

中国的城镇化和城乡收入差距^{*}

向书坚 许芳

内容提要: 本文基于空间视角,利用空间自相关分析方法和地理加权回归模型对中国城镇化、城乡收入差距的空间自相关性以及二者关系的阶段性、地区性差异进行探析。空间自相关分析发现,城镇化、城乡收入差距分别存在显著的空间正相关性,其自相关程度呈先增强后减弱趋势,华北、东北、华东地区和西北、西南地区分别形成不同特征的集聚区;地理加权回归研究发现,城镇化对城乡收入差距的影响表现出较强地区差异性,并在2012年呈现出“反向化”格局,东北、华北、华东地区城镇化的影响是积极的,而华中、华南、西北、西南地区城镇化的影响则转为消极。鉴于此,本文认为,在“新常态”下实施差异化和协同化的城镇化发展战略是促进城乡、区域协调发展的有效途径。

关键词: 城镇化; 城乡收入差距; 空间自相关; 地理加权回归

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-4565(2016)04-0064-07

Urbanization and Urban-rural Income Disparity in China

Xiang Shujian & Xu Fang

Abstract: From the spatial perspective, this paper studies the urbanization and the spatial autocorrelation of urban-rural income disparity using spatial autocorrelation analysis and GWR model. The results show that there is a significantly spatial dependency and a significant local clustering trend for China's urban employment ratio and urban-rural income disparity. GWR study results show that urbanization has a different impact on urban-rural income disparity in different regions or economic stages.

Key words: Urbanization; Urban-rural Income Disparity; Spatial Autocorrelation; GWR

一、引言

“十二五”时期以来,中国经济发展向“新常态”过渡,城乡收入差距过大、各地区城镇化水平发展不平衡是我国面临的重要问题。“十三五”时期将是全面建成小康社会的关键期,经济发展全面进入“新常态”,城乡、区域协调发展将成为经济发展的重要方向和引擎。本文以空间视角进一步研究城镇化对城乡收入差距的影响,对于推动城乡、区域协调发展具有现实意义。

从现有的研究来看,城镇化对城乡收入差距的影响表现在两个方面。城镇化进程中伴随着大批的农村劳动力向城镇流动,从而带动要素报酬均等化(Todaro, 1969^[1]),致使城乡收入差距减小,从这方面来看,城镇化会对城乡收入差距产生积极的作用。但是,从城市偏向的政策来看,城镇化则对城乡收入差距表现出不利影响。林毅夫和蔡昉等(1994^[2])、蔡昉和杨涛(2000^[3])等人研究指出,中国实施的工

业优先发展战略产生了一系列城市偏向政策,包括根源性的户籍制度、衍生性的就业和社会保障制度,以及城市偏向的宏观经济政策(陆铭和陈钊, 2004^[4];程开明, 2008^[5]),这些城市偏向政策直接导致城乡之间收入差距变大。

同时,由于不同经济发展阶段所实施的经济政策有异,城镇化对城乡收入差距的影响不同。1978—1993年间,中国生产力布局刚开始逐渐向沿海地区发展(辜胜阻和朱农, 1993^[6]),中西部地区城镇化进程仍十分缓慢。在此期间,进程缓慢的城镇化并未表现出更大的不利影响,城乡差距总体尚处于稳定阶段,城乡收入比年均仅增2%(齐红倩和席旭文, 2015^[7])。1995年以后,城镇化滞后于工业化的矛盾凸显,为解决这一问题,国家和各地方政府将推进城镇化建设、提高城镇化水平作为重要发展

^{*} 本文获2015年国家社会科学基金重点项目“政府部门资产负债核算研究”(15ATJ003)的资助。

战略和发展目标(李强和陈雨琳等,2012^[8]) ,这导致城市规模大范围扩张,房地产和基础设施建设投资大幅增加,常住人口城镇化率也因此得到切实提高。但是,地方政府往往以“土地城镇化”为目标取向,农业人口城镇化却很难实现(李尚蒲和罗必良,2012^[9]) ,这种忽略农村和农民的“粗放型”城镇化发展模式进一步加剧了城乡收入差距。

可见,在各种因素的综合影响下,中国城镇化发展对城乡收入差距的影响表现出一定的变化性,二者关系也因经济发展阶段或地区不同而表现出差异性,因此针对该问题的实证检验也尤为必要。

近年,有学者对城镇化和城乡收入差距关系的时空差异展开研究。曹裕等(2010)^[10]利用面板协整模型发现,城镇化会显著缩小城乡收入差距,并且这种效应有区域差异性。周少甫和亓寿伟等(2010)^[11]基于门槛面板模型研究发现,城镇化的影响具有门槛效应。丁志国和赵宣凯等(2011)^[12]建立空间面板计量模型分析得出,省际间的城镇化进程存在空间溢出效应,而且对城乡收入差距的正反两种影响取决于选择不同的政策路径。欧阳金琼和朱晓玲等(2015)^[13]通过变系数面板回归模型考察城镇化影响城乡收入差距的省级与年度差异,发现处于不同经济发展水平、不同城镇化水平、拥有不同农业劳动力资源与耕地资源的地区对其城乡收入差距的影响存在差异。齐红倩和席旭文(2015)^[7]则认为中国城镇化发展对城乡收入的影响呈现出短期扩大、长期缩小的态势,在经济发展的不同时期,其短、长期影响效果均表现出显著差异性。

已有成果为本文研究奠定了基础,但其局限性在于:所用方法忽略了空间相关性,可能导致模型存在偏误,解释能力不足;虽然丁志国和赵宣凯等(2011)^[12]采用了考虑空间相关性的SLM和SEM模型,增加了估计的准确性,但所估参数仍是一个不变常数,不能反映空间异质性;许芳(2015)^[14]虽然估计了局部的参数,但更侧重于门槛效应分析,未对空间相关性展开深入分析。为此,本文首先分别描述城镇化水平、城乡收入差距的空间自相关性,为建立空间模型的必要性提供支持;其次,利用考虑空间相关性的地理加权回归模型,探析空间地理关系作用下城镇化对城乡收入差距影响的空间异质性,并根据中国宏观经济运行的典型阶段,选取1985、1995、2005、2012年4

个重点年份代表经济发展的4个不同阶段,以考察城镇化和城乡收入差距的空间异质关系在不同时期的演变情况;最后,结合中国经济“新常态”、新布局 and 各地区发展现实,讨论差异化和协同化的城镇化策略。

二、样本选取、变量描述和研究方法

(一) 样本选取

本文研究的31个省区包括中国27个省份和4个直辖市,综合考虑地理和经济因素,采用华北、东北、华东、华中、华南、西北、西南7大分区方法对31个省区进行划分,以讨论7大分区层面上城镇化对城乡收入差距的影响。根据中国宏观经济运行的典型阶段,选取1985、1995、2005和2012年4个重点年份代表经济发展的4个不同阶段,利用这4个年份的数据对不同阶段城镇化与城乡收入差距的关系进行研究,其中,2012年代表中国经济进入“新常态”时期。本文所使用的相关数据主要来源于《新中国六十年统计资料汇编》、《中国劳动统计年鉴》及各省份统计年鉴。

(二) 变量描述

为研究城镇化对城乡收入差距影响的阶段性、地区性差异,首先要选择城乡收入差距和城镇化的代理变量,其次选取影响城乡收入差距的其他控制变量。

1. 城乡收入比。

考虑到中国各省区统计数据的收集情况,采用城乡收入比(*incr*)来衡量城乡收入差距,其定义为城镇居民人均年可支配收入与农村居民人均年纯收入的比值,比值越大说明城乡收入差距越大。

2. 城镇就业比。

本文用城镇就业比(*urr*)反映城镇化水平,其定义为城镇就业人口数占总就业人口数的比重。许多研究常用城镇常住人口比重或城镇户籍人口比重来反映城镇化水平,但是,城镇常住人口比重往往夸大了城镇化水平,而城镇户籍人口比重数据也不能准确反映城镇化水平,因此有些研究(陈斌开和林毅夫,2013^[15])采用城镇就业比来衡量城镇化水平,本文也如此处理。虽然城镇就业人口中也含有农民工,但城镇就业比在数值上通常要小于城镇常住人口比重,所以,采用城镇就业比来衡量城镇化水平,可以降低对城镇化率的夸大程度。

3. 其他变量。

根据城乡收入差距的相关理论,重工业发展战略、教育水平等因素都会对城乡收入差距产生影响,所以在实证检验中还将考虑以下几个变量。

(1) 工业部门的比较劳动生产率(comp)。本文用该变量来衡量重工业发展程度,定义第*i*个地区工业部门的比较劳动生产率为 $comp_i = (IND_i/GDP_i) / (LM_i/L_i)$,其中 IND_i 指第*i*个地区的工业增加值, GDP_i 指该地生产总值, LM_i 指工业部门就业人数, L_i 指总就业人数。工业部门的比较劳动生产率过大意味着产业结构中工业产值比重相对过高,而工业部门解决的就业却过少,这说明重工业优先发展程度过高。

(2) 普通高校在校生比重(edu)。该变量定义为普通高校在校生人数与年末总人口的比值,比值越大说明教育水平越高。

(3) 人均财政支出占比(fisd)。本文用该变量衡量财政分权程度,定义第*i*个地区的人均财政支出占比为 $fisd_i = (EX_i/P_i) / (EX_i/P_i + TEX/TP)$,其中 EX_i 指第*i*个地区的预算内财政支出, P_i 指该地区人口数,则 EX_i/P_i 表示该地区人均预算内财政支出, TEX 指全国预算内财政支出, TP 指全国人口数,则 TEX/TP 表示全国人均预算内财政支出。人均财政支出占比取值越大,说明财政分权程度越高。

(三) 研究方法

1. Moran's I。

该指数最初由 Moran(1955)^[16] 提出,用以测度某种属性的空间自相关性。设有 n 个空间区域 y_i 是第*i*区域的属性值, Z_i 是 y_i 的标准化值, w_{ij} 为空间权重,则 Moran's I 的定义为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n Z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

I 介于 $-1 \sim 1$ 之间,大于 0 为正相关,说明相邻区域有相似属性; $I < 0$ 为负相关,说明相邻区域有相异属性; $I = 0$ 为不相关。对空间权重矩阵 $W = (w_{ij})$ 按行和进行归一化处理,则处理后的权重为 $w'_{ij} = w_{ij} / \sum_{j=1}^n w_{ij}$,以 Z_i 为横坐标、 $\sum_{j=1}^n w'_{ij} Z_j$ (称为空间滞后值) 为纵坐标绘得 Moran 散点图,可直观分析局域空间集聚性。

2. 地理加权回归。

Brunsdon 等(1998)^[17] 开创的这种空间分析方法利用某一位置的相邻观测值作为权重,估计每一

个地理位置的回归系数,使得参数能够在空间视角下进行局部估计,对传统回归模型作出扩展。GWR 模型为:

$$y_i = \beta_0(s_i) + \sum_{j=1}^m x_{ij} \beta_j(s_i) + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, s_i 表示第*i*个样本点的空间坐标, $\beta_j(s_i)$ 表示第*j*个回归系数在第*i*个样本点处的值, $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$ 。若 $\beta_j(s_i)$ 在每个样本点处的值相同,则模型变为全局的 OLS 模型。

通过加权最小二乘法可获得第*i*个样本点处的回归系数估计,即

$$\hat{\beta}(s_i) = (X^T W(s_i) X)^{-1} X^T W(s_i) y \quad (3)$$

其中, $W(s_i) = \text{diag}(w_{ik})$ 为对角空间权重矩阵, w_{ik} 为空间权重。目前常用的空间权重有两种,一种是基于空间区域的邻接性,另一种是基于空间区域之间的距离(也称为空间距离权重)。常用的空间距离权重包括高斯距离权重、指数距离权重和三次方距离权重。本文在构造对角空间权重矩阵时采用高斯距离权重,即 $w_{ik} = \exp(-d_{ik}^2/2h^2)$,其中 h 称为带宽,常根据交叉确认法来确定。

对某个固定的*j*,常用 Monte Carlo 方法检验 β_j 随空间位置 s_i 变异的显著性,检验原假设为 $H_0: \beta_{1j} = \beta_{2j} = \dots = \beta_{nj}$,检验统计量为 $v_j = \sum_{i=1}^n (\beta_{ij} - \beta_{.j})^2/n$,其中 $\beta_{.j} = \sum_{i=1}^n \beta_{ij}/n$ 。另一种替代方法是将 $\sqrt{v_j}$ 与 OLS 回归中 β_j 的标准误差 $SE(\beta_j)$ 进行比较,若 $\sqrt{v_j} > SE(\beta_j)$,则说明 β_j 随空间位置 s_i 的变异性较为显著。

三、空间自相关性及其演变

利用 GeoDa 对城镇就业比和城乡收入比进行 Moran's I 分析,以探析其空间自相关性及局域集聚特征。GeoDa 提供三类空间权重:车(Rook)和后(Queen)邻接权重(contiguity weight)、k-最近邻居权重(k-nearest neighbors weight)及阈值距离权重(threshold distance weight)。本文选择了 7 种空间权重:邻接阶数(Order of contiguity)分别为 1、2、3 的后邻接权重、邻居数(Number of neighbors) k 分别为 4、5、6 的最近邻居权重和距离阈值(Threshold distance)为 150 万米的欧氏距离权重,基于 7 种空间权重计算 1985、1995、2005 和 2012 年中国省域城镇就业比和城乡收入比的全域 Moran's I,并进行显

著性检验。结果发现,基于邻居数为5的最近邻居权重(k_5)所刻画的空间相关性较为明显,所以本部分所报告的结果均基于 k_5 。

城镇就业比、城乡收入比各年的 Moran's I 均显著为正,即表现出显著的空间正相关性。相比之下,城镇就业比的 Moran's I 水平较低,而 pseudo p ^① 值却更大,其空间正相关性低于城乡收入比。

从趋势看, Moran's I 为“倒 V”型。1985 至 1995 年, Moran's I 呈增长趋势,说明城镇就业比、城乡收入比在地理上的正向集聚区域逐步扩展,空间相关性进一步增强;1995—2012 年, Moran's I 呈下降趋势,说明城镇就业比、城乡收入比在各地区内部发展不均衡,地理上局部差异性增加,相似性减弱。

城镇就业比、城乡收入比的 Moran's I 值均在 1995 年达到最大,在 2012 年则为最小,故以这两个年份为例分别分析其空间集聚特征及其变化情况。

从地区城镇就业比 Moran 散点图可以看出,在 1995 年的 Moran 散点图中,第一象限“高-高”集聚区包含 7 个省区(黑、吉、辽、京、津、晋、蒙),第三象限“低-低”集聚区包含 18 个省区(陕、甘、青、川、渝、云、贵、藏、豫、鄂、湘、皖、赣、苏、浙、闽、粤、桂);可见,除东北和华北外,其他大部分地区形成城镇就业比的低值集聚区。至 2012 年,“高-高”集聚区的省区增为 9 个(黑、吉、辽、京、津、沪、苏、浙、鲁),“低-低”集聚区减至 13 个(陕、甘、青、云、贵、藏、豫、鄂、湘、皖、赣、粤、桂),集聚区在地理上的分布有所变化,华东地区的苏、浙、鲁由“低-低”集聚区进入“高-高”集聚区。

从地区城乡收入比 Moran 散点图可以看出,在 1995 年,绝大多数散点位于第一、三象限,其中,“高-高”集聚区包含 13 个省区(陕、甘、宁、青、疆、渝、川、云、贵、藏、湘、琼、桂),“低-低”集聚区包含 14 个省区(黑、吉、辽、京、津、冀、晋、蒙、沪、苏、浙、闽、赣、鲁)。至 2012 年,“高-高”集聚区减至 10 个省(陕、甘、宁、青、疆、渝、川、云、贵、藏),“低-低”集聚区为 13 个省,局域集聚程度有所减弱,但集聚区的地理分布大致不变。

总之,局部地区因其地理特点、资源禀赋和发展历史相似,导致其城镇就业比、城乡收入比均表现出较强的集聚特征,华北、东北、华东地区形成以“高水平城镇化、低城乡收入差距”为特点的集聚区,西

北、西南区形成以“低水平城镇化、高城乡收入差距”为特点的集聚区。城镇就业比和城乡收入比都存在显著的空间自相关性,这也说明研究二者的时空差异关系时采用 GWR 是必要的。

四、城镇化对城乡收入差距影响的差异性分析

(一) 基于 OLS 回归的分析

以城乡收入比为被解释变量,以城镇就业比、工业部门的比较劳动生产率、普通高校在校生比重、地方人均财政支出占比为解释变量建立全域 OLS 模型。

$$incr_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot urr_i + \beta_2 \cdot comp_i + \beta_3 \cdot edu_i + \beta_4 \cdot fisd_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

回归结果列于表 1 中。

表 1 OLS 回归结果

变量	1985	1995	2005	2012
城镇就业比	-0.253 (0.584)	-2.098** (0.051)	-2.073** (0.045)	-1.874* (0.061)
工业部门的比较劳动生产率	0.279** (0.001)	0.276** (0.040)	0.285** (0.000)	0.019 (0.749)
普通高校在校生比重	-0.005* (0.054)	-0.007 (0.226)	-0.003* (0.098)	-0.002 (0.398)
人均财政支出占比	0.514 (0.256)	2.105** (0.045)	1.915** (0.024)	1.413 (0.139)
常数项	1.293** (0.000)	2.236** (0.000)	2.654** (0.000)	3.27** (0.000)
Adjusted R-squared	0.512	0.486	0.634	0.317
F-statistic	8.868	8.104	13.971	4.489

注:括号内数字表示 P 值,**表示在 5% 的显著性水平下显著,*表示在 10% 的显著性水平下显著。

城镇就业比的回归系数均为负,绝对值呈下降趋势,说明长期以来城镇化有效地控制了城乡收入差距,但 1995 年之后其影响程度却不断减弱。工业部门比较劳动生产率的系数在各年份均为正,仅在 2012 年不显著,这说明我国长期实施的重工业发展战略加剧了城乡收入差距,直至 2012 年其影响才有所减弱。普通高校在校生比重的系数均为负,但在 1995 年和 2012 年不显著,说明教育在不同程度上改善了城乡收入差距。人均财政支出占比的系数均为正,但在 1985 年和 2012 年不显著,说明 1994 年以后实行的财政分权制度不利于改善城乡收入差距。

① 对空间位置进行随机排列,从而模拟计算出全域 Moran's I 的 P 值,称为 Pseudo p 值。本文选择的排列次数(permutations)为 999,空间权重的构造基于 k_5 。

表2 不同年份、不同省区城镇就业比的回归系数

省区	不同年份的回归系数				省区	不同年份的回归系数					
	1985	1995	2005	2012		1985	1995	2005	2012		
东北	黑	-0.28	-1.22	-1.30	-0.69	华中	豫	-0.26	0.09	-1.22	-0.54
	吉	-0.27	-1.27	-1.24	-0.96		鄂	-0.25	0.44	-1.14	0.24
	辽	-0.27	-0.99	-1.18	-1.31		湘	-0.25	0.23	-1.19	0.77
华北	京	-0.27	0.15	-1.23	-2.10	华南	粤	-0.24	2.25	-1.15	1.11
	津	-0.27	0.38	-1.19	-2.03		琼	-0.23	1.27	-1.36	1.28
	冀	-0.27	0.22	-1.25	-1.58		桂	-0.24	-0.39	-1.49	1.17
	晋	-0.27	-0.66	-1.33	-1.08		西北	陕	-0.26	-3.01	-1.50
蒙	-0.27	-1.40	-1.43	-1.62	甘	-0.26		-4.57	-1.89	0.22	
华东	沪	-0.25	1.79	-0.92	-1.20	青	-0.27	-4.50	-2.07	-0.52	
	苏	-0.26	1.56	-0.99	-1.00	宁	-0.27	-3.87	-1.73	0.13	
	浙	-0.25	2.16	-0.92	-0.85	疆	-0.28	-3.31	-3.40	-5.25	
	皖	-0.25	1.37	-1.03	-0.67	西南	渝	-0.25	-3.72	-1.62	1.01
	闽	-0.24	4.18	-0.89	0.24		川	-0.25	-4.65	-1.82	0.69
	赣	-0.25	1.68	-1.04	0.30	贵	-0.25	-2.75	-1.60	1.08	
	鲁	-0.26	0.88	-1.13	-1.68	云	-0.24	-4.39	-1.91	0.79	
						藏	-0.25	-2.72	-2.83	-3.17	

(二) 基于 GWR 的分析

OLS 仅能反映全域城镇化的影响及其时间变化,而不能揭示局域城镇化影响的空间异质性,因此将 OLS 进行扩展,建立 GWR 模型。

$$incr_i = \beta_0(s_i) + urr_i \cdot \beta_1(s_i) + comp_i \cdot \beta_2(s_i) + edu_i \cdot \beta_3(s_i) + fisd_i \cdot \beta_4(s_i) + \varepsilon_i \quad (5)$$

下面利用软件 R 估计 GWR 中的回归系数,检验系数的变异性,并基于回归结果对城镇化影响的空间异质性进行分析。

1. GWR 回归结果。

根据软件 R 的计算结果,各年份 GWR 回归的全域 R 方依次为 58.5%、92.5%、75%、90.7%,而对应年份 OLS 回归中调整的 R 方分别为 51.2%、48.6%、63.4%、31.7%,可见,各年份 GWR 回归的拟合优度与 OLS 回归相比均有较大提高。考虑到本文的研究重点,仅在表 2 中列出城镇就业比的回归系数。

由表 2 可以看出,1985 和 2005 年各省区城镇就业比的回归系数全部为负值,可见这两个时期内城镇化对城乡收入差距表现出普遍的积极影响。但是,1995 和 2012 年部分省区的回归系数转为正,其他省区的回归系数仍为负,城镇化对城乡收入差距的影响方向表现出较强的地区差异性。具体而言:黑、吉、辽、晋、蒙、青、疆、藏的城镇化影响长期为负,且其影响程度基本呈逐步增强趋势;京、津、冀、沪、苏、浙、皖、鲁、豫城镇化的影响仅在 1995 年为正;闽、赣、鄂、湘、粤、琼分别在 1995 年和 2012 年为正;

桂、陕、甘、宁、渝、川、贵、云则仅在 2012 年为正。

2. 回归系数的变异性及检验。

分析 GWR 中城镇就业比回归系数的变异性及其显著性,相关结果见表 3。

表3 GWR 中城镇就业比回归系数的变异性及其显著性检验结果

统计量	1985	1995	2005	2012
$SE(\beta_1)$	0.457	1.028	0.986	0.958
$\sqrt{v_1}$	0.013	2.402	0.545	1.441
MC P	0.670	0.025	0.205	0.107

注: β_1 表示 OLS 中城镇就业比的回归系数, $SE(\beta_1)$ 表示其标准误差; $\beta_1(s_i)$ 表示 GWR 中城镇就业比的回归系数, $\sqrt{v_1}$ 表示其标准差; MC P 表示用 Monte Carlo 方法对回归系数的空间变异性进行显著性检验所得的 P 值,取空间位置的重排次数为 999。

从 MCP 看,城镇就业比回归系数的变异性仅在 1995 年和 2012 年显著或接近显著;同时从 $\sqrt{v_1}$ 的数值来看,城镇就业比回归系数的变异性在 1995 年达最大值,在 2012 年次之;对 $\sqrt{v_1}$ 与 $SE(\beta_1)$ 做比较发现,1995 年和 2012 年的 $\sqrt{v_1}$ 值均大于 $SE(\beta_1)$,这进一步说明城镇就业比回归系数的变异性在 1995 年和 2012 年显著变大。

3. 城镇化影响的差异性分析。

根据表 2 计算各地区城镇就业比回归系数的平均值,将其结果列于表 4,并在此基础上分析城镇化影响在 7 大分区层面上的差异性。新疆、西藏两省城镇就业比的回归系数分别与西北、西南地区其他省份的回归系数差异较大,所以本部分在分析西北、西南地区城镇化的影响时皆排除此二省。

表4 各年份城镇就业比回归系数的地区平均值

地区	1985	1995	2005	2012
东北	-0.27	-1.16	-1.24	-0.99
华北	-0.27	-0.26	-1.28	-1.68
华东	-0.25	1.95	-0.99	-0.70
华中	-0.25	0.25	-1.18	0.16
华南	-0.24	1.04	-1.33	1.19
西北	-0.27	-3.99	-1.80	0.10
西南	-0.25	-3.88	-1.74	0.89

注: 倒数第二行的数字表示排除新疆后西北地区各省城镇就业比回归系数的平均值, 倒数第一行的数字表示排除西藏后西南地区各省城镇就业比回归系数的平均值。

1985年, 各地区城镇就业比回归系数的平均值皆为相近的负值, 说明各地区的城镇化对城乡收入差距均产生了积极的作用, 但是由于城镇化进程缓慢, 城镇化水平普遍较低, 所以(城镇化)对城乡收入差距的作用力较小, 亦未表现出较大地区差异。

1995年, 随着经济逐步发展、城镇化进程逐步推进, 城镇化对城乡收入差距影响的地区差异性大大增加, 呈现“反向化”格局: 西北、西南、东北、华北地区城镇就业比的回归系数为负, 其城镇化有利于缩小城乡收入差距, 而华东、华南、华中的回归系数为正, 其城镇化不利于缩小城乡收入差距。在此期间, 中国经济发展重点为东南沿海地区, 在城市偏向的宏观经济政策作用下, 这些地区的城镇化反而加剧了城乡收入差距; 而广大西部地区城镇化步伐仍较缓慢, 大量劳动力外流使其收入大幅增加, 从而城乡收入差距得到改善。

2005年, 各地区城镇就业比回归系数的平均值皆为负, 呈现“同向化”局面。与1995年相比, 华东、华南、华中地区城镇化的影响由消极转向积极, 东北、华北地区城镇化的积极影响则进一步增强, 西南、西北地区城镇化影响仍是积极的, 但影响程度有所减弱。各地区城镇化对城乡收入差距均产生了积极的作用, 且影响程度呈“西北—西南—华南—华北—东北—华中—华东”递减格局。

至2012年, 华中、华南、西北、西南地区城镇化的作用由2005年的积极影响转为消极影响, 东北、华东地区城镇化的积极影响有所减弱, 华北地区城镇化的积极影响却有所增加, 再次出现“反向化”格局。东北、华北、华东经济基础好, 农业现代化水平高, 城镇基础设施、居住条件及公共福利水平较高, 因而其城镇化的发展有利于改善城乡差距, 而华中、华南、西北、西南大部分地区的城镇化发展仍处于“大城市偏好”的政府导向阶段中, “土地城镇化”是

主要目标取向, 而农业人口城镇化却很难实现, 同时“三农”长期难以解决, 因此城镇化并未使城乡差距得到明显改善。

五、结论与建议

本文基于空间视角, 利用空间自相关分析方法和地理加权回归模型对中国城镇化和城乡收入差距的空间自相关性和二者的关系进行研究。空间自相关分析发现, 城镇化和城乡收入差距存在显著的空间正相关性, 且相关程度呈先增强后减弱的趋势, 华北、东北、华东地区形成以“高水平城镇化、低城乡收入差距”为特点的集聚区, 西北、西南区形成以“低水平城镇化、高城乡收入差距”为特点的集聚区; 地理加权回归研究发现, 城镇化对城乡收入差距的影响表现出较强地区差异性, 至2012年经济进入“新常态”后, 在地理上呈现“反向化”格局, 华中、华南、西北、西南地区城镇化的影响转为消极, 东北、华东地区城镇化的积极影响有所减弱, 华北地区城镇化的积极影响却有所增加。鉴于实证研究结论, 本文认为, 在“新常态”下实施差异化和协同化的城镇化发展战略是有效缩小城乡差距、促进城乡和区域协调发展的有效途径。

1. 因地制宜, 发展特色城镇化。

由于地理特点、资源禀赋和发展历史存在差异, 各地区城镇化水平及其对城乡差距的作用一直表现出一定的地区性差异, 尽管这种差异性在经济逐步进入“新常态”后有所减弱, 但在一定程度上仍会长期存在, 因此, 各地区在实施城镇化战略时, 要注意遵循因地制宜的原则。目前, 华中、华南、西北、西南地区城镇化的影响转为消极, 东北、华东地区城镇化的积极影响有所减弱, 华北地区城镇化的积极影响却有所增加, 因此要根据当前形势下各地的现实情况, 发展特色城镇化, 具体而言就是要求: ①经济上, 积极融入“三大战略”, 发挥独特的地缘经济优势, 合理布局优势产业, 探索“互联网+”经济模式, 开辟特色城镇化道路。华中、华南、西北、西南地区尤其要注意加强基础设施建设, 切实解决“三农”问题, 发展特色农业经济模式。东北地区要加快产业转型, 华北、华东经济发达地区要大力发展高新技术产业和服务业, 发挥其经济优势和经济带动作用。②政策上, 要根据自身情况, 积极调整人口城镇化政策, 逐步建立符合自身情况的户籍、住房、社会公共

福利等制度。目前大规模城镇化进程和土地城镇化已趋于稳定,而将农民真正留在城里安居乐业,才是今后城镇化所要实现的目标,因此,在发展特色城镇化经济的同时,更要注意探索并建立特色化的、合理的人口城镇化政策,以有效解决城乡矛盾。

2. 加强分工合作,探索协同化发展的城镇化模式。

城镇化和城乡收入差距存在显著的空间正相关性,在经济进入“新常态”时期,空间相关性虽有所降低,但仍显著存在,同时,城镇化对城乡收入差距影响的空间差异性也有所减弱,这是区域发展由竞争转向协调的必然结果。由于地缘相近,局部区域内更具备协同作战的基础条件,所以在因地制宜的基础上,应注意实施区域内到区域间的协同城镇化,以此有效提高城镇化水平,进而改善城乡差距。实施区域协同城镇化就是要在经济上,各区域加强产业分工、合作与转型,整合、优化资源要素配置,实现优势互补,共同提升产业集聚能力,形成区域性城市群或城市带;在政策上,积极探索并尝试建立区域协调机制,在人口城镇化政策方面可以探索户籍制度、城镇住房与公共福利等方面的区域协同化模式。

参考文献

- [1] Todaro, Michael. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries [J]. American Economic Review, 1969, 59(1): 138-148.
- [2] 林毅夫,蔡昉,李周. 中国的奇迹:发展战略与经济改革[M]. 上海:上海三联书店、上海人民出版社,1994.
- [3] 蔡昉,杨涛. 城乡收入差距的政治经济学[J]. 中国社会科学, 2000(4): 11-22.
- [4] 陆铭,陈钊. 城镇化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(7): 50-58.
- [5] 程开明. 从城市偏向到城乡统筹发展—城市偏向政策影响城乡差距的 Panel Data 证据[J]. 经济学家, 2008(3): 28-36.
- [6] 辜胜阻,朱农. 中国城镇化的区域差异及其区域发展模式[J]. 中国人口科学, 1993(1): 7-16.
- [7] 齐红倩,席旭文. 中国城镇化为何背离缩小城乡差距目标?——基于中国经济不同发展阶段的差异性分析[J]. 南京社会科学, 2015(4): 7-14.
- [8] 李强,陈雨琳,刘精明. 中国城镇化“推进模式”研究[J]. 中国社会科学, 2012(7): 82-100.
- [9] 李尚蒲,罗必良. 城乡收入差距与城镇化战略选择[J]. 农业经济问题, 2012(8): 37-42.
- [10] 曹裕,陈晓红,马跃如. 城镇化、城乡收入差距与经济增长—基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 统计研究, 2010, 27(3): 29-36.
- [11] 周少甫,亓寿伟,卢忠宝. 地区差异、城镇化和城乡收入差距[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(8): 115-120.
- [12] 丁志国,赵宣凯,赵晶. 直接影响与空间溢出效应:中国城镇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.
- [13] 欧阳金琼,朱晓玲,王雅鹏. 城镇化影响城乡收入差距的时空差异分析[J]. 统计与决策, 2015(4): 108-111.
- [14] 许芳. 城市化和城乡收入差距的时空演变[J]. 上海经济研究, 2015(10): 114-120.
- [15] 陈斌开,林毅夫. 发展战略、城镇化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013(4): 81-102.
- [16] Moran P A P. A test for serial independence of residuals [J]. Biometrika, 1950b(37): 178-181.
- [17] Brunson C, Fotheringham S, Charlton M. Geographically weighted regression—modeling spatial non-stationarity [J]. The Statistician, 1998(47), Part3: 431-443.

作者简介

向书坚,男,1963年生,湖南洞口人,1997年毕业于中南财经政法大学统计与数学学院,获经济学博士学位,现为中南财经政法大学科研部部长,中南财经政法大学统计与数学学院教授、博士生导师。研究方向为宏观经济统计分析、国民经济核算、资源环境核算。

许芳,女,1981年生,河南邓州人,2008年毕业于中国科学院武汉物理与数学研究所,获理学硕士学位,现为中南财经政法大学2013级统计学专业在读博士研究生。研究方向为空间统计学、宏观经济统计分析。

(责任编辑:曹 斐)