

城市化水平的空间依赖研究

王伟进 陆杰华

【摘要】文章通过探索性空间分析,发现中国各地级市间城市化水平存在明显的空间依赖,并据此勾画出城市化水平空间聚集的4种类型,其中高一高、低—低的正向空间依赖起主导作用。各主要社会经济因素也存在很强的空间依赖,构成城市化水平空间聚集的内在机制。空间误差回归模型较好验证并控制住了这种空间依赖关系。受户籍制度、工业化战略及进程影响,与工业化发展水平相比,开放程度对城市化水平的提升作用更为明显。

【关键词】地级市 城市化 空间依赖 Moran I 空间误差模型

【作者】王伟进 北京大学社会学系,博士研究生;陆杰华 北京大学社会学系,教授。

长期以来,中国的城市化表现出明显的区域差异和空间聚集。从沿海到内地,不同地域间城市化水平的空间分布极其不均衡,同时,空间相邻的城市群始终存在并动态地变化着。由于数据和方法的限制,已有研究主要在省级及以上层次上讨论中国城市化水平的差异与聚集。然而,无论是自然环境、社会经济发展水平、改革开放程度,还是各级政府的城市化政策,中国各省份内部差异都很大。而这些因素与城市化水平紧密相关,因而有必要在地级市乃至县级市的层面上,进行详细的城市化机制分析。同时,以往研究关注城市化水平的社会经济因素,但没有具体分析与比较各经济因素的作用,如工业化程度与开放程度分别如何影响城市化进程。从方法上看,传统回归模型“具有样本在均质空间中的独立同分布特性的统计学假定”(吴玉鸣,2007)。实际上,不同地域间既存在空间依赖性,也存在空间异质性,这种统称为空间自相关性的效应使以上假设很难成立。而对空间因素的忽略,使常规回归模型的估计可能是有偏误的。因此,本文试图通过放开空间独立性的假定,允许地级市层面上城市化水平空间自相关的存在,引入空间分析的视角,从理论与模型两方面改善这方面的研究,探索中国城市化水平的空间依赖关系与经济机制。

一、数据与方法

本研究选用《中国城市统计年鉴(2008)》中所汇总的2007年^①中国地级及以上城市数据进行分析,数据共包含中国4个直辖市,15个副省级市和268个地级市,总计287个地级

^① 综合考虑数据可得性、口径一致性、时效性因素,本研究选择2007年的数据。

以上城市(以下统称地级市)。

(一) 变量的界定

目前常用的两种测量城市化水平的指标是城市化率与非农化率。城市化率指一个地区城镇人口占总人口的比例,更多地反映人口分布的行政地域特征。非农化率指一定时期与地域内,非农业人口占总人口的比重,它更加强调户籍非农的维度。两种统计口径各有优缺点。城市化率指标受不同时期不同地区市镇行政标准与建制的影响较大,城镇人口中农业人口的比重过高和城镇就业人口中从事第一产业的人口比重较高,导致城市化水平被高估(王放,2011)。而非农化率以户籍人口为依据,考虑了农村从事乡镇干部、教师、医生等职业的人群,但没有考虑长期在城市从事非农生产的农业户籍人口,同时也忽略了一些常住在城市从事农业生产活动的非农人口。整体上,非农业人口比重所代表的城市化水平既低于实际城市化水平,也低于城镇人口比重所代表的城市化水平(王桂新等,2005)。但多数学者倾向于使用非农人口比例,尤其认为这一指标可以较好地反映改革开放之前的城镇化水平(蒋未文、考斯顿,2001)。考虑数据的可得性,本研究沿用非农化率指标,即用2007年地级城市非农人口总数除以年末总人口得到当年各城市的非农业人口比例^②来代表各城市的城市化水平。

根据对已有文献的梳理,本文将考虑使用以下自变量:反映总体社会经济发展速度的地区生产总值增长率;反映工业化水平的第二产业占GDP的比例^③;反映对外开放程度的“外资”及“三资”企业比例;反映基本地理环境的每万人土地面积、人均肉食产量;反映社会发展水平的每千人医生数、每千人医院床位数、每万人中普通中学在校学生数。其中工业化水平与对外开放程度是本文最关心的经济发展变量,通过控制空间自相关性和其他变量的作用,本文试图验证城市化水平空间依赖是否存在,并探讨影响城市化水平的经济因素。

(二) 分析策略与方法

空间分析通常包括两个阶段。首先,通过探索性空间分析了解变量的空间分布与自相关性,包括变量空间分布、全局空间自相关和局部空间自相关分析。然后根据以上探索性结果,进一步依据理论与方法要求设置合理的空间模型,常用的空间回归模型包括空间滞后回归、空间误差回归与空间加权回归。本文首先通过变量空间分布、Moran I 全局空间相关指数了解中国地级市城市化水平的整体空间趋势,然后通过LISA检验甄别出分本市城市化水平高低与邻市城市化水平高低^④的4种交互类型,并选用一种空间模型来验证和控制空间自相关的作用。

(三) 空间相邻权值矩阵

空间相邻权值矩阵是空间分析方法的基本前提,相邻关系的定义决定研究所关注的

① 山东省的数据来源于《山东统计年鉴(2008)》。

② 石家庄市的数据用河北省2007年的平均水平补缺,数据来源于《河北经济年鉴(2008)》。

③ “高低”以变量平均值为标准。

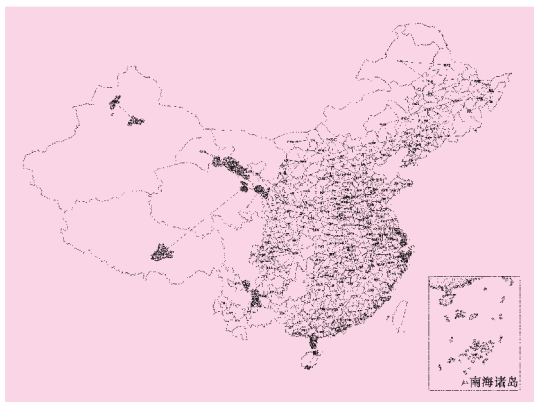


图1 各地级市及空间相邻关系
注:着色部分为匹配的相邻关系。

变量受周边区域影响的情况。空间相邻权值矩阵有两种基本类型:一是基于边界连接的相邻关系矩阵;二是基于两区域间质心距离的相邻关系矩阵。由于中国城市形状与大小的不规则,我们不考虑选择基于质心距离的相邻矩阵,而选用最直观的一阶 Queen^①原则相邻矩阵(见图1)。同时,由于287个地级市并没有覆盖全部行政地域与人口^②,因而存在一些地级市相邻关系的缺失。这些未被覆盖的地区多为少数民族聚集地区(如延边朝鲜族自治州、玉树藏族自治州等),主要分布在

内蒙古、新疆、西藏、东北和西南地区。因为这些地域的人口、社会经济变量无法获得,我们假设这些地区相邻关系并不存在。对于一些无邻居的孤岛或实际互相影响但无接壤的城市,根据距离与交通情况进行人工相邻配对,这些匹配所得的相邻关系有:海口与三亚、湛江;西宁与张掖、兰州、拉萨;乌鲁木齐与克拉玛依;舟山与上海、宁波;上海与南通;昆明与攀枝花。空间分析难免有一定边界,除了因为不属于地级市而没有被纳入分析内的少数民族和岛屿地区外,绵长边界线上的海陆接壤及港澳台地区的空间邻接也无法纳入相邻矩阵与模型中,但在实际分析时,我们将尽可能考虑其影响。

三、主要分析结果

(一) 城市化水平的探索性空间分析

1. 经济要素的空间分布

从主要的变量分布(见图2)来看,中国城市化水平较高的地区主要分布在东北、渤海湾、山东半岛、长三角、珠三角与河套平原等地区,这些地带或者沿海、或者资源禀赋比较丰富。从工业化程度来看,环渤海地带与沿黄河中下游的大部分北方地区因为煤、铁等矿产资源的优势,显著好于南方城市。而从对外开放程度来看,整个沿海地区明显好于内陆地区。从地区生产总值增长率来看,吉林、辽宁及与两省相邻的赤峰、通辽,内蒙古的鄂尔多斯及其相邻城市;山东半岛;长三角、珠三角;广西的南宁及其相邻城市增长较快。

2. 全局空间自相关分析

Moran I 是应用最普遍的反映全局空间自相关的统计量,其定义为:

① “一阶”即只考虑直接接壤城市间存在相邻关系,“Queen”原则是相对“Rook”原则而言的,前者将两区域间存在共同边界或者节点视为相邻,后者仅将两区域间存在共同边界视为相邻。

② 本数据包含287个地级城市,2007年年末总人口121 217.21万人。

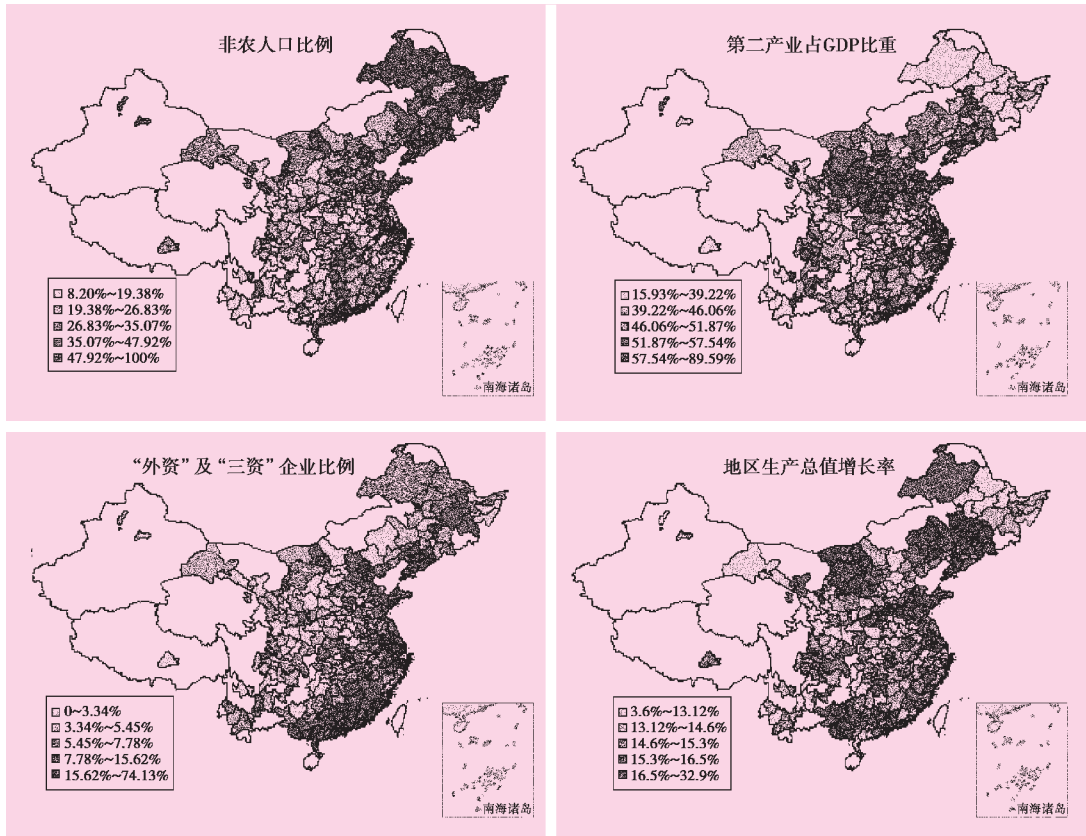


图 2 主要变量的空间分布状况

$$I = \frac{\frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}}{\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

其中 n 为空间区块总数, y_i 表示地区 i 的变量值, y_j 为地区 j 的变量值, \bar{y} 为变量 y 的均值。 w_{ij} 是维度为 $n \times n$ 的二值编码或者行标准化的空间相邻权值矩阵。对于二值编码相邻矩阵, 当地区 i 与地区 j 相邻时, w_{ij} 编码为 1, 如果不相邻则为 0。对于行标准化相邻矩阵, 如果地区 i 有 m 个相邻区块, 那么当两个区块相邻时, $w_{ij} = 1/m$, 否则 $w_{ij} = 0$ 。类似于皮尔逊相关系数, Moran I 指数取值范围为 $[-1, 1]$, 取值越接近 1 表明正相关越强, 取值越接近 -1 表示负相关越强, 取值为 0 表明地区间相对空间独立。Moran I 指数有其对应的服从正态分布的期望值和方差, 据此可以构建 Z 统计量对 Moran I 指数进行统计检验。

表 1 显示, 各城市的变量均与其相邻城市显著正相关。图 3 给出了空间滞后变量^①对变量的二维散点图, 可以呈现出 Moran I 指数所反映的空间自相关。如图 3 所示, 城市化水平

① 空间滞后变量为根据空间相邻矩阵加权平均求得的某地区相邻区块的变量值。

表 1 变量的 Moran I 指数

变 量	Moran I	期望值	方差
非农人口比例	0.365***	-0.003	0.002
第二产业占 GDP 比重	0.215***	-0.003	0.002
“外资”及“三资”企业比例	0.721***	-0.003	0.002
地区生产总值增长率	0.247***	-0.003	0.002
每万人土地面积	0.221***	-0.003	0.001
人均肉食产量	0.561***	-0.003	0.002
每千人医生数	0.386***	-0.003	0.002
每千人医院床位数	0.415***	-0.003	0.002
每万人普通中学在校生数	0.508***	-0.003	0.002

注 :*** 表示 $p < 0.001$ 。

及几个经济变量都表现出一定的空间正相关,其中城市化水平与“外资”及“三资”企业比例的空间正相关尤为明显。这种城市化水平空间依赖与“外资”及“三资”企业比例空间依赖的亲和,暗示了开放程度对城市化水平的突出作用。

3. 局部空间自相关分析

全局空间自相关可能是两种不同方向相关的混合,它是真实空间自相关的一种粗略测量(Anselin,1996),有必要进一步进行局部空间自相关分析。通

过局部空间 Moran I 统计量进行自相关检验(LISA 检验),图 4 和表 2 显示了地级城市城市化水平的两种主要的空间自相关聚集。第一种是本城市城市化水平高、相邻城市城市化水平也很高的高城市化水平聚集,主要分布在黑龙江省东部与俄罗斯接壤、便于进行边贸的地市;辽宁省环沈阳市的几个主要资源型城市;外向型经济特征明显的长三角地区的上海与苏州及几乎整个珠三角地区;西部的乌海、石嘴山、乌鲁木齐与克拉玛依,这几个城市同样有或靠资源或靠外贸的明显特征。与此对应,也存在大量本城市城市化水平低、相邻城市城市化水平也低的低城市化聚集,主要分布在以驻马店市为中心的农业人口比重较大的中原地带;从宁夏固原、甘肃庆阳往南经四川东部达州、泸州到云南曲靖一线,最后在此东西分别向云南和广西延伸的倒 T 字形地带,这种聚集主要分布在中山的地带。

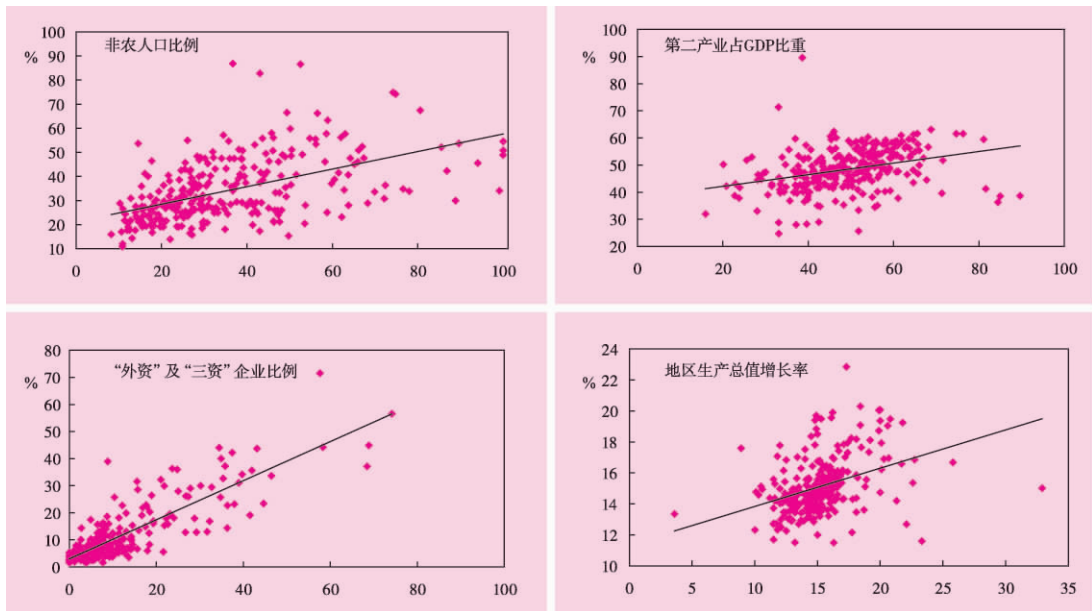


图 3 变量的 Moran 散点

相对于城市化水平的正向自相关,代表反向空间关联的本城市高一相邻城市低与本城市低一相邻城市高的两类分布则相对孤立和稀少,分别只有兰州市与宣城市统计显著,这再次说明城市化水平较强的空间正向依赖。尽管地域邻近的城市,自然、社会经济环境可能存在巨大差别,但相邻城市间城市化水平呈现极端异质性的可能性并不大。作为第三类空间聚集的代表,兰州是西北地区的工业重镇,城市化水平较高,而陇南其他地市及周边宁夏、青海的部分城市则相对欠发达,因而本城市城市化水平较高而相邻城市城市化水平较低。安徽的宣城可以作为第四类聚集的代表。由于宣城东接江苏、浙江两个高城市化的省份而显得相对落后,成为仅有的统计上显著、本城市城市化水平低而周围城市城市化水平高的城市。

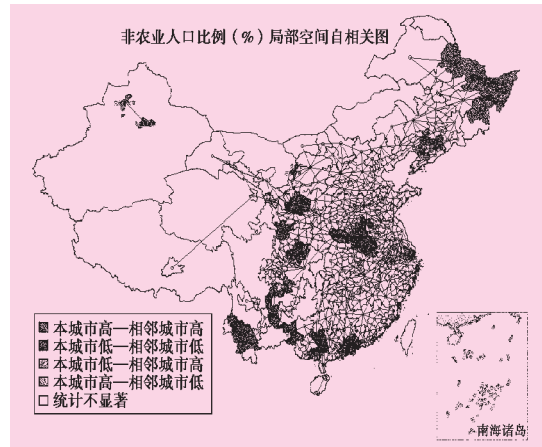


图4 各地级市城市化水平的局部空间自相关聚集

(二) 城市化水平的空间回归模型分析

空间滞后模型假设一个地区的变量属性会影响另一个地区的属性,即存在空间的互动与扩散。其表达式为 $y_i = X\beta + \rho \sum_j w_{ij} y_j + \varepsilon_i$, 其中 $X\beta$ 与 ε_i 分别是常规回归模型中的自变量效应与残差项, $\sum_j w_{ij} y_j$ 是根据空间相邻权值矩阵与相邻区块因变量加权平均求得的空间滞后因变量, ρ 是空间滞后因变量的效应系数。空间误差模型设置空间区块间的影响不是表现在空间滞后因变量上,而是表现在误差项上,即区块间的相互作用因所处的位置不同而存在差异(林光平等,2006),这通常是由于遗漏了与空间有关的自变量。其模型表达式为 $y_i = X\beta + \lambda \sum_j w_{ij} \varepsilon_j + \xi_i$ 。其中 $X\beta + \xi_i$ 仍与常规的回归模型一致,只是同样借助普通OLS回归的残差项和空间相邻矩阵构造 $\lambda \sum_j w_{ij} \varepsilon_j$ 项,以反映空间滞后误差的叠加效应, λ 是误差自相关效应的系数。两种模型都需要通过最大似然法进行参数估计。

表2 4种类型的城市化水平空间聚集模式

空间聚集类型	城市
本城市高一相邻城市高	东莞、佛山、广州、惠州、江门、深圳、中山、珠海、鹤岗、黑河、佳木斯、鸡西、牡丹江、七台河、双鸭山、伊春、鞍山、本溪、抚顺、沈阳、乌海、石嘴山、苏州、上海、克拉玛依、乌鲁木齐
本城市高一相邻城市低	兰州
本城市低一相邻城市高	阜阳、六安、陇南、平凉、庆阳、百色、贵港、来宾、钦州、玉林、南阳、商丘、信阳、周口、驻马店、固原、巴中、达州、泸州、南充、保山、临沧、普洱、曲靖、昭通
本城市低一相邻城市低	宣城

以上分析已初步证实了中国地级市城市化水平空间自相关的存在。此外,通过两个拉格朗日乘数形式 LMerr、LMlag 和稳健形式 RLMerr、RLMlag 对普通标准回归的残差项进行相关性检验也可以进行证明。这些检验为在空间滞后模型与空间误差模型间进行选择提供了一个基本的判别依据。如果在空间依赖性的检验中发现,LMlag 较之 LMerr 在统计上更显著,且RLMlag 显著而 RLMerr 不显著,则可以断定适合的模型是空间滞后模型;相反,如果 LMerr 比 LMlag 在统计上更显著,且 RLMerr 显著而 RLMlag 不显著,则可以断定空间误差模型是恰当的模式(吴玉鸣,2007;Anselin 等,1995)。

表 3 显示,在常规回归模型中,残差项的 Moran I 值为 0.2396,且非常显著,表明城市化水平空间自相关的存在,需要引入空间模型。根据对 LMlag、LMerr、RLMlag、RLMerr 检验显著性的比较(p 值分别为 0.0001719、3.577e-9、0.4791、4.081e-6),本文最终选择空间误差模型。空间误差系数的估计值为 0.5286,且非常显著,反映了空间误差自相关的存在;与常规回归模型比,空间模型的误差项 Moran I 指数统计检验不再显著,说明模型有效地处理了这种自相关作用。以上分析结果证实了中国地级市城市化水平的强空间依赖,即各地级市城市化水平的高低高度依赖于其相邻地市的平均城市化水平,周边城市化水平高的地市其城市化水平也趋向较高。不过,这种空间“溢出”效应的强度会因地方不同而不尽相同,甚至在

个别城市这种作用是负向的(如兰州与宣城)。城市化水平的这种强依赖有着诸多维度的因素,主要体现在自然环境、政府角色与市场机制 3 个层面。自然环境的作用集中体现在水、煤、铁等资源的分布与自然区位上。东北平原、呼和浩特、鄂尔多斯、包头、克拉玛依等高城市水平地区是煤、铁等资源丰富典型的,而长三角、珠三角则同时是水资源丰富、航运发达、海洋经济优势明显的例子。政府角色从区域发展战略与经济开放政策方面强化了城市化水平的空间依赖与差异。新中国成立以来,重工业优先发展、城市与经济开发区的设置、西部

表 3 地级市城市化水平的空间回归模型(n=287)

	常规 OLS 回归	空间误差模型
截距项	6.5338(6.1117)	13.7618*(6.1642)
第二产业占 GDP 比重	0.0666(0.6727)	0.1855*(0.0599)
“外资”及“三资”企业比例	0.3588*(0.0670)	0.2708*(0.0849)
GDP 增长率	0.0823(0.2796)	-0.2202(0.2544)
每万人土地面积	0.0023(0.0049)	0.0040(0.0045)
人均肉食产量	-0.0070(0.0186)	-0.0361(0.0205)
每千人医院床位数	9.7367*(1.0141)	8.2790*(1.0134)
每千人医生数	-0.1784(1.4250)	2.7339(1.3965)
每万人普通中学在校生数	-0.0116(0.0056)	-0.0202*(0.0059)
λ		0.5286*(0.0624)
R ²	0.6125	
修正 R ²	0.6013	
残差的 Moran I 指数	0.2396**	-0.0364
对数似然值	-1113.414	-1090.659
AIC	2246.828	2205.3
BIC	2283.42	2247.159

注:考虑到大城市辐射作用与区位因素的影响,我们曾经构造出各地级市到中国 34 个大城市的最近质心距离变量,并纳入空间模型,该变量并不显著且对其他变量系数改变不大,故未放入结果中。括号内的数字为标准误。* 表示 p<0.05,** 表示 p<0.01,*** 表示 p<0.001。

大开发、振兴东北老工业基地等重大发展战略与政策,各地方政府基于融入国家区域发展基础上优化城市发展布局的相关政策都直接推动了地级市城市化水平的相互影响与差异。而发展市场经济所要求的产业分工、资金、商品和劳动力的流动等更是直接加速了城市化发展的区域扩散效应。以上因素的相互作用进一步影响到城市化水平空间依赖的强度。

空间误差模型与常规回归模型的对比分析有助于了解经济因素在城市化水平空间依赖中的作用。与常规 OLS 回归模型一样,地区生产总值增长率对地级市的城市化水平并无显著影响。工业化程度对城市化的影响从不显著变成正向,在控制其他因素的情况下,第二产业占 GDP 比重每上升 1 个百分点,城市化水平平均相应上升约 0.2 个百分点。而代表城市开放程度的“外资”及“三资”企业比例系数由常规模型中的 0.3588 降至空间模型中的 0.2708,但依然显著影响城市化水平,在控制其他因素后,“外资”及“三资”企业比例每增加 1 个百分点,城市化水平则可以平均相应提高约 0.3 个百分点。

地区生产总值增长率主要反映的是一个城市一年内的经济景气程度,而城市化是一个历时的累积过程,其影响难以在短时间内得到体现,因而统计上并不显著。工业化是城市化的重要推动力量,模型中工业化的系数在控制空间滞后误差的影响后,从不显著到显著,而空间误差影响因子的作用为正,说明工业化水平是城市化水平空间依赖的重要因素。即一个城市的工业化水平一方面直接推动城市化水平,同时通过其他可能忽略的空间聚集因素一起导致相邻城市间的间接负向相互依赖。钱纳里和赛尔昆(1989)曾概括工业化与城市化的一般模式:工业化的演进促使产业结构的转变,从而带动城市化程度的提高。空间误差模型也表现出工业化对城市化一定程度的促进作用。这些因素都在一定程度上限制了中国工业化水平对城市化水平的影响。

城市化与中国各级政府的经济发展战略与政策紧密相关。其中开放政策与户籍制度一样,在城市化过程中发挥重要且不可替代的作用。户籍制度通过筛选与屏蔽抑制城市化的进程,而与各地级市相关的经济开放政策却可以有效拉动城市化的快速发展。这些开放政策以创造良好环境、吸收外资和技术为主要特点,通常在户籍政策上更加灵活,如采取“投资入户”、“积分入户”等形式,原有的各种户籍障碍与屏蔽作用得到一定的削弱,因而能够全方位地促进城市化水平的提高。其次,开放程度通过吸引资本与企业,本身直接影响着一个城市的工业化水平,从而间接地影响城市化水平。根据新马克思主义城市学派有关全球化过程中城市化与资本追逐利润的观点,以开放的方式有效吸收外资对于当今城市的空间拓展与人口聚集本身就至关重要。再次,从更深层次的意义来看,伴随开放程度的频繁贸易往来有利于获得知识,进而通过技术进步持续推动经济增长。在控制空间因素后,代表经济开放水平的“外资”及“三资”企业比例的效应系数由 0.3588 下降到 0.2708,降幅达 25%。类似于工业化水平的作用,这意味着政策开放水平除了存在直接推动城市化水平作用外,还可能通过其他可能忽略的空间聚集因素共同导致城市化水平的间接正向空间依赖,从而削弱空间模型中“外资”及“三资”企业比例的回归系数。

三、总结与讨论

通过探索性全局空间分析,本文发现中国各地级市之间城市化水平存在明显的空间依赖,即相邻城市城市化水平高低呈现明显的正相关关系。且城市化的各主要社会经济因素也存在空间依赖,进而可能构成城市化水平空间聚集的内在要素。自然环境、政府角色与市场层面因素可能共同塑造了不同类型的聚集。在几个主要的经济要素中,GDP增长率对城市化水平无显著影响。工业化程度在一定程度上促进了城市化水平,但受中国户籍制度的制约、长期“赶超战略”及工业化对城市化自身作用机制变弱的影响,工业化对城市化水平提高的作用弱于开放程度。与此对应,开放程度因为全面反映了一个城市政策灵活性,直接或通过资金、知识与技术因素刺激经济发展,间接地提升各地级市的城市化水平。地级市城市化水平的空间依赖也可能会通过工业化与开放性两个维度来实现。

从本文的结论看,区域城市化不是行政孤立的,而是存在着强烈的空间依赖性与一定的空间异质性。城市化发展需要充分考虑相邻城市的发展,需要超越行政辖区、融入城市带或都市辐射圈整体发展的视野。而城市化的空间发展布局需要着眼于自身条件,兼顾周边。城市的政策与开放程度“软”实力比工业生产的“硬”实力在推动城市化水平中可能更具效益。

本文也存在一些不足。由于利用的数据仅限于地级市,从而遗漏了一些地区,这些地区的空间相邻关系无法在分析中得到充分考虑。此外,影响城市化水平的交通状况、资源拥有量变量无法获得,没有在模型中得到控制,因而无法具体展开对城市化水平空间依赖渠道的探讨。

参考文献:

1. 蒋耒文、考斯顿(2001)《中国区域城市化水平差异原因探析》《中国人口科学》,第1期。
2. 林光平等(2006)《中国地区经济行 σ -收敛的空间计量实证分析》《数量经济技术经济研究》,第4期。
3. 钱纳里、塞尔昆(1989)《发展的格局》,中国财政经济出版社。
4. 王放(2011)《市镇设置标准及城镇人口径对中国城市化发展的影响》《人口与发展》,第2期。
5. 王桂新等(2005)《中国长江三角洲地区城市化与城市群发展特征研究》《中国人口科学》,第2期。
6. 吴玉鸣(2007)《大学、企业研发与区域创新的空间统计与计量分析》《数理统计与管理》,第2期。
7. Anselin L, Florax R.(1995) ,Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models. In Anselin and Florax R Eds. *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlin :Springer 21- 74.
8. Anselin L.(1996) ,The Moran Scatter Plot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association. In M. Fischer ,H. J. Scholten ,& D. Unwin (Eds.) *Spatial Analytical Perspectives on GIS* (pp.111- 125). London , England :Taylor & Francis.
9. Tobler ,W.R.(1970) A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*. 46 :234- 240.

(责任编辑:李玉柱)

higher while the low gets lower. The breakdown results of this industry wage gap change, based on the generalized Gini coefficient, show that the industry wage growth in the 1980's was more concentrated in low-wage industries, and the industry wage growth after the 1990s was more concentrated in high-wage industries. During the inspection period, the estimated results, based on the industry wage conversion matrix and liquidity indexes, indicate that China's industry wage liquidity has become weaker and weaker. It was only social desirable in the 1983-1992 period and was too low in other periods.

The Impact of Pollution on Labor Productivity

Yang Jun Sheng Pengfei · 56 ·

Based on Chinese provincial panel data from 1991 to 2010, the empirical study in this paper establishes partial equilibrium model, taking pollution as a variable, to examine the effects of pollution. The pollution affects labor productivity in two major ways: production and decision-making of labor input. The study indicates that pollution has positive influences on labor productivity in short term but negative ones in the long-term. Moreover the inverted "U" relation is found between pollution scale and labor productivity. While it is uprising when the pollution scale is small, the labor productivity is declining with the large pollution scale.

The Spatial Dependence analysis of Urbanization Level

Wang Weijin Lu Jiehua · 66 ·

Through exploratory spatial analysis, this paper finds strong spatial interdependence in urbanization levels among 287 prefecture-level cities in China. This analysis defines 4 major types of spatial agglomeration among the neighboring cities, and the high-high type and low-low type are the most common ones. The major socio-economic factors also show obvious spatial interdependence, which may contribute to the spatial agglomeration of urbanization level. Spatial error regression model verifies and controls this kind of spatial interdependence. In addition, the degree of openness promotes the urbanization level more significantly than the degree of industrialization does due to China's resident registration system as well as industrialization strategy and progress.

Estimating China's Fertility Level Since 2000: Based on the 6th Population Census

Li Handog Li Liu · 75 ·

With recently published data from the 6th Population Census, in this paper we use the population forecasting model constructed and the data from the 5th Population Census to estimate the 10 years' average fertility level since 2000. The results bring out the unquestionable fact: the official demographic data, from historical census and surveys, contain obvious self-contradictory errors on the total population. The annually total fertility rate should not be in such unreasonable low level if the 6th census data is correct. From what is discussed in this paper, we can draw a conclusion that the average total fertility rate since 2000 is approximately about 1.57 under the condition that the total population based on the 5th Census is underestimated.

Effective Education, Education Structure and Poverty Reduction in Western China

Shan Depeng · 84 ·

This article constructs a theoretical model to analyze the relationships among effective education, education structure and poverty reduction. It also tests the effect of education on poverty reduction by using the dynamic panel dataset of west China in 2000-2010. It shows that there exists persistent poverty in Western China, education expenditure has no significant influence on poverty reduction because of the tradeoff between education quality and quantity, the education quality can achieve more poverty reduction in urban areas than the education quantity does, the education quantity has a threshold effect on rural poverty reduction, and effective education has negative influence on poverty reduction. Western China is so far away from technology frontier, therefore the secondary school education becomes more effective to reduce rural poverty in west China.

Social Stratification and Mobility of Urban Residents in Shanghai

Wang Fuqin · 95 ·

There are two controversial viewpoints about the type of the social class structure of urban residents in Shanghai: "pyramid" or "dive". Moreover, the social mobility between different classes is overlooked in recent studies. According to the three dimensions of public power, property rights and market ability, this paper sorts Shanghai urban residents into six social strata. Using data from Shanghai Citizens Life Condition Survey, the author finds that current Shanghai residents' social stratification structure is far less an dive type but a typical pyramid type. The analysis based upon different time mobility tables shows that, over time, the father's social status has stronger correlation with the son's status. Meanwhile it appears certain boundaries among those strata, so that unskilled workers and agricultural laborers are more difficult to across the boundary and realize upward mobility. These trends may bring about certain risks to the modernization of Shanghai residents' social structure.

Career Decision and Income of "Double Migrant" Female Workers: Evidence from Beijing Migrant Survey

Li Qiang · 104 ·

"Double migration", the family migration and rural-to-urban migration of a migrant worker, has become a major trend of China's urbanization, and this also has a potential impact on those "double migrant" families, especially for the women in the family. In this paper, a framework of the New Family Economics is used to analyze female migrant worker's career decision and the factors influencing their incomes. The results of empirical study, base on data from a migrant worker survey in Beijing, imply that family migration faces a diminishing employment possibility for the female migrant workers. The availability of public services, such as pre-school education and skills training, helps to improve female migrant worker's job participation. In addition, job training and education have significant impact on female migrant workers' income.