

城市化经济发展空间溢出 效应的实证研究

——基于“城”、“市”和“城市化”的视角

齐 昕,王雅莉

(东北财经大学 公共管理学院,辽宁 大连 116023)

摘 要:文章基于“城”、“市”和“城市化”三层次视角,以2001—2010年中国35个副省级以上城市为样本,运用空间计量分析方法,测度了城市化经济发展中这三个层次的空间溢出效应。结果表明,空间是影响样本城市城市化经济发展的重要因素,城市化经济发展中三个层次空间溢出效应的传导形式不同:“城”的空间溢出效应为“直接影响”,而“市”与“城市化”的空间溢出效应则为“直接影响”与“溢出效应”的叠加,“城”的经济发展空间溢出效应略大于“市”与“城市化”。样本城市的城市化空间溢出属“被动传导型”。为激励城市化高效推进经济发展,应积极提升城市化效率、顺畅效应传导渠道,变被动空间溢出为主动空间溢出。

关键词:城市化;空间溢出;发展效应;实证研究

中图分类号:F061.5;F290 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)06-0084-09

一、引 言

从国家制定城市化战略,到党的“十八大”提出走“新型城镇化”道路,积极贯彻集约、高效、智能、绿色的城市化发展方针,中共中央和社会各界都对城市化及其发展效应表现出前所未有的热切关注。目前,中国城市化已步入快速成长期,并取得一定的发展成效。但不可否认的是,城市发展及城市化经济运行仍存在诸多非包容、非均衡等矛盾,甚至以牺牲经济利益为代价,并引致“过度型”和“短缺型”城市病丛生。因此,新时期城市化发展的关键便集中于客观地看待以城市化作为经济增长引擎的优劣势,正确认识、全面把握中国城市化经济发展效应的现状,并据此制定缓解城市病以及保障城市化健康、高效、可持续的策略,无疑将具有重大意义。作为城市化进程的一种外部性,城市化的空间溢出效应是城市化经济发展效应的一种表现形式,是集经济增长效应、社

收稿日期:2012-12-19

基金项目:国家社会科学基金项目《经济发展中的城市化均衡问题研究》(07BJY055)

作者简介:齐 昕(1984—),女,黑龙江哈尔滨人,东北财经大学公共管理学院博士研究生;

王雅莉(1953—),女,河北曲阳人,东北财经大学公共管理学院教授,博士生导师。

会效应和环境收益于一体的综合效应体系。该效应体系以经济增长和发展的空间溢出为核心,社会和环境运转为“两翼”,形成综合“效能圈”。为准确把握城市化空间溢出效应的发挥情况,变城市化的空间溢出负效应为正效应,也为客观地对待城市化进程中的非包容、非均衡等矛盾,全面推进城市化效率的综合提升,就需要我们深入剖析城市化运行的内核,即城市化及其经济运行的状态、目标以及发展规律,并在市场经济运行框架下了解城市化的供给、需求以及不同供求状态下的城市化经济均衡形态。

作为一种社会形态,城市化经济泛指由城市化现象引起的、在城市化进程中展现出来的城市经济运行过程和由此产生的社会经济活动(王雅莉,2004)。在局部均衡分析中,城市化经济运行的均衡与非均衡状态可以由城市化经济的供给等于或偏离需求的状态表示。在城市化经济运行中,城市化需求是指在城市人口密度不变的条件下,人们进入城市的渴望;而城市化供给则是指城市现有资源和产业结构所能吸纳和抚养的城市人口规模。可持续的城市化必然存在于供求基本均衡的城市化经济运行中。也就是说,只有城市化经济均衡运行的城市才初步具备可持续发展潜力,反之则存在不可持续性隐患,亟待通过调整城市化经济的供求关系来实现经济高效、均衡运行(齐昕,2013)。为理清城市化从而城市化经济运行的均衡状态,需要将城市化分为“城”、“市”和“城市化”三个层次。“城”是指负载有水源、交通、建筑、通信、能源供给、废物处理、公共服务等基本功能的非农业生产用地及非农人口生活用的资本化的特殊土地(王雅莉,2004)，“城”的经济运行主要包括城市土地经济和市政经济的运行活动。“市”是指由经济流量和方向、经济主体行为和交易结构以及相应的经济制度、组织和经济政策所表现的、反映一定社会经济关系的、处于一定空间方位的买卖场所或市场交易中心，“市”的经济运行体现为经济流量方面的国民财富再生产与再配置、国民收入运动以及社会资金循环周转。作为城市化经济运行状态的合成体，“城”、“市”的经济运行状态对城市化经济运行产生必然影响。“城”、“市”的经济运行的双均衡态促成城市化经济运行的均衡态，而有“城”无“市”和有“市”无“城”的经济运行均衡态则会导致衍生城市化经济运行非均衡态(齐昕,2013)。可见,从“城”、“市”和“城市化”层次划分的视角,准确而客观地把握城市化进程及各层次的经济发展效应,推进各层次非均衡态向均衡态转变,对于正确评价我国城市化进程及其经济发展效应的发挥状况、推进城市化高效运行,具有极为重要的理论和现实意义。

学术界对城市化经济发展效应的研究虽有所涉及,但并未有系统的分析体系,其视角仅为“城市化”这一集合层次,研究的问题主要包括经济发展与城市化的关系(周振华,1995;施建刚等,2012;陈明星等,2009;赵显洲,2006),着重从理论上研究并得出城市化作为经济要素的重要依托和最佳载体能够推进经济增长的结论(胡鞍钢,2003)。进一步地,在研究城市化的空间溢出效应方

面,学者们侧重于研究“城”的基础设施层面的经济增长效应(刘生龙等,2010;张学良,2012;张浩然等,2012)。上述研究均未基于“城”、“市”和“城市化”三个层次展开讨论,从而缺乏对中国现阶段多样化城市问题的解释力度,也不足以制定城市化发展策略提供全面且客观的依据。基于上述考虑,本文将城市化的经济发展效应划分为“城”、“市”和“城市化”三个层次,分别测算研究其空间溢出效应,进行系统的实证分析。

二、理论模型构建

城市化空间溢出效应的基础是城市化的经济发展效应。只有城市化及其经济发展到一定水平,才可能产生空间溢出效应,即城市化只有拥有越强的经济发展效应,才可能形成水平更高的空间溢出效应。式(1)和式(2)为含有城市化经济发展效应的扩展城市化生产函数。

$$D = B_0 e^{gt} [P^a (M)^c]^\beta U^r \quad (1)$$

$$G = B_0 e^{gt} [P^a (M)^c]^\beta U^r \quad (2)$$

其中, D 和 G 分别表示城市的经济发展和经济增长, B_0 为城市初始生产率水平, g 为生产率增长率, P 、 M 和 U 分别表示“城”、“市”和“城市化”。 P 为负载城市基础设施和城市公共服务的城市化土地。 M 为城市市场规模,包含投资、储蓄、贷款和商品零售总额以及相应的经济集聚和人口流动。进一步地, a 和 c 分别表示“城”和“市”对经济发展(增长)的贡献弹性系数,若二者以要素规模报酬不变的形式构成城市化体系,则 $a+c=1$;若以规模报酬递增或递减的形式构成城市化体系,则 $a+c>$ 或 <1 。 β 为反映“城”和“市”协调程度的协调系数,当二者规模、发展速度、对各要素配置能力以及均衡性相协调时, β 值大于1,即二者协调程度增强将放大城市化的规模经济效应;反之,当二者轻度不协调时, β 值大于0小于1或大于-1小于0,轻微缩小城市化的规模经济效应;当二者严重不协调时, β 值小于-1,严重缩小城市化的规模经济效应;一般地,我们认为“城”与“市”无法孤立存在,因此 β 值不等于0。这里的经济学含义为,只有在“城”、“市”同时达到均衡且二者协调发展时,才会使城市化的经济发展效应从而空间溢出效应最大化。进一步地,我们有:

$$Y = Ef(G^{a_1} H^{a_2} T^{a_3}) = Ef[(G_i \sum_{j=1}^n G_j^{0w_{ij}})^{a_1} H^{a_2} T^{a_3}] \quad (3)$$

$$Y = Mf(P^{c_1} M^{c_2} Z^{c_3}) = Mf[(P_i \sum_{j=1}^n P_j^{1w_{ij}})^{c_1} M^{c_2} (Z_i \sum_{j=1}^n Z_j^{8w_{ij}})^{c_3}] \quad (4)$$

$$Y' = UF[(G, S, T)^a (P, M, Z)^c]^\beta \quad (5)$$

式(3)、式(4)和式(5)分别为“城”、“市”和“城市化”的空间溢出效应方程。其中, Y 和 Y' 分别表示经济增长和经济发展。因为城市化的经济发展效应以推进经济增长为中心环节,故式(3)和式(4)选取经济增长指标为被解释变量。

设 G、H 和 T 分别为城市基础设施、公共服务和土地指标, P、M 和 Z 分别表示人口、城市市场和资金, 而 $G_i \sum_{j=1}^n G_j^{\theta w_{ij}}$ 、 $P_i \sum_{j=1}^n P_j^{\alpha w_{ij}}$ 和 $Z_i \sum_{j=1}^n Z_j^{\delta w_{ij}}$ 分别表示“城”方面的基础设施、“市”方面的人口和资金, 由于可流动而可能与其他城市发生关联, 因而产生空间溢出效应。将式(3)至式(5)代入式(1)并取对数, 得到城市化经济发展效应的理论分析模型为:

$$\ln Y = N + \beta [W_{ij} (\alpha_1 \theta \ln G + c_1 r \ln P + c_3 \delta \ln Z) + \alpha_2 \ln H + \alpha_3 \ln T + c_2 \ln m] \quad (6)$$

其中, W_{ij} 为空间权重。

三、变量选取与数据处理

为测度中国城市化的空间溢出效应, 本文选取 2001—2010 年东、中、西部的广州、杭州、南京、大连、济南、沈阳、福州、青岛、石家庄、南宁、宁波、海口、北京、上海、天津、厦门、深圳、武汉、郑州、长沙、长春、哈尔滨、合肥、南昌、太原、成都、西安、兰州、乌鲁木齐、贵阳、昆明、拉萨、西宁、银川、重庆 35 个省会及副省级城市作为样本。之所以选取上述城市, 是因为这些城市的城市化率与经济发展水平均较高, 能够充分体现城市化发展的最高水平。探讨其城市化空间溢出效应, 不仅能够衡量中国城市化推动经济发展的最高能力, 还能够为其他城市的城市化效能优化提供指导。

关于指标选取。首先, 在“城”的经济增长空间溢出效应方面, 选取国内生产总值(GDP)作为被解释变量, 由于城市服务难以测度, 解释变量包括基础设施和城市土地两方面。其中, 基础设施方面包括: 交通类的公路里程(GL); 生产、生活类的全社会供水总量(GS)、用电总量(YD)、液化石油气工期总量(YH); 通信类的电信业务总量(DX)和邮政业务总量(YZ)。城市土地方面包括市辖区建成区面积(JC)和房地产开发投资完成额(FDC)。除建成区面积为市辖区口径外, 其他指标均为全市口径。其次, 在“市”的经济增长空间溢出效应方面, 同样选取国内生产总值作为被解释变量, 解释变量包括城乡居民储蓄(CX)、年末贷款余额(DK)、商品零售总额(LS)以及年末城市人口(RK), 均为全市口径。最后, 在“城市化”的经济发展空间溢出效应方面, 选取人均国内生产总值(RJGDP)作为被解释变量, 解释变量包括城市化率(城市非农人口在总人口中的占比, CSH)以及建成区面积(JC)、住宅投资(ZZ)两个“城”指标和年末贷款余额(DKS)、商品零售总额(LSS)两个“市”指标, 所有变量均采用市辖区口径。所有数据均来源于 2002—2011 年《中国城市统计年鉴》, 以当年价格为准、忽略通货膨胀等价格变化因素, 并且为确保数据完整性, 对于缺失值采用年均发展速度估算。

四、计量检验、模型设定与结果分析

(一)空间相关性检验。根据“地理学第一定律”, 城市化进程可能存在空

间相关性,一般可通过测算 Moran's I 指数进行检验,其计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (7)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第 i 地区的观测值,在本文中为 GDP 与人均 GDP, n 为地区数, W 为空间权重矩阵。 $-1 \leq I \leq 1$, I 接近 1 时表示地区间呈现显著空间正相关,接近 -1 时表示地区间呈现显著空间负相关,等于 0 时表示地区间不存在空间相关性。由于样本城市选取的特殊性,空间权重矩阵 W 采用各城市中心经纬度构造,借助于 MatlabR2011 及相关软件包计算。在样本期内,样本城市经济发展基本呈全局空间正相关分布、显著偏离随机分布,虽然因城市区位非连续性而依赖程度较小,但仍存在空间溢出可能(结果见表 1)。

表 1 空间自相关 Moran's I 指数及其统计检验

指标/年份		2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
GDP	I	-0.030	0.041	0.048	0.05	0.054	0.054	0.056	0.055	0.047	0.045
	Z(I)	-0.013	1.98	2.16	2.221	2.326	2.332	2.397	2.355	2.124	2.066
RJGDP	I	0.102	0.121	0.122	0.128	0.108	0.134	0.141	-0.017	0.127	0.094
	Z(I)	3.739	4.202	4.183	4.395	3.849	4.549	4.728	0.358	4.363	3.458

(二)空间计量模型设定。空间相关性检验证明样本城市经济发展存在空间相关性,因此,不考虑空间因素的普通面板模型估计存在偏差,应借助于空间面板模型测度城市化经济发展效应中的空间溢出部分。首先应在理论模型基础上明确空间计量模型的具体形式。空间计量模型包括空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM),表达式分别为(LeSage 和 Pace,2009):

$$Y_{it} = \rho W_{ij} Y_{jt} + X_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$Y_{it} = X_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}, \epsilon_{it} = \lambda W_{ij} \epsilon_{jt} + \theta_{it} \quad (9)$$

$$Y_{it} = \rho W_{ij} Y_{jt} + X_{it} \beta + W_{ij} X_{jt} \theta + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (10)$$

其中, Y 为因变量, X 为 $n \times k$ 的外生自变量矩阵, ρ, θ 为空间自回归系数, W 为 $n \times n$ 的空间权重矩阵, WY, WX 为空间滞后因变量, μ_i 和 λ_t 分别表示空间和时间效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

由表 2 可知,城市化三个层次的空间溢出效应分析模型(后文简称模型 I、模型 II、模型 III)的 Moran's I 值均为正且显著,验证了选择空间面板模型的正确性。在空间杜宾模型选择性检验中,模型 I 的 Wald 和 LR 检验统计值均无法拒绝空间滞后和空间误差模型的原假设,即模型 I 的空间杜宾模型形式必然被空间滞后或空间误差形式所替代。进一步地,空间误差模型较空间滞后模型在滞后项、误差项以及各自稳健性检验方面均更为显著,因此选择空间滞后模型。更进一步地,在模型效应选择方面,Hausman 检验值显著,意味

着应选择固定效应。因“城”更多地涉及基础设施,其地理位置相对固定,受时间变化影响比受地理因素影响更为明显,故加入时间虚拟变量,即对于模型 I 选择具有时间固定效应的空间滞后面板模型。同理,模型 II 和模型 III 的空间杜宾模型均无法被相应的空间滞后和空间误差模型所替代。在模型 II 中,由于“市”比“城”要素的流动性强,再加入地区虚拟变量,选择具有双向固定效应的空间杜宾模型。而模型 III 中 Hausman 检验值显示该模型符合随机效应,其他同前,故选择具有随机效应的空间杜宾模型。

表 2 空间面板模型选择

	I“城”的经济发展 空间溢出效应		II“市”的经济发展 空间溢出效应		III“城市化”的经济 发展空间溢出效应	
	统计值	P 值	统计值	P 值	统计值	P 值
Moran's I	0.82	0.00	0.06	0.00	0.03	0.04
Wald_spatial_lag	8.56	0.38	15.72	0.00	15.48	0.01
LR_spatial_lag	8.43	0.39	17.56	0.00	15.32	0.00
Wald_spatial_error	10.13	0.25	15.50	0.00	14.72	0.01
LR_spatial_error	10.02	0.26	17.79	0.00	14.05	0.00
LMLAG	2352.64	0.00	17.95	0.00	16.05	0.00
R_LMLAG	540.11	0.00	12.71	0.00	62.07	0.00
LMERR	1822.18	0.00	10.70	0.00	2.87	0.09
R_LMERR	9.65	0.00	5.47	0.02	48.89	0.00
Hausman 检验	-31.03	0.00	-33.16	0.00	-4.51	0.61
效应类型	时间固定		双向固定		随机效应	

至此,模型I、模型II、模型III分别选取具有时间固定效应的空间滞后模型、具有双向固定效应的空间杜宾模型和具有随机效应的空间杜宾模型,取对数以平抑数据波动,得到城、市以及城市化经济发展效应的实证分析模型分别为:

$$\ln \text{GDP}_{it} = \rho W_{ij} \ln \text{GDP}_{jt} + \beta \ln (\text{GL}, \text{GS}, \text{YD}, \text{YH}, \text{YZ}, \text{JC}, \text{FDC})_{it} + \mu_i + \epsilon_t \tag{11}$$

$$\ln \text{GDP}_{it} = \rho W_{ij} \ln \text{GDP}_{jt} + \beta \ln (\text{RK}, \text{CX}, \text{DK}, \text{LS})_{it} + W_{ij} \theta \ln (\text{RK}, \text{CX}, \text{DK}, \text{LS})_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_2 \tag{12}$$

$$\ln \text{RJGDP}_{it} = \rho W_{ij} \ln \text{RJGDP}_{jt} + \beta \ln (\text{CSH}, \text{JC}, \text{ZZ}, \text{LSS}, \text{DKS})_{it} + W_{ij} \theta \ln (\text{CSH}, \text{JC}, \text{ZZ}, \text{LSS}, \text{DKS})_{jt} + \alpha_{it} + \epsilon_3 \tag{13}$$

(三)结果分析。为深入剖析我国城市化空间溢出效应,依前文选取的2001—2010年中国35个省会及副省级城市的相关城市化指标,借助于MatlabR2011及相关软件包进行实证分析,结果见表3。

由表3可知,空间面板模型中既包含由各城市化解释变量之间传导的“溢出效应”,也包含借助于被解释变量传导的“直接影响”,二者之和为城市化对经济发展的空间溢出效应,后文沿用此说法(赵宣凯,2011)。纵观三个模型分析结果,城市化的经济发展效应很大程度上表现为空间溢出效应。具体地,在“城”的空间溢出效应模型中,公路里程、城市供水、用电和液化气、邮政与电

表 3 中国 35 个城市的城市化空间溢出效应

Ⅰ“城”的经济发展 空间溢出效应			Ⅱ“市”的经济发展 空间溢出效应			Ⅲ“城市化”的经济发展 空间溢出效应		
Y		lnGDP	X	lnGDP		X	lnRJGDP	
X		SLM		SLM	SDM		SLM	SDM
lnGL	0.11*** (5.41)		lnRK	0.13 ** (2.77)	0.14 *** (2.96)	lnCSH	0.26* (1.70)	0.19(1.27)
lnGS	0.12** (2.09)		lnCX	0.05** (1.96)	0.07** (2.24)	lnJC	-0.12(-0.90)	-0.14(-0.01)
lnYD	0.02(0.58)		lnLS	0.14*** (4.55)	0.12*** (3.47)	lnZZ	-0.01(-0.02)	-0.08(-0.94)
lnYH	0.06*** (2.84)		lnDK	0.13*** (3.30)	0.14 *** (3.52)	lnLSS	0.30** (2.40)	0.13(0.95)
lnYZ	0.18*** (3.56)		WlnRK	-0.61** (-2.56)		lnDKS	0.03(0.31)	0.25** (1.99)
lnDX	0.08** (2.57)		WlnCX	0.40** (2.41)		WlnCSH		-0.34(-0.36)
lnJC	0.36*** (6.55)		WlnLS		-0.41* (-1.82)	WlnJC		-1.78*** (-2.90)
lnFDC	0.14*** (3.69)		WlnDK		0.03(0.12)	WlnZZ		-0.11(-0.23)
						WlnLSS		0.01(0.01)
						WlnDKS		2.15** (2.51)
R ²	0.99		R ²	0.991	0.992	R ²	0.33	0.24
ρ/λ	0.28*** (5.33)		ρ/λ	-0.10(-0.66)	-0.01(-0.05)	ρ/λ	0.35*** (3.41)	-0.18(-1.12)
-Log L	-78.13		-Log L	-341.84	-350.62	-Log L	-358.26	-342.95
						Teta	0.62*** (6.76)	0.71*** (7.00)

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

信、城市建成区面积和房地产投资完成额分别增加 1%，通过经济增长的空间滞后效应即城市间经济增长溢出，也即“直接影响”传导，本地经济分别增长 0.11、0.12、0.02、0.06、0.18、0.08、0.36 和 0.14 个百分点。空间自相关系数为 0.28，即通过影响其他城市经济增长，本地经济显著变化 0.28%。城市基础设施对城市经济增长的正向“直接影响”较为显著，这与刘生龙和胡鞍钢（2010）得出的交通、通信基础设施对经济增长存在溢出效应的结论基本吻合。

在“市”的空间溢出效应模型中，人口、储蓄、商品零售总额和贷款余额各增加 1%，分别对经济发展产生 0.14、0.07、0.12 和 0.14 个百分点的“直接影响”和-0.61、0.40、-0.41 和 0.03 个百分点的“溢出效应”，其中贷款的溢出效应不显著，空间自回归系数也不显著。这可能是由于在城市间存在“本地市场效应”，人力资本由基准城市流向其他城市，分别减少和增加了流出地和流入地人力资本水平及其对经济增长的贡献度。

在“城市化”的空间溢出效应模型中，市辖区贷款余额提升 1%，分别带来 0.25 和 2.15 个百分点的直接影响和间接溢出，说明贷款有能力成为城市化推进经济发展的主动力量；除贷款余额、商品零售总额存在正向空间溢出效应，分别为 2.40 和 0.14 个百分点外，其他变量的总空间溢出均为负；建成区面积增加 1%，引致其他城市经济发展下降 1.92 个百分点，即“城”的面积扩张引致其他城市经济发展下滑，反映出建立在城市盲目扩张基础上的城市化不利于经济可持续发展。这也反映出以资金运转、经济集聚和人口增长为主要内容的“市”比以城市土地、基础设施为基本内容的“城”具有更为显著的区

域经济发展正向空间溢出效应,基本符合当前城市的核心是“市”、城市化的核心是“市场化”这一客观现实。

五、结 论

本文实证研究结果表明,样本城市的城市化进程对经济发展存在空间溢出效应。尽管因所选城市地理区位分布较为分散而导致空间溢出效应虽然显著但水平不高,却仍能够在很大程度上反映出城市化具备成为新经济发展引擎的巨大潜力;同时,“城”、“市”以及“城市化”的空间溢出效应表现形式各不相同,再次验证了各层次推进经济发展机制的相异性以及对其分解剖析的必要性。具体在样本期内从空间自相关系数看,“城”的经济发展空间溢出效应略大于“市”与“城市化”,三者空间溢出表现形式各不相同。“城”的空间溢出表现为具有滞后效应的地区间经济发展传导,“市”和“城市化”则表现为这种经济发展传导与相应解释变量间接溢出效应的叠加。这三个层次对经济增长或发展的空间溢出效应均以经济增长或发展为主要传播媒介,说明样本城市的城市化空间溢出属“被动传导型”。显然,除样本选取的特殊性外,这一特征还与我国城市化整体水平较低、城市化进程与经济发展非同步、城市间关联性强等因素相关,进一步表明城市化虽然基本发挥了推进经济发展的功能,但其主动潜能仍有待挖掘。为了激励城市化高效推进经济发展,应协调“城”与“市”的经济运行,推进城均衡、市均衡从而城市化均衡,积极提升城市化效率、顺畅空间溢出效应传导渠道,变被动空间溢出为主动空间溢出。根据城市化及其经济运行的规律,充分推进城市化进程,使之与工业化、市场化进程和谐并进,以共同助推经济的高效、健康、可持续发展。

主要参考文献:

- [1]陈明星,陆大道,查良松.中国城市化与经济发展水平关系的国际比较[J].地理研究,2009,(2):464—474.
- [2]丁志国,赵宣凯,赵晶.直接影响与空间溢出效应:我国城市化进程对城乡收入差距的影响路径识别[J].数量经济技术经济研究,2011,(9):118—130.
- [3]胡鞍钢.城市化是今后中国经济发展的主要推动力[J].中国人口科学,2003,(6):1—8.
- [4]刘生龙,胡鞍钢.基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007[J].经济研究 2010,(3):4—15.
- [5]齐昕.资源型城市的城市化经济运行状态研究[J].经济问题探索,2013,(1):46—51.
- [6]齐昕.城市化经济运行中的金融经济力研究[J].现代经济探讨,2013,(2):31—36.
- [7]施建刚,王哲.中国城市化与经济发展水平关系研究[J].中国人口科学,2012,(2):36—46.
- [8]王雅莉.城市化经济运行分析[M].上海:三联书店,2004.
- [9]张浩然,衣保中.基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国 266 个城市空

- 间面板杜宾模型的经验研究[J]. 经济学家, 2012, (2): 61—67.
- [10] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012, (3): 60—77.
- [11] 赵显洲. 我国城市化与经济发展相互关系的动态分析[J]. 中国软科学, 2006, (9): 116—121.
- [12] LeSage J, Pace R. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton, US: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.

An Empirical Study of the Spatial Spillover Effects of the Development of Urbanization Economy from the Perspective of Cities, Markets and Urbanization

QI Xin, WANG Ya-li

(School of Public Administration, Dongbei University
of Finance and Economics, Dalian 116023, China)

Abstract: From the perspective of cities, markets and urbanization, this paper employs spatial econometric analytical methods to measure the spatial spillover effects of the development of urbanization economy by using the data of 35 cities at sub-provincial or above levels in China from 2001 to 2010. The results show that space is an important factor affecting the development of urbanization economy, and the conduction mechanisms of the spatial spillover effects of the development of urbanization economy differ in three levels, namely the development of urbanization economy has direct spatial spillover effect from the perspective of cities and the one has direct and indirect spatial spillover effects from the perspective of markets and urbanization. The spatial spillover effects of economic development from the perspective of cities are greater than the ones from the perspective of markets and urbanization. The spatial spillover effect of urbanization in the sample cities is passively conducted. In order to drive the effective role of urbanization in economic development, China should actively raise the efficiency of urbanization, smooth the effect conduction channels and change the spatial spillover from passive to active.

Key words: urbanization; spatial spillover; development effect; empirical study

(责任编辑 许 柏)