则区域之间显现出绝对趋同,也就是地区之间人均 GDP 的差异将会逐渐减少,反之则会扩大。为了防止信息流失,我们取 $T = 1$; $t = 1987$ 。

首先用上方方程进行绝对趋同回归检验得到

$$\ln y_{i,t+T} - \ln(y_{i,t}) = 0.425 - 0.0281 \ln(y_{i,t})$$

其中 $R = 0.173$ $F = 0.556$

$$1.153, -0.745$$

从回归分析得出的回归方程可以看出,该区域经济存在绝对趋同,即省间差距处于减小趋势,以每年 2.8% 的速度趋同。这与魏后凯得到的全国人均 GDP 差距以 2% 左右的速度缩小是较吻合的。但是从回归得出的复相关系数只有 0.173,说明只用人均 GDP 这一个自变量来解释经济增长率是不合理的,应该引入新的自变量,采用条件趋同进行分析。

2、条件趋同模型及检验

张焕明由 SOLOW 模型推导来的回归模型为^[13]

$$\ln y(t) = \alpha + g t + \frac{1}{1 - s} \ln(s) - \frac{1}{1 - s} \ln(n + g + \delta)$$

其中 $y(t)$ 表示真实人均 GDP, s 是投资率, n

为人口增长率, g 是技术进步率, 是折旧率, t 是时间跨度, 是误差项, 为产出的资本弹性, $(1 -)$ 为产出的劳动弹性。由于技术进步率和资本折旧率难以度量, 为了与相关文献保持一致, 即假设 $g + = 0.05$ 。

M - R - W 在 Solow 模型的基础上加入人力资本, 上式就扩展为:

$$\ln y(t) = + g t + \frac{1}{1 - } \ln(s_k) + \frac{1}{1 - } \ln(s_h) + \frac{1}{1 - } \ln(n + g +) +$$

其中: s_k 为物质资本积累率, s_h 为人力资本积累率。在加入人力资本之后, 条件趋同回归可以由下式进行:

$$\ln y(t) - \ln y(0) = (1 - e^{-t}) - (1 - e^{-t}) \ln y(0) + e^{-t} \frac{1}{1 - } \ln(s_k) - (e^{-t}) \frac{1}{1 - } \ln(s_h) - (1 - e^{-t}) \frac{1}{1 - } \ln(n + g +) + (e^{-t})$$

我们考虑到中部实际发展情况和数据的可得性, 采用 M - W - R 分析方法进行相对回归分析的检验。因为在城市化进程中, 全社会固定资产投资和城市化水平正相关, 故引入全社会固定资产投资变量, 进而将以上模型简化为:

$$\ln y_{t+T} - \ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 X_{t+T} + \alpha_3 Z_{t+T} + \alpha_4 M_{t+T} + \epsilon_{t+T}$$

其中, y_t 和 y_{t+T} 分别是中部 ($t, t + T$) 期人均 GDP; X 表示其它控制变量包括非国有化水平, 产业结构, 对外开放程度; Z 表示要素投入的变量, 具体包括资本积累 $\ln(s_k)$ 、人口增长率 $\ln(n + g +)$ 和人力资本 $\ln(s_h)$; M 表示城市化水平变量。

其中, 其它控制变量用非国有化水平, 用非国有企业从业人数除以全部从业人数表示; 产业结构用第二、第三产业增加值占 GDP 比重表示; 对外开放程度用进出口总额乘以相应年份平均汇率换算为人民币, 然后除以 GDP 表示。要素投入量用资本积累量, 以各省市资本形成总额占 GDP 比重表示; 人口增长率从中国统计年鉴数据直接获得; 人力资本用每百万人在校大学生人数来表示; 城市化水平用地方政府投资占地方 GDP 的比重来表示。

Islam 认为采用面板数据既能够保持与新古典增长在理论上的一致性, 又能解决估计误差的问题, 是解决此类问题比较权威的方法。^[14] 因此, 我们在检验条件趋同模型时, 按照面板数据分析建立面板

方程如下:

模型 1 $\ln y_{t+T} - \ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \epsilon_{t+T}$

模型 2 $\ln y_{t+T} - \ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 X_{t+T} + \epsilon_{t+T}$

模型 3 $\ln y_{t+T} - \ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 X_{t+T} + \alpha_3 Z_{t+T} + \epsilon_{t+T}$

模型 4 $\ln y_{t+T} - \ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 X_{t+T} + \alpha_3 Z_{t+T} + \alpha_4 G_{t+T} + \epsilon_{t+T}$

其中 $t = 1995 \quad T = 1$

三 研究结果

表 2 模型 4 计算结果 (1995 ~ 2002 年)

变量名称	变量系数	经调整相关系数	F	S
	1.381	0.822	14.843	0.204
X	-0.097			0.310
Z	-0.050			0.090
M	0.043			0.240

表 3 模型 4 计算结果 (2002 ~ 2007 年)

变量名称	变量系数	经调整相关系数	F	S
	0.488	0.755		0.477
X	-0.063			0.026
Z	0.070		9.865	0.362
M	0.015			0.024

注: 本表的估计均由 SPSS 16 完成; 第一列为 F 检验值, 第二列为显著性检验值; 所有结果都是在 95 % 水平上进行检验的。

由表 1 极差率、变异系数和 Theil 指数的变动趋势和表 1 地方政府投资的转折点可知, 2002 年是城市化水平的一个分界点, 故考虑将 2002 年作为时间分界点进行分析。分别将 ($t, t + T$) 属于区间 (1995 ~ 2002) 和 (2002 ~ 2007) 的数据, 带入模型 4 得到检验结果如表 2 和所示。

表 3 与表 2 对比看来, 两个时段相关系数 R 与第一次绝对趋同检验均有不同程度的提高, 说明方程的解释能力有所提高。就各变量系数而言, 两个时段的收敛系数均大于零, 因此变量具有发散特征。

(1) 1995 - 2002 年时段由于城市化水平变量的加入导致发散的征更加明显, 说明这一时期内城市化水平提高促进经济增长的省间趋异即扩大了省间差距; (2) 2002 ~ 2007 年时段, 由于城市化水平的加入导致趋异特征的显著性减小, 表明在中部城市群逐渐形成和发展过程中, 城市化水平的不断提高有利于缩小城市群中省间经济增长差距, 对区域协调发展起到促进作用。

利用 M - W - R 趋同模型结合面板数据,基于中部六省城市化水平进行回归分析发现:(1)不同地方政府投资对应不同城市化水平,六省省间经济增长差距分界点在 2002 年,因此投资主要用于基础设施建设、城市空间拓展和城镇居民生活质量的提高,促进了中部的城市化。(2)1999 ~ 2007 年阶段的发展小于 1992 ~ 1999 年阶段,表明后一阶段的地方政府投资有利于缩小省间经济增长差距,从而有利于推进城市化。(3)本研究是基于中部城市群形成阶段进行的,城市化水平整体相对较低,显著影响经济发展差距尚未充分表现出来。其他城市群,特别是长江三角洲城市群正逐步走向成熟阶段,城市化水平较高,城市化水平对其省间经济增长差距的影响,有待进一步研究。

参考文献:

- [1] 保罗·贝洛克. 城市与经济发展 [M]. 南昌:江西人民出版社, 1991: 53 - 69.
- [2] 钱纳里. 发展的型式: 1950 - 1970 [M]. 李新华, 译. 北京:经济科学出版社, 1988: 61 - 69.
- [3] 周一星. 城市化与国民生产总值关系的规律性探讨 [J]. 人口与经济, 1982 (1): 28 - 33.
- [4] 王小鲁. 城市化与经济增长 [J]. 经济社会体制比较, 2002 (1): 23 - 32.
- [5] 王金营. 经济发展中人口城市化与经济增长相关性分析比较研究 [J]. 中国人口资源与环境, 2003 (5): 52 - 58.
- [6] 张景华. 城市化驱动经济增长的机制与实证分析 [J]. 财经科学 2007 (5): 47 - 54.
- [7] 王西琴, 等. 丽江市城市化与经济增长关系研究 [J]. 生态经济, 2009 (7): 142 - 145.
- [8] 中国统计信息网: 中部六省经济社会发展比较 [EB/OL]. [2007 - 04 - 13] http://midchina.xinhuanet.com/2007-04/13/content_9780417.htm.
- [9] Barro, R., X. Sala-i-Martin. Convergence [J]. Journal of Political Economy, 1992 (100): 223 - 251.
- [10] Mankiw, N. G., D. Romer and D. Weil. A Contribution to the Empirics of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1992 (107): 407 - 437.
- [11] 陈昌兵. 我国城市化影响政府公共支出的理论与实证 [J]. 财经科学, 2009 (4): 58 - 64.
- [12] Baumol, W. J. Productivity, Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show [J]. American Economic Review, 1986 (76): 1072 - 1085.
- [13] 张焕明. 我国经济增长的地区性情同理论及实证分析 [M]. 安徽:合肥工业大学出版社, 2006: 86.
- [14] Islam. Growth Empirics: A Panel Data Approach [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995 (110): 1127 - 1170.

责任编辑:徐蓓