

空间交互视角下的中国省级区域 城市化进程分析

马子量 郭志仪 马丁丑

【摘 要】文章运用 2005~2012 年省级区域城市化面板数据,对中国及东、中、西部三大区域的城市化进程进行了空间计量分析。结果显示,2005~2012 年中国及三大区域省际城市化进程存在空间效应,全国及东部地区各省城市化水平呈空间扩散趋势,中、西部地区各省城市化水平则呈空间集聚趋势。利用空间杜宾模型进行分析后发现,全国及三大区域城市化进程的省际空间交互效应不仅体现为城市化水平的相互影响,城市化动力因素也存在着省际空间交互效应,同时不同区域城市化进程的省际空间交互存在着明显差异,但均对各省自身的城市化水平有着重要影响。文章认为促进省级区域城市化进程在关注自身增长的同时,还需从区域整体视角统筹协调,消除省际城市化进程的相互掣肘并激发省际的相互带动,才能有效推动各省和区域的城市化进程。

【关键词】省级区域 城市化动力 空间杜宾模型 空间效应分解

【作 者】马子量 西北民族大学经济学院,讲师;郭志仪 兰州大学经济学院,教授;马丁丑 兰州大学经济学院,博士研究生。

一、引 言

随着中国城市化进程的深入,经济社会发展的空间非均衡性使包含人口在内的经济要素在区域间流动,导致区域人口数量和结构发生变化,周边区域的经济社会发展对于区域城市化进程有着重要的影响。区域间城市化进程的空间影响及其测度逐渐受到学界的关注。王家庭和唐袁(2010)、吕健(2011)、胡玉敏和杜纲(2012)、柳思维等(2012)以不同地域尺度对不同区域的城市化进程进行了空间计量分析,发现城市化进程存在明显的空间相关性,存在着区域城市化空间集聚或溢出,并且对区域城市化进程造成影响。空间影响机制方面,方创琳和刘海燕(2007)认为中国城市化进程中存在强势区域对弱势区域的城市化剥夺,政策偏向、项目倾斜、转嫁各种污染等措施可能会加剧区域间城市化差异;付晓东(2007)认为区域城市化差异主要是由人口流动造成的,东部地区的流动人口占总人口的比例最高,在一定程度上促进了东部地区的快速城市化。

相关文献分析中已对区域城市化水平的空间影响进行了实证,并对其空间影响的表象路径进行了定性分析,但缺乏对区域城市化水平空间影响路径的深入把握和各空间路径对区域城市化水平影响的分析。本文以省级尺度对全国和三大区域^①城市化水平及其动因进行空间计量分析,从空间交互视角对各区域城市化进程进行分析。

二、空间计量分析方法及空间计量模型构建

(一) 空间自相关性检验

研究对象存在空间自相关性是利用空间计量模型分析经济现象的前提条件,空间自相关性是指具有地理联系的区域间经济现象具有相互影响的机制,所以首先应对研究对象进行空间自相关性检验,一般采用莫兰指数(*Moran's I*),基本公式为:

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

式(1)中, Y 代表观测变量, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, W 代表空间权重矩阵,其权重大小反映区域之间的空间影响程度,确定的原则一般有邻接标准和距离标准。对于空间自相关性的显著性可依靠构建标准化统计量(Z 值)来进行判定,其计算公式为:

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \quad (2)$$

如观测变量 *Moran's I* 指数的 Z 值大于正态分布函数的临界值,则说明存在显著的空间自相关性。

(二) 空间面板计量模型简述

Fisher(1971)率先提出空间计量经济学之后,学者们不断地进行深入研究(Anselin, 1988; Heikkila 等, 1992; Lee, 2004; LeSage, 2005; Elhorst, 2010),应用范围也逐渐扩展。其中空间杜宾模型(SDM)是讨论空间回归模型的一般起点(Lesage 等, 2009),将该模型延展到面板数据模型后其表达式为:

$$Y_t = \rho W Y_t + \alpha_t I_N + X_t \beta + W X_t \theta + \varepsilon \quad (3)$$

式(3)中, Y_t 为因变量向量, X_t 为自变量向量, W 为空间权重矩阵, α_t 为常数项, ρ 为空间自回归系数, β 、 θ 为待估参数, ε 为残差项, $X_t \beta$ 为区域自变量对因变量的影响, $\rho W Y_t$ 为空间

① 三大区域参照《中国统计年鉴》划分,并按地理上的邻接性进行了一些调整。东部地区包括黑龙江、吉林、辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南 13 个省份,中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南 6 个省份,西部地区包括内蒙古、陕西、青海、宁夏、新疆、西藏、甘肃、四川、重庆、贵州、云南和广西 12 个省份。

间滞后项,反映其他区域因变量对区域因变量的空间影响, $WX_i\theta$ 反映其他区域自变量对区域因变量的空间影响。若 $\theta=0$,则式(3)转换为:

$$Y_i = \rho WY_i + \alpha_i \iota_N + X_i \beta + \varepsilon \quad (4)$$

此时,空间杜宾模型简化为空间滞后模型。该模型只包含区域间因变量间的交互影响,反映其他区域因变量对区域因变量的空间影响。若 $\theta + \rho\beta = 0$,则式(3)转换为:

$$Y_i = X_i \beta + \varepsilon, \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (5)$$

此时,空间杜宾模型简化为空间误差模型,该模型认为空间影响存在于扰动项误差中,反映其他区域自变量变动对因变量的误差冲击和对区域因变量的空间影响。

在进行空间模型估计时,由于存在空间滞后项,模型内生性将导致最小二乘法(OLS)估计的参数是有偏或是无效的,一般利用极大似然法(ML)对空间杜宾模型进行估计,然后利用瓦尔德(Wald)检验和似然比率(LR)检验该模型能否简化为空间滞后模型或空间误差模型,如检验中接受原假设,则转为空间滞后或空间误差模型估计,如均拒绝原假设,则继续利用空间杜宾模型估计。

考虑到面板数据兼具空间和时间的特点,可以将空间杜宾模型误差项进行分解,得到:

$$Y_i = \rho WY_i + \alpha_i \iota_N + X_i \beta + WX_i \theta + u_n + u_t + \varepsilon \quad (6)$$

式(6)中, u_n 代表空间固定效应, u_t 代表时间固定效应,当二者不存在时为随机效应,分析中可以利用 Hausman 检验方法对随机效应进行检验,但空间计量分析中选取的区域一般有整体性,视为固定抽样,所以固定效应模型更为适合(Elhorst, 2010)。对于自变量影响的测度,根据空间杜宾模型估计的参数测度其影响程度是不准确的,利用偏微分的方式更为有效(Lesage 等, 2009),将式(3)转换为一般形式为:

$$Y_i = (I - \rho W)^{-1} \alpha_i \iota_N + (I - \rho W)^{-1} (X_i \beta + WX_i \theta) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (7)$$

因变量关于第 K 个自变量的偏微分方程矩阵为:

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial X_{1K}} \cdots \frac{\partial Y}{\partial X_{NK}} \right]_t = \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial X_{1K}} & \cdots & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{NK}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial Y_N}{\partial X_{1K}} & \cdots & \frac{\partial Y_N}{\partial X_{NK}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_K & W_{12} \theta_K & \cdots & W_{1N} \theta_K \\ W_{21} \theta_K & \beta_K & \cdots & W_{2N} \theta_K \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{N1} \theta_K & W_{N2} \theta_K & \cdots & \beta_K \end{bmatrix} \quad (8)$$

式(8)中,对角线元素的平均值为直接效应,反映区域自变量对区域因变量的影响,非对角线元素的平均值为间接效应,反映其他区域自变量对区域因变量的影响。

(三) 变量选择及空间计量模型构建

城市化水平在研究中一般以城市化率(UR)来反映,分析中采用城市常住人口占区域总人口的比重计算城市化率,本文以此作为因变量。对于城市化进程中的动力因素,依照已有的研究(汪段泳、朱农, 2007; 房国坤等, 2009; 陈明星等, 2009; 王新娜, 2010; 吴建峰、周伟林, 2011),本文选择以下几个方面研究其对城市化的影响。(1)产业结构转变(IS)。产业结构的转变意味着就业结构的转变,工业化进程的出现和深化会使更多的人口集聚于第二、

三产业,导致城市人口出现增长,提高了城市化水平。本文以第二、三产业产值占 GDP 比重反映产业结构状况。(2)经济发展水平(PCY)。经济发展水平和城市化水平呈现高度正相关,经济发展水平越高,城市集聚力就会增强,吸引经济要素不断地向城市集中,城市化水平得以提升。本文以人均 GDP 来反映经济发展水平。(3)基础设施投入(FI)。城市是各类经济社会活动的空间载体,而基础设施的水平决定着其承载力,基础设施水平滞后会导致拥挤成本上升,制约城市化水平。本文以城镇固定资产投资水平反映基础设施投入。(4)城市用地规模扩张(SR)。是城市规模外延式增长的方式,伴随着城市用地规模的扩张,城市周边居住的农村人口就会转换为城市人口,带来城市化水平的提高。本文以城市建成区面积占本省总面积的比重来反映城市用地规模扩张水平。(5)创新活跃程度(LAL)。城市是人才的集聚地,也是区域创新的高发地,创新活跃程度决定着城市竞争力,是城市发展的重要动力。本文以专利申请受理量来反映创新活跃程度。(6)对外开放程度(FDI)。对外开放程度的增强对于城市化的影响不确定,在带来资本、技术和就业的同时还会使经济要素外溢,但是这一因素对于城市化的影响伴随着其自身程度的日益加深而不断增强。本文以外商直接投资水平反映对外开放程度。

为消除数据异方差性,对所有上述数据取对数,结合空间杜宾模型的一般形式,则省级区域城市化动力的空间面板计量模型为:

$$\begin{aligned} \ln UR_t = & \rho W \ln UR_t + \alpha_i \iota_N + \ln IS_t \beta_1 + W \ln IS_t \theta_1 + \ln PCY_t \beta_2 + W \ln PCY_t \theta_2 \\ & + \ln FI_t \beta_3 + W \ln FI_t \theta_3 + \ln SR_t \beta_4 + W \ln SR_t \theta_4 + \ln LAL_t \beta_5 \\ & + W \ln LAL_t \theta_5 + \ln FDI_t \beta_6 + W \ln FDI_t \theta_6 + u_n + u_t + \varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

为了完整体现省际城市化进程的空间交互效应,空间权重矩阵未采用常用的空间邻接权重矩阵,而采用空间反距离权重矩阵,其形式为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (10)$$

式(10)中, d_{ij} 为省际距离,是以省会城市(直辖市)间经纬度确定的空间距离,省际空间距离越大,则权重越小,代表省际城市化影响程度随着空间距离的拉大而不断衰减,在空间自相关检验中亦采用空间反距离权重矩阵,在空间计量分析中首先以行标准化的方式对空间反距离权重矩阵进行处理,即每行相加为1。

三、中国省级区域城市化进程的空间计量分析

(一) 省级区域城市化水平空间自相关性检验

本文利用 Moran's I 指数对全国和三大区域城市化空间自相关性进行了检验,分析过程通过 ArcGis 10.0 软件中的空间数据分析模块完成,结果如表 1 所示。全国、东部、中部地区部分年份省际城市化的空间自相关性较为显著,西部地区省际城市化的空间自相关性显著性不明显。从各年间静态的城市化空间自相关性来看,全国 31 个省份的城市化水平呈空间正相

关,省际城市化存在空间溢出,而三大区域内城市化水平呈空间负相关,省际城市化存在空间极化。从动态变化来看,全国省际城市化空间正相关性呈现强化趋势,说明空间扩散效应在逐步增强。三大区域中东部地区省际城市化空间负相关性基本呈下降趋势,说明在东部地区城市化空间扩散得到了增强,中部地区省际城市化空间负相关性先减弱后增强,且空间负相关变得更为显著,说明中部地区省际城市化空间集聚先下降后又显著增强,而西部地区省际城市化空间负相关性基本呈增长趋势,说明城市化空间集聚得到了进一步增强。

表 1 中国及东、中、西部省级区域城市化空间自相关检验

年份	全国		东部		中部		西部	
	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值
2005	0.3889***	3.7440	-0.6599**	-2.2441	-0.7122	-1.5346	-0.0353	0.3641
2006	0.4034***	3.8351	-0.6637**	-2.2549	-0.6902	-1.4939	-0.0713	0.1226
2007	0.4141***	3.8541	-0.6436**	-2.1767	-0.6663	-1.4349	-0.0911	-0.0011
2008	0.4185***	3.8992	-0.6253**	-2.1037	-0.6635	-1.4796	-0.0447	0.2715
2009	0.4187***	3.9427	-0.5947**	-1.9849	-0.6873	-1.6242	-0.0766	0.0835
2010	0.4223***	3.9434	-0.5799*	-1.9168	-0.7995*	-1.7906	-0.1003	-0.0542
2011	0.4261***	3.9885	-0.5666*	-1.8619	-0.7931*	-1.7609	-0.1039	-0.0739
2012	0.4362***	4.0888	-0.5550*	-1.8135	-0.8014*	-1.7788	-0.1367	-0.2585

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

(二) 省级区域城市化动力面板模型的 OLS 估计

由于在空间自相关检验中,西部地区和中部地区部分年份省级区域城市化的空间自相关性不显著,对全国和三大区域城市化动力非空间面板模型进行了 OLS 估计,估计结果如表 2 所示,全国及三大区域城市化动力模型拟合度较高,各动力因素的显著性也较强,但模型估计的 DW 值偏离较大,对残差进行空间自相关检验后发现,全国及三大区域城市化动力模型的残差均存在显著的空间自相关性,说明非空间传统面板模型估计存在不足,利用 LM 检验及 Robust LM 检验对模型 OLS 估计残差进行空间滞后和空间误差检验后发现,二者显著性均较明显,说明模型兼具因变量和自变量的空间自相关性,应利用空间杜宾模型进行分析。

(三) 省级区域城市化动力空间杜宾模型分析

由于空间杜宾模型存在空间滞后项,利用 OLS 估计是有偏的,所以采用 ML 估计。首先对模型的随机效应进行了检验,Hausman 检验结果拒绝原假设,所以利用空间和时间双向固定效应空间杜宾模型进行分析,估计结果如表 3 所示。全国和东、中、西部省级区域城市化空间杜宾模型的拟合度均优于非空间传统面板模型,极大似然值也得到了明显的提升,进一步对于空间杜宾模型是否能简化为空间滞后模型或空间误差模型进行了检验,Wald 检验和 LR 检验均在 1%的显著性下拒绝原假设,空间杜宾模型是适用的。空间杜宾模型估计结果表明,全国和东部地区省际城市化存在显著的空间扩散效应,其影响系数分别为 0.19 和

表 2 中国及东、中、西部省级区域城市化动力面板模型 OLS 估计结果

变量	全国		东部		中部		西部	
	回归系数	t 值	回归系数	t 值	回归系数	t 值	回归系数	t 值
C	-3.0921***	-13.7253	-2.5212***	-6.8166	-4.0520***	-8.5032	-3.5216***	-7.2583
LnIS	0.4201***	2.5097	1.0814***	5.7856	0.7970	1.3282	1.0245**	2.3663
LnPCY	0.2834***	12.9796	0.3132***	9.2914	0.2553*	1.9353	0.2887	5.0791
LnFI	0.0672***	4.2068	0.1389***	4.4863	0.1674***	-3.0292	0.0933*	1.7427
LnSR	0.0631***	6.5963	0.0026	0.1277	0.0634	-1.0535	0.0515***	3.0976
LnLAL	0.0267*	1.8518	0.0299	0.6462	0.0495*	1.8134	0.0125	0.3993
LnFDI	0.0654***	5.2354	0.0245	1.1357	0.1439**	2.6576	0.1194***	4.3546
R-squared	0.8542		0.8859		0.7895		0.7541	
Log-likelihood	188.7188		122.8201		72.1413		67.1720	
DW	1.4940		1.7560		2.2081		1.3014	
Moran's I	0.1644***		0.1463***		-0.2872**		-0.0555***	
LM (lag)	11.5953***		31.5290***		4.5530**		15.6732***	
Robust LM (lag)	24.2156***		55.9477***		0.1454*		34.9884***	
LM (error)	13.2421***		20.2235***		4.8044**		11.2633***	
Robust LM (error)	35.8624***		24.6422***		0.3968*		19.3451***	
样本量	248		108		48		96	

注：同表 1。

0.1,说明区域内其他省份的城市化水平平均提高 1%,样本省份的城市化水平将分别提高 0.19%和0.1%,而中部地区和西部地区省际城市化存在显著的空间集聚效应,其影响系数分别为 -0.09 和 -0.06,说明中、西部地区内其他省份的城市化水平平均提高 1%,样本省份的城市化水平分别会下降 0.09%和 0.06%。

(四) 省级区域城市化动力空间效应分解

在空间杜宾模型估计基础上,通过偏微分方程将各动力因素对省级区域城市化水平的影响进行空间分解,结果如表 4 所示。各动力因素对城市化水平的整体影响用总体效应衡量,总体效应分解为直接效应和间接效应,其中直接效应表示各省自身动力因素对其城市化水平的影响,间接效应表示其他省份动力因素对本省城市化水平的影响。直接效应又分为两种影响路径,一种是各省城市化动力因素对自身城市化水平的直接影响,可用空间杜宾模型中各动力因素的系数进行估计,另一种是各省城市化动力因素对其他省份城市化水平的影响,进而又对本省城市化水平产生空间回馈效应。间接效应也可分为两种影响路径,一是其他省份城市化动力因素发生变化直接对样本省份的城市化水平产生影响,二是其他省份城市化动力因素发生变化首先使其自身的城市化水平产生变动,进而对样本省份的城市化水平产生影响。在空间交互过程中,空间回馈效应的影响程度相对较弱,所以总体的交互效应基本以间接效应的形式在空间得以体现。

表3 中国及东、中、西部省级区域城市化双向固定效应空间杜宾模型估计结果

变量	全国		东部		中部		西部	
	回归系数	t 值	回归系数	t 值	回归系数	t 值	回归系数	t 值
LnIS	0.4516**	2.4007	0.7815*	1.7862	0.5498*	2.2856	1.0446**	2.3467
LnPCY	0.1243***	4.0942	0.1125	1.5325	0.0128*	2.1811	0.0720	1.4195
LnFI	0.0830***	5.8060	0.0510**	2.1840	0.0820*	1.9090	0.0840***	3.3100
LnSR	0.0164	0.5554	0.0653	1.0652	0.1517*	1.9298	0.2189**	2.1834
LnLAL	0.0173**	2.5585	0.1088***	3.6886	0.0179**	1.9804	0.0093	1.1022
LnFDI	0.0217***	3.5896	0.0164**	2.0085	0.0528	1.4093	0.0041	0.5717
W×LnIS	-0.1234	-0.8157	-0.5746**	-1.8862	-1.5334*	-1.9350	-0.3481*	-1.8111
W×LnPCY	-0.0441	-0.8334	-0.5267***	-4.5975	-0.0062	-0.0363	0.1062	0.9097
W×LnFI	-0.0224	-0.8873	-0.0730***	-2.7867	-0.4349***	-3.2414	-0.1183*	-1.7282
W×LnSR	0.1469**	2.2543	0.3395***	3.7012	0.3916**	2.3576	-0.0128**	-2.2589
W×LnLAL	0.0518***	3.7035	1.0023***	3.2445	0.0827***	4.7021	0.0523*	1.8805
W×LnFDI	0.0536***	3.0146	0.0103	0.4351	0.1427*	1.8026	0.0043	0.1842
ρ	0.1951**	2.4627	0.1031***	2.7546	-0.0860***	-2.5879	-0.0593***	-2.6409
R-squared	0.9962		0.9955		0.9972		0.9968	
Log-likelihood	641.3253		291.6314		161.7508		274.3392	
Wald(lag)	44.1617***		36.2973***		59.9729***		39.5314***	
Wald(error)	57.3973***		36.2471***		31.5402***		37.5074***	
LR(lag)	50.2848***		36.4816***		37.9137***		36.1079***	
LR(error)	63.9641***		37.1218***		34.3913***		35.9206***	
Hausman	38.6476***		49.8106***		73.2443***		52.2876***	
Nobs	248		104		48		96	

注：同表1。

四、中国及三大区域城市化进程空间效应解析

(一) 城市化水平空间交互效应解析

从城市化静态空间关联来看,全国省际城市化水平呈现空间依赖性,而三大区域省际城市化水平呈现空间异质性,说明全国省级区域城市化分布呈现出空间扩散的同时,三大区域内部省份的城市化分布却呈现出空间集聚,这与中国幅员辽阔,不同省份之间距离较大的现实是吻合的。由于三大区域内部中心城市的辐射距离有限,其城市化集聚效应主要在本区域中体现,但从全国范围来看,伴随着三大区域经济的梯度式增长,经济和城市化水平较高的东部省份对中、西部省份存在城市化的空间外溢,省际城市化水平呈现出空间扩散特征。

从城市化动态空间关联来看,全国省际城市化有空间扩散的趋势,而三大区域则存在差异。东部地区呈现空间扩散趋势,中、西部地区则呈现集聚趋势,这与三大区域所处的城市化水平阶段是相符的,东部地区部分城市化水平较高的省份,其城市承载力已接近饱和

表 4 中国及东、中、西部省级区域城市化动力空间效应分解

变量	全国		东部		中部		西部	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
LnIS	0.5337*** (2.3844)	-0.1034 (-0.7016)	0.7983*** (2.7149)	-0.5672* (-1.8491)	0.5912* (2.3540)	-1.5221* (-1.9698)	1.0134** (2.4416)	-0.3754* (-1.9673)
LnPCY	0.1332*** (4.2804)	-0.0245 (-0.3912)	0.1026*** (3.4214)	-0.5423*** (-4.5165)	0.0818* (2.2546)	-0.0033 (-0.0243)	0.0735** (2.4194)	-0.0944 (-0.8683)
LnFI	0.0835*** (5.5751)	-0.0062 (-0.2134)	0.0481* (2.1045)	-0.0745** (-2.7052)	0.0909* (1.9584)	-0.4330** (-3.0356)	0.0877*** (3.3757)	-0.1192* (-1.8643)
LnSR	0.0245 (0.8245)	0.1781** (2.3502)	0.0722 (1.2210)	0.3803* (3.8093)	0.1454* (2.6834)	0.3578*** (2.0265)	0.2042* (2.1425)	0.0186** (2.4076)
LnLAL	0.0193*** (2.9597)	0.0654*** (3.8662)	0.1347*** (4.8384)	1.0448*** (3.2287)	0.0153 (1.7312)	0.0774*** (4.0064)	0.0085 (0.9415)	0.0487* (1.8143)
LnFDI	0.0244*** (4.1338)	0.0675*** (3.1396)	0.0162*** (3.9402)	0.0110 (0.4645)	0.0498 (1.3967)	0.1337 (1.6148)	0.0053 (0.6246)	0.0036 (0.1797)

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著；括号内数字为 t 值。

甚至出现超载,其人口向区内周边省份和中、西部省份流动,省际城市化空间集聚性开始下降,扩散态势逐步形成。从全国范围来看,由于东部地区是中国城市人口的主要分布区,伴随着东部地区的城市化溢出,全国省际城市化随之呈现出扩散趋势。中、西部地区城市化水平相对较低,城市化发展主要依赖于大城市的吸聚能力,城市人口主要向经济较为发达、城市化水平较高的几个省份集中,各省之间城市化的空间集聚性不断增强。

(二) 城市化动力因素空间直接效应解析

从全国来看,产业结构转变、经济发展水平对城市化进程的正向直接效应是最显著的,说明目前中国城市化的基本动力为经济动力,伴随着第二、三产业不断增强和经济水平持续发展,城市经济中的就业容量和要素集聚力不断增强。城市基础设施投入的正向直接效应仅次于产业结构转变和经济发展,说明城市基础设施投入的增强有效提升了城市的人口容载程度。创新活动和对外开放对城市化进程的正向直接效应也较显著,说明伴随着城市创新和资本吸引能力的增强,城市竞争和集聚能力不断得以提升。城市用地规模扩张的直接效应显著性不强,说明城市规模外延式扩张并不能有效地转化为人口城市化。

东部地区城市化动力因素的直接效应与全国的情况类似,略有不同的是创新活跃程度的直接效应仅次于产业结构转变,且影响程度明显强于中、西部地区,说明东部地区城市化水平的提升在很大程度上依赖于科技创新的集聚,通过科技创新有效推动了产业和经济发展,这与目前中国几个重要的科教集聚城市分布在东部地区相符。东部地区对外开放程度对城市化的推动程度明显强于中、西部地区,这是由于东部地区具有对外开放的区位优势,可以利用大规模的外来资本和技术提升其城市竞争力。东部地区基础设施投入对城市化的影响程度相对较弱,说明目前东部地区的城市承载力相对饱和,依托城市基础设施投入提

升城市化水平的空间有限。

中部地区城市化动力因素的直接效应与东部地区的差异较大,其中产业结构转变的直接效应是三大区域中最低的,说明中部地区产业结构转变受到了阻滞,不能有效地以就业手段将人口向城市集聚。城市用地规模扩张的直接效应在区域内仅次于产业结构转变的影响,同时基础设施投入的直接效应也较显著,并强于东、西部地区。土地城市化方式是提升中部地区省级区域城市化水平的重要途径。创新活跃程度和对外开放程度的正向直接效应不显著,这也是中部地区科技教育水平相对滞后和区位优势相对较弱的反映。

西部地区城市化动力因素的直接效应与中部地区类似,与东部地区的差异较大。西部地区产业结构转变对城市化的直接效应强于东、中部地区,这是由于目前西部地区产业结构相对落后,产业结构转变对就业增长的促进作用比较明显。西部地区城市用地规模扩张对城市化的直接效应也是三大区域中最强的,而经济发展水平的直接效应是最弱的,说明西部地区城市经济集聚能力较弱,城市化水平的提升很大程度上依赖于城市规模扩张。与中部地区类似,由于科技创新水平较低和国际市场的可及性较差,西部地区的创新活动和对外开放目前对于城市化的直接效应不显著。

(三) 城市化动力因素空间间接效应解析

从全国来看,城市用地规模扩张对城市化进程的正向间接效应最强,说明这种以政府为主导的城市化模式,在各省间具有很强的示范效应;创新活动和对外开放对城市化进程也具有显著的正向间接效应,说明省际城市化进程中存在创新外溢和 FDI 外溢,通过知识传播、产业和技术的转移促进了省际城市化的协同发展;产业结构转变、经济发展水平和基础设施投入的负向间接效应不显著,说明伴随着经济分工的逐渐深化,经济竞争程度在下降,省与省之间逐步形成了有序发展、相互带动的城市体系。

东部地区城市化动力因素的间接效应与全国的差异较大。其中产业结构转变、经济发展水平和基础设施投入具有显著的负向间接效应,说明东部省份经济发展存在较强的竞争性且要素流动较为充分,其他省份的经济增长会引致本省的经济要素流出。东部地区城市用地规模扩张的正向间接效应强于中、西部地区,说明东部地区各省以扩张城市用地规模来推动城市化的行为具有较强的攀比性,而较强的地方财政能力能保证相应的资金投入。东部地区的创新活跃程度对其城市化的正向间接效应在三大区域中也是最强的,说明东部地区在经济发展过程中技术溢出效应明显,通过中心城市的科技知识创新,依托于技术或产业转移,有效带动了周边城市的经济发展和人口规模的增长。

中部地区城市化动力因素的间接效应与东部地区的差异较为明显。产业结构转变、基础设施投入的负向间接效应明显高于东部和西部地区,说明中部地区各省之间产业趋同度较高,基础设施水平差异较小,产业竞争和基础设施投入力度增强会导致产业和经济要素向周边省份流出。中部地区城市用地规模扩张和创新活跃程度的正向间接效应也较显著,说明在城市化进程中也存在土地城市化效仿和创新外溢,但由于中部地区财政投入能力相对不足和科教水平相对较低,其影响程度低于东部地区。经济发展水平和对外开放程度的

间接效应不显著,说明中部地区经济发展水平相对均衡且对外开放程度较低。

西部地区城市化动力因素的间接效应总体不明显。产业结构转变的负向间接效应是三大区域中最弱的,同时经济发展水平的负向间接效应不显著,说明西部地区省际经济水平相对均衡,经济要素区域内流动迟缓,产业和经济竞争度不强。城市用地规模扩张的间接效应也是三大区域中最弱的,说明西部地区较低的财政能力在一定程度制约了这种行为;同时创新活动和对外开放的正向间接效应也最弱,这是西部地区科教投入水平相对较低和深居内陆的地理位置所决定的。

五、结论及政策建议

本文运用利用空间计量分析方法,对中国及三大区域城市化进程的空间效应进行了研究,结果显示:(1)中国及三大区域城市化存在空间相关性,这种空间相关性体现在静态空间分布和动态空间演化中,忽略空间影响对城市化问题进行研究是不全面的。(2)在传统计量分析的基础上,利用空间计量模型对中国及三大区域省际城市化交互进行了分析,发现不仅存在省际城市化水平的空间交互影响,各省之间城市化动力因素亦存在空间交互影响。(3)对空间效应分解后发现不同区域城市化进程省际交互存在着明显差异,并得出这是由不同区域所处的城市化阶段不同和其自身性质所决定的结论。

在中国加快城市化进程的大背景下,加速城市化进程不能仅着眼于各省内部,还需从区域整体视角协调各省间的城市化进程,在规避城市化进程中空间竞争的同时利用城市化进程中的空间溢出和空间示范效应,不断推动各省和区域城市化进程。依据中国区域城市化进程的空间交互效应及其区域差异,针对不同区域本文提出如下建议。

从全国范围来看,首先,依托产业升级改造,大力发展现代制造业和服务业,创造和增加就业岗位,依托城市经济水平的提高进一步增强城市集聚力;其次,加大城市基础设施建设投入和适度扩张城市用地规模,通过创新基础设施投融资和城市开发方式,加大城市交通、生态、教育、医疗等投入,防止城市拥挤生活成本过度上升;最后,增强城市科技创新能力和外来资本吸收利用能力,并协调区域间经济分工,促进科技知识和外来资本投入的外溢效应,不断利用产业和经济要素的扩散来推动省际城市化进程协调发展。

加快东部地区城市化进程,首先要依托东部地区科研院所、高等院校等集聚的人才优势,利用高新技术开发区和创业孵化园区实现产、学、研结合,促进东部地区产业转型升级,同时合理布局产业类型,以全国甚至全球视野进行合理分工,形成联动发展的产业集群,充分利用创新外溢效应,促进各省城市化进程协同增长;其次利用东部地区对外贸易前沿的有利区位,在吸收外来资本的同时不断学习新型科技知识,同时依托对外贸易发达省份的辐射效应,利用全球资本、技术等要素加速周边省份的城市化进程;最后针对目前东部地区城市承载压力较大和要素成本不断提高的趋势,应合理疏解北京、上海、广州等大城市的部分功能,逐步向周边城市转移部分经济活动,形成分布合理的城市规模体系,也可以增强省际城市建设的示范效应。

加快中部地区城市化进程,首先充分发挥紧邻东部地区的区位优势,利用要素价格优势培育辅助产业和承接转移产业,促进城市就业和经济增长,同时制定区域整体的产业发展规划,规避区域内部各省之间产业趋同竞争;其次利用郑州、武汉等区域大城市的交通中心区位优势不断吸引要素集聚,发挥其辐射效应,带动中部城市群协同增长,有效发挥城市规模扩张和基础设施投入的示范效应;最后利用沿江区位优势,提升沿江经济带对外开放程度,不断吸引外来资本和技术提升区域城市经济竞争力。

加快西部地区城市化进程,首先要依托要素价格优势,有序承接中、东部转移产业,通过增加城市就业岗位不断吸聚农村剩余劳动力;其次以丝绸之路经济带建设为契机,依托西安、兰州、乌鲁木齐等节点城市增强与邻近的中、东部地区城市的经济联系,并通过辐射带动影响,增强区域城市化的协同发展;最后发挥西部省份边境地理优势,依托陆路口岸发展加工贸易业,吸引周边国家要素投入,实现城市就业和经济增长。

参考文献:

1. 陈明星等(2009):《中国城市化水平的综合测度及其动力因子分析》,《地理学报》,第4期。
2. 房国坤等(2009):《快速城市化时期城市形态及其动力机制研究》,《人文地理》,第2期。
3. 方创琳、刘海燕(2007):《快速城市化进程中的区域剥夺行为与调控路径》,《地理学报》,第8期。
4. 付晓东(2007):《中国流动人口对城市化进程的影响》,《中州学刊》,第6期。
5. 胡玉敏、杜纲(2012):《中国城市增长的空间计量经济学研究》,《科学·经济·社会》,第1期。
6. 柳思维等(2012):《基于空间计量方法的城镇化动力实证研究——以环洞庭湖区域为例》,《财经理论与实践》,第4期。
7. 吕健(2011):《城市化驱动经济增长的空间计量分析:2000~2009》,《上海经济研究》,第5期。
8. 汪段泳、朱农(2007):《中国城市化发展决定因素的地区差异》,《中国人口·资源与环境》,第1期。
9. 王家庭、唐袁(2010):《中国城市化投入——产出的空间计量分析》,《社会科学辑刊》,第1期。
10. 王新娜(2010):《FDI在发展中国家城市化中的动力作用——基于国外研究的综述》,《云南财经大学学报》,第6期。
11. 吴建峰、周伟林(2011):《新时期我国城市化动力机制及政策选择》,《城市发展研究》,第5期。
12. Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht, Holland: Kluwer Academic Publisher.
13. Elhorst, J.P. (2010), *Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar*. *Spatial Economic Analysis*. 5(1), 9-28.
14. Fisher, W.D. (1971), *Econometric Estimation with Spatial Dependence*. *Regional and Urban Economics*. 1(1), 19-40.
15. Heikkila, E.J., & Kantiotou, C. (1992), *Calculating Fiscal Impacts Where Spatial Effects are Present*. *Regional Science and Urban Economics*. 22(3), 475-490.
16. Lee, L.F. (2004), *Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models*. *Econometrica*. 72(6), 1899-1925.
17. LeSage, J.P. (2005), *Spatial Econometrics*. *Encyclopedia of Social Measurement*. (3), 613-619.
18. LeSage, J., & Pace, R.K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton, US: CRC Press/Taylor & Francis.

(责任编辑:朱 萍)