

城市化进程、空间溢出效应与城乡收入差距 ——基于2002—2012年省级面板数据

王建康,谷国锋,姚 丽

(东北师范大学 地理科学学院,吉林 长春 130024)

摘 要:近年来,我国的城市化进程发展迅速,在促进了经济持续增长的同时却伴随着城乡收入差距的不断扩大。基于此,文章选取了2002—2012年我国30个省(市、自治区)的面板数据,通过空间自相关性检验和构建空间计量模型,从表征与保障两个方面考察了我国城市化进程对城乡收入差距的直接影响和间接影响(溢出效应)。结果表明:我国城乡收入差距具有明显的空间自相关性,虽然相关程度逐渐减小但仍非常显著;人口非农化、固定资产投资与政府能力对城乡收入差距存在消极影响,而产业结构、城市建设用地与人力资本对城乡收入差距具有积极影响,且均存在不同程度的空间溢出效应,即邻近地区的城市化进程会对本地区城乡收入差距产生影响。最后文章针对城市化进程中如何缩小城乡收入差距的问题提出了对策。

关键词:城市化进程;城乡收入差距;空间溢出效应;空间计量模型

中图分类号:F291.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)05-0055-12

一、引言及文献回顾

改革开放以来,随着经济的快速发展我国的城市化水平不断提高,三十多年来以年均1.02个百分点持续增长,至2013年城市化水平已达到53.7%。然而,由于改革开放初期实行的非均衡发展战略,城市化水平快速提高的同时地区收入差距也在不断扩大,以2012年我国城乡收入差距最大的贵州省为例,城镇居民可支配收入与农村人均纯收入比值达3.934,意味着城镇居民的收入是农民收入的近4倍,如此大的城乡收入差距严重阻碍了我国社会主义和谐社会的建设进程。

国外关于城乡收入差距的研究最早可追溯到Kuznets(1955),他提出随着经济的发展,收入差距会呈现先扩大后缩小的倒“U”形变动轨迹;Lewis(1954)提出了二元经济模型,对城市化进程中城乡收入差距的变化进行了介绍;Todaro(1970)认为城乡收入差距的存在会促使劳动力流动,并通过要素报酬的均等化来缩小收入差距。Bourguignon(1998)和Bleaney(2004)分别研究了区域收入的不均衡与经济发展和经济增长的关系。Chang(2002)对我国城乡收入差距扩大的原因进行了深入分析。进入21世纪以来,我国开始实行区域协调发展战略,如何在城市化水平与质量不断提高的前提下缩小区域间收入差距开始成为众

收稿日期:2014-11-20

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金项目(13YJA790155,11YJA790034);中央高校基本科研业务费专项资金项目(14ZZ2132)

作者简介:王建康(1986—),男,河南长垣人,东北师范大学地理科学学院,博士研究生;

谷国锋(1966—),男,吉林农安人,东北师范大学地理科学学院教授,博士生导师;

姚 丽(1986—),女,河南睢县人,东北师范大学地理科学学院,博士研究生。

多学者关注的话题。林毅夫(2003)和蔡昉(2003)认为我国的经济发展战略是城乡收入差距变动的原因。关于城市化与城乡收入差距的研究,主要存在两种不同的观点:第一种是城市化进程有助于缩小城乡收入差距;陆铭等(2004)、曹裕等(2010)都认为城市化进程对缩小城乡收入差距具有显著作用,且城市化是收入差距的格兰杰原因;周云波(2009)认为城市化是导致收入差距倒“U”形现象的主要原因。第二种观点是认为城市化水平的提高会扩大城乡收入差距;阮杨等(2002)认为我国的户籍制度是城乡收入差距扩大的重要原因;程开明等(2007)、刘维奇等(2013)认为城市化加剧了我国城乡收入差距;陈斌开等(2010)、丁志国等(2011)认为城市化水平并不是直接影响城乡收入差距,但可能会通过劳动力素质、生产力效率等来间接影响城乡收入差距。王雪霁(2013)对城市化进程影响城乡收入差距的理论机制做了深入分析。

此外,空间溢出效应也成为国内研究的热门话题,张学良(2012)基于空间溢出效应研究了交通基础设施与经济增长的关系问题,张浩然等(2012)研究了基础设施的溢出效应对全要素生产率的影响问题,齐昕(2013)基于城、市与城市化的视角研究了城市化经济发展的溢出效应。

两种关于城市化进程对城乡收入差距的影响的观点都具有很强的理论意义与实践意义,对我国城市化进程中所出现的正面与负面影响都进行了很详细的分析。从已有文献来看,大部分学者都是从经济、社会等方面来研究城市化与收入差距的关系,而较少人将空间因素纳入到模型中来,本文利用空间计量模型将空间要素纳入到二者关系的研究中,分析城市化的溢出效应对城乡收入差距的影响。此外,已有文献对城市化的描述多停留在单纯的农村人口的非农化,本文从城市化进程的表征与保障两个方面分析其对城乡收入差距的影响,其中表征包括人口的非农化过程、城市建设用地的扩张以及产业结构调整优化三个方面;城市化进程的保障包括人力资本水平、固定资产投资水平与政府支出能力三个方面。

二、空间计量模型的选取与设定

随着空间计量经济学的发展和以面板数据为基础的模型与方法的不断成熟,空间面板模型在我国区域经济发展问题中的应用也越来越多。

1. 空间面板模型

卢卡·安瑟林在早期对空间计量经济模型的研究主要是基于截面数据,他在 2008 年指出当观测个体之间存上空间依赖关系时,空间滞后(*Spatial lag*)以及空间误差项(*Spatial error*)可以包含在空间面板模型中,即基于面板数据的空间滞后模型(*Spatial Lag Model*, *SLM*)和空间误差模型(*Spatial Error Model*, *SEM*)。James 和 Kelly(2009)将空间滞后模型进行扩展,提出了空间杜宾模型(*Spatial Durbin Model*, *SDM*),该模型既包括了被解释变量的滞后项,又包括了解释变量的滞后项。但根据 Vega 和 Elhorst(2013)对溢出效应的定义,只有 *SLM* 与 *SDM* 能够体现区域的溢出效应。因此,本文只对空间滞后模型与空间杜宾模型进行描述。

空间滞后模型(*SLM*)指的是在模型中设置被解释变量的空间自相关项的回归模型,适用于研究当一个机构或地区的经济行为受其邻近机构或地区经济行为溢出影响的情形。具体模型形式如下:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \mu_i + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中: y_{it} 表示单元 i 在 t 时期的被解释变量(内生变量)($i=1,2,\cdots,N;t=1,2,\cdots,T$); x_{it} 表示 $1\times k$ 的解释变量(外生变量), β 为 x_{it} 相应的系数向量; $\sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt}$ 表示与单元 i 具有一定空间位置关系的被解释变量单元 y_{jt} 对 y_{it} 的作用,其中 w_{ij} 表示空间权重矩阵; ρ 是衡量在两个被解释变量相互影响的程度; ε_{it} 为随机误差项,服从独立同分布; μ_i 和 λ_i 表示在空间上和时间上的特定效应。

空间杜宾模型(SDM),即包括被解释变量空间滞后项的同时还包括解释变量的空间滞后项,其形式如下:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} + x_{it}\beta + \gamma \sum_{j=1}^N w_{ij}x_{jt} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: γ 与 β 相似,均为 $k\times 1$ 维向量。

2. 直接效应与间接效应

根据OLS模型,空间计量经济模型会有来自三方面的影响:内生影响、外生影响和误差项影响。而直接效应就是指内生变量对被解释变量的影响,间接效应(溢出效应)是外生变量对被解释变量的影响(Elhorst,2014)。^①

对直接影响和间接效应的计算是由James和Kelly(2009)提出的,使用如下分解公式:

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \cdots \quad (3)$$

通过预先设定方程右侧 W 和 ρ 的次数,能够避免矩阵 $(I - \rho W)^{-1}$ 繁琐的求逆矩阵过程,且可以更好体现每次抽样的直接效应与间接效应。

三、理论分析与变量选取

1. 城市化进程影响城乡收入差距的理论机制

城乡收入差距既可以说是城市化进程的原因,也可以说是其结果。城市化进程的表征体现在农村人口转化为非农人口、城市产业结构的调整与农业用地转化为非农业用地;保障体现在人力资本水平、城镇固定资产投资水平、政府协调能力等方面。

第一,改革开放以来,我国人口的非农化进程不断加快。城镇人口比重从1978年的17.9%增至2014年的54.8%,目前我国近7.5亿人为城镇人口。然而,关于城市化进程对城乡收入差距影响的研究,有的学者认为城市的高收入吸引农村劳动力流入城市,增加了城市劳动力数量,导致城市平均工资水平下降,即人口的非农化有利于缩小城乡收入差距(王春元,2014)。然而也有学者指出:由于我国严格的户籍管理制度,农村居民转为城市居民一般通过农地征用、户籍买卖以及城乡联姻等渠道(陆铭,2004)。这就意味着较为富裕的农民更有能力成为城镇居民,而被留下的农村居民其收入水平一般较低,因此人口非农化在统计意义上又导致了城乡收入差距的扩大。

第二,城市产业结构的调整作为城市化进程的一个表征对城乡收入差距同样起到重要的作用。随着经济发展,三次产业结构会由“一二三”的格局逐步升级为“三二一”的格局。因此,第二、三产业比重的增加能吸引较多的农村剩余劳动力,使农村居民的收入增加,在一定程度上会缩小城乡收入差距。然而,农村居民从事的工作多为产业链中利润较低的行业,与多数从事高附加值产业的城镇居民相比,农村居民收入是比较低的,这样城乡收入差距在

^①由于篇幅限制,详细的计算方法介绍见Elhorst(2014)。

客观上也可能是扩大的。

第三,土地由农转非是城市化进程的一个重要体现。土地农转非即利用属性为农业用地转变为城市建设用地或是农村集体用地转为国有的过程。其对城乡收入差距的影响同样存在两方面的作用:一方面,城市周边的农村通过土地属性的转变成为了城市,使得城市范围扩大,其经济溢出效应相应增强使较远的农村居民有更多机会进入城市工作,总体上会提高农民收入。另一方面,土地的价格随着经济发展水平的提高不断上涨,城市居民由于拥有快速增值的房产而获得较多收入,但是农村住宅一般无法快速升值,城市郊区的农业用地也往往以非常低廉的价格被征用,因此农村居民在财产性收入上与城市居民的差距越来越大。

第四,人力资本水平为城市化进程提供了智慧保障,同时对城乡收入差距也有一定影响。总体来看,我国城市的人力资本水平远远高于农村。不平衡的人力资本对城乡收入差距的影响是明显的。从近年来城乡居民的收入来源来看,城市居民的收入多以从事第二、三产业的工资为主,农村居民的收入一般以从事第一产业和其他非农业为主,而非农业收入一般包括乡镇企业、外出打工以及从事第二、三产业获得的收入。农村居民正是受限于低水平的人力资本而不得不从事知识含量较低的第一产业或技术工种,这可能导致城乡收入差距不断扩大。

第五,固定资产投资为城市化进程提供了资金保障,但数据表明固定资产投资中投入到城镇建设的数量占绝大多数。根据国家统计局官方数据,2013 年我国全社会固定资产投资中城镇固定资产投资比例占 97.63%,大量的城镇固定资产投资使更多企业选择在收益较多的城市,而农村在资本的城市化进程中常常被忽略进而导致农民的就业机会减少,使得农民与城市居民之间的收入差距逐渐扩大。

第六,政府为城市化进程提供了法律与政策保障。在确保城市化进程正常推进的同时还要协调城市与农村经济发展差距以保证社会的稳定与和谐。鉴于我国现阶段经济发展迅速,城市化进程步伐加快,而城乡收入差距却呈现扩大的趋势,因此政府在转移支付过程中会更多地向农村地区倾斜,来缩小农村与城市收入的差距,以实现社会的公平。

2. 变量选取与数据处理

城市化进程中的以上六个方面并非相互独立,而是有内在关联的。城市化进程首先体现为人口由农转非的过程,即农村人口通过不同途径由农村户籍变为城市户籍,使得城市人口逐渐增多;激增的人口对住房、医疗、教育及其他基础设施的需求也随之增强,城市必须向外扩张以获得更多土地来适应人口需求,土地的由农转非便应运而生;大量的农村人口进入城市需要就业,因此以劳动密集型产业为主的第三产业比重逐渐增大,产业结构随之调整;城市房地产、基础设施等建设需要大量投资来驱动,城市的投资(包括固定资产投资与人力资本投资)也会随着城市人口的增加而不断增多。然而,城市土地不断扩张与较高的资本水平反过来又会吸引更多农村人口不断迁入城市,加速人口的非农化进程。政府在其中起到了协调区域发展的作用。因此在内在机制上它们是相互促进、互为因果的。基于此,本文旨在研究我国现阶段的城市化进程对城乡收入差距的影响,既包括空间上的直接效应也包括区域溢出效应。根据对城市化进程与城乡收入差距的理解,本文选取了城市居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值作为被解释变量,选取人口的非农化、产业结构升级指数、城市建设用地比重作为城市化的表征变量,选取人力资本水平、城镇固定资产投资比例与政府支出能力作为城市化进程的保障变量。

表 1 空间计量模型变量的选取

变量分类	变量名称	变量解释
被解释变量	城乡收入差距(<i>gap</i>)	城市居民人均可支配收入/农村居民人均纯收入
城市化表征	人口非农化(<i>pop</i>)	城镇人口占总人口的比例(%)
	产业结构优化(<i>ind</i>)	产业结构升级指数
	城市建设用地比重(<i>land</i>)	各地区城市建设用地占总面积比重(%)
城市化保障	人力资本水平(<i>hum</i>)	各地区万人在校大学生数(人)
	城镇固定资产投资(<i>inv</i>)	城镇固定资产投资/全社会固定资产投资(%)
	政府支出能力(<i>gov</i>)	政府支出占 GDP 的比重(%)

本文选取 2002—2012 年我国 30 个省(市、自治区)(不包括西藏、台湾、香港和澳门)的面板数据,所用数据均来自历年《中国统计年鉴》和《中国城市建设统计年鉴》以及国家统计局官方网站。使用的软件为 *Matlab* 和 *Geoda* 的空间计量模型软件包。在数据处理上,固定资产投资采用 *Goldsmith* 的永续盘存法进行测算,产业结构升级指数采用李逢春(2012)的研究方法。

在空间权重矩阵的选择上,本文采用距离衰减函数来构建距离倒数空间矩阵与经济距离矩阵,通过计算各省区中心(以省会城市来体现)之间的距离衰减函数,然后以衰减函数的倒数作为空间权重。当然,地理因素并不是决定空间相关性的唯一因素,仅通过地理距离矩阵并不能全面解释地区间收入差距的相互依赖程度。因此,本文根据各地区经济发展水平在地理权重的基础上按人均 GDP 平均值所占比重加权,表示为地理距离权重矩阵与人均 GDP 所占比重对角矩阵的乘积。

四、实证结果分析

1. 空间计量模型的构建

为了测度城市化进程对城乡收税差距的直接效应与溢出效应,需要使用合适的空间面板模型。首先,本文基于我国 30 个省(市、自治区)的数据构建不含空间效应的传统计量模型:

$$gap_{it} = \alpha + \beta_1 pop_{it} + \beta_2 ind_{it} + \beta_3 land_{it} + \beta_4 hum_{it} + \beta_5 inv_{it} + \beta_6 gov_{it} + \mu_i + \lambda_i + \epsilon_{it}$$

(4)

式中: μ_i 和 λ_i 表示空间和时间特定效应,至于要选择固定效应还是随机效应,还需要进一步的检验。空间计量模型中的 SLM 和 SDM 能够体现出溢出效应,具体形式如下:

空间滞后模型(SLM):

$$gap_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^{30} w_{ij} gap_{it} + \beta_1 pop_{it} + \beta_2 ind_{it} + \beta_3 land_{it} + \beta_4 hum_{it} + \beta_5 inv_{it} + \beta_6 gov_{it} + \mu_i + \lambda_i + \epsilon_{it}$$

(5)

空间杜宾模型(SDM):

$$gap_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^{30} w_{ij} gap_{it} + \beta_1 pop_{it} + \beta_2 ind_{it} + \beta_3 land_{it} + \beta_4 hum_{it} + \beta_5 inv_{it} + \beta_6 gov_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} pop_{it} + \gamma_2 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} ind_{it} + \gamma_3 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} land_{it} + \gamma_4 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} hum_{it} + \gamma_5 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} inv_{it} + \gamma_6 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} gov_{it} + \mu_i + \lambda_i + \epsilon_{it}$$

(6)

2. 空间相关性检验

在构建空间计量模型之前,需要对被解释变量进行空间相关性检验,本文通过 *Moran* 指数来体现全局空间自相关和局部空间自相关,利用 *GeoDa* 软件计算的结果如下表所示:

表 2 城乡收入差距的 *Moran's I* 及相应的 *P* 值

年份	<i>Moran</i> 值	<i>Z</i> 值	<i>P</i> 值	年份	<i>Moran</i> 值	<i>Z</i> 值	<i>P</i> 值
2002	0.4945	6.2549	0.000	2008	0.4410	5.3453	0.000
2003	0.4234	5.2925	0.000	2009	0.4126	5.0340	0.000
2004	0.4157	5.1573	0.000	2010	0.4198	5.1123	0.000
2005	0.3975	4.8949	0.000	2011	0.4140	5.0606	0.000
2006	0.4249	5.2091	0.000	2012	0.4099	5.0256	0.000
2007	0.4357	5.3107	0.000				

从表 2 可以看出,2002—2012 年的 *Moran* 指数均大于 0.4(除 2005 年),且均通过了 1%显著性检验,说明从 2002 年以来我国的城乡收入差距具有明显的空间自相关性。即一个区的城乡收入差距会受距离较近地区的影响且影响非常明显。从数值演变来看,*Moran* 值呈现逐渐减小的趋势,从 2002 年的 0.4945 减小到 2012 年的 0.4099,自我国进入 *WTO* 以来,经济全球化使得各相邻地区的联系越来越紧密,地区经济发展受到国际经济局势变化的影响越来越大,而受其邻近地区的影响则逐渐减小。

3. 模型估计结果与分析

(1)空间面板模型估计结果

根据前文构建的空间计量模型,借助 *Matlab* 2014a 软件对模型进行估计且检验。本文运行了 *OLS* 估计和在两种空间权重矩阵(地理距离与经济距离)下的 *SLM*(空间滞后模型)和 *SDM*(空间杜宾模型)。

在空间模型估计之前先进行了 *OLS* 估计,并通过相关检验来选择合适的模型。从表 4 可以看出,*OLS* 估计的拟合优度为 0.6723,大部分变量都通过了显著性检验。人口非农化、固定资产投资与政府支出能力对城乡收入差距的影响为负,而产业结构、城市建设用地、人力资本水平的影响为正。残差的 *Moran's I* 为 0.0992 且拒绝原假设,与前文对城乡收入差距的空间相关性检验吻合。根据 *LM* 检验与 *Wald* 检验,统计量均通过了显著性检验,可以判定采用包含解释变量空间滞后项的空间杜宾模型是较优选择。从 *Hausman* 检验来看,统计量为 66.03 且拒绝原假设,可以判定固定效应要明显优于随机效应。

表 3 *LM* 检验与 *Hausman* 检验及相应概率值

检验	统计量	概率值	检验	统计量	概率值
<i>LMlag</i>	79.47	0.000	<i>Moran I</i> (0.0992)		0.000
<i>R-LMlag</i>	57.62	0.000	<i>Wald spatial lag</i>	46.33	0.000
<i>LMerr</i>	30.28	0.000	<i>Wald spatial error</i>	44.23	0.000
<i>R-LMerr</i>	8.43	0.004	<i>Hausman</i> 检验	66.03	0.000

表 4 给出了 *SLM* 与 *SDM* 基于地理距离矩阵和经济距离矩阵的估计结果以及相应的拟合优度。从拟合优度来看,两个模型的估计效果较 *OLS* 估计均有了较大改进,这说明加入了空间因素来分析城乡收入差距影响因素更加合理。估计结果显示:城乡收入差距不仅受本地城市化进程的影响,还受周边地区城乡收入差距与相关解释变量的影响。且在不同空间权重下,其影响程度也不一样。空间自相关系数(ρ)在两种模型下均正且均通过了显著性检验,说明被解释变量具有明显的溢出效应,即周边地区城乡收入差距对本地区收入差距具有较大影响。基于地理距离的空间溢出效应(0.5518、0.5188)总体上大于基于经济距离的溢出效应(0.5490、0.4220),说明城乡收入差距在地理空间上的相关性相对较大,距离较

近的地区的影响程度更大。根据迈克尔·波特的国家竞争优势理论,我国目前正处于要素驱动与投资驱动发展阶段,这主要得益于较发达的第二产业,新经济地理学认为距离较近地区的运输成本较低且损耗较少,因此基于地理距离的溢出效应大于经济距离是符合我国国情的。综合考虑拟合优度与对数似然值,基于经济距离的空间杜宾模型估计效果总体优于其他几个模型。

表 4 空间计量模型估计结果

变量	OLS	SLM		SDM	
		地理距离	经济距离	地理距离	经济距离
<i>pop</i>	-1.7214***	-0.2136**	-0.2518*	-0.1304*	-0.0432*
	(-13.0572)	(-2.1576)	(-1.6258)	(-1.8364)	(-1.6982)
<i>ind</i>	1.6565***	0.3998*	0.3980*	0.3681*	0.3596*
	(6.6749)	(1.8549)	(1.8302)	(1.7724)	(1.7000)
<i>land</i>	0.0061*	0.0124*	0.0126**	0.0228***	0.0266***
	(1.6324)	(1.9654)	(1.9785)	(2.6559)	(3.0690)
<i>hum</i>	0.0445	0.2159***	0.2310***	0.3135***	0.3616***
	(0.6385)	(3.4516)	(3.7098)	(3.8509)	(4.4443)
<i>inv</i>	-0.0271*	-0.0387*	-0.0444*	-0.0016	-0.0299
	(-1.5976)	(-1.8453)	(-1.7083)	(-0.0271)	(-0.4989)
<i>gov</i>	-0.0258***	-0.0133***	-0.0014***	-0.0102***	-0.0084***
	(-10.5705)	(-5.6148)	(-5.9886)	(-3.7546)	(-3.0082)
$W \times pop$				-1.3572*	-2.0715***
				(-1.9533)	(-2.8099)
$W \times ind$				0.5092	1.9356**
				(0.6722)	(2.3791)
$W \times land$				0.0950**	0.0407**
				(2.2317)	(1.9634)
$W \times hum$				-0.1947*	-0.3006*
				(-1.6947)	(-1.6937)
$W \times inv$				0.0822	-0.1567*
				(0.6492)	(1.8324)
$W \times gov$				-0.0004	-0.0178*
				(-0.0469)	(-1.7098)
ρ		0.5518***	0.5490***	0.5188***	0.4220***
		(7.5504)	(7.8742)	(5.5905)	(4.3315)
<i>R-squared</i>	0.6723	0.9682	0.9677	0.9694	0.9702
<i>corr-squared</i>	0.6662	0.3689	0.3711	0.4114	0.4509
<i>Log-L</i>	249.58	271.80	268.79	278.53	284.19

注：***，**，* 分别表示通过 1%，5% 和 10% 水平下的显著性检验。*corr-squard* (相关系数平方)，为真实值与拟合值之间相关系数的平方，是测度模型拟合效果的另一种指标。当模型中解释变量含有被解释变量的空间滞后项时，采用 R^2 更合理；如果没有，*corr-squard* (相关系数平方) 则更合理。

大量农村人口迁入城市变成非农人口是城市化进程最主要的特征,而受限于我国由来已久的户籍制度,人口非农化进而会影响城乡收入差距。从估计结果来看,人口非农化的估计参数为负且通过了显著性检验,这说明人口的城市化进程对缩小城乡收入差距具有较大影响,加入空间因素的估计参数总体上小于 OLS,说明在忽略空间因素的前提下 OLS 估计夸大了人口非农化的作用。国家统计局数据显示,2013 年我国农民工数量 2.69 亿,占全国

总人口的19.9%，其中外出民工 1.66 亿，占农民工总数的 61.7%，其中又有 1.3 亿农民工属于人在城市而家在农村。因此，大量的流动人口进入城市打工，总体上提高了城市劳动生产率而拉低了城市平均工资，又由于二元户籍制度，农民工的收入被算作农村居民收入。因此，在现阶段人口的城市化总体是缩小了城乡收入差距。在 SDM 结果中，人口非农化空间滞后项的估计参数为负且非常显著，说明周边地区的人口非农化对缩小本地区城乡收入差距具有明显作用，而且基于经济距离的影响程度（-2.0715）明显高于地理距离（-1.3572），说明人口在流动过程为了获得较高收入并不受地理距离的限制，经济发达地区更能吸引农村人口的流入。

产业结构对扩大城乡收入差距具有一定作用，城市的产业结构较为合理，居民收入大多来源于第二和第三产业，而农村的产业结构比较简单，第一产业占较大比重，而第一产业技术含量低且效率低下，这些因素会导致农村居民收入与城市相差甚大。从估计结果来看，产业结构基于地理距离（0.3998, 0.3681）与经济距离（0.3980, 0.3596）对扩大城乡收入差距的影响程度基本一样，这是由于人口流动已经不受距离的限制，大量中西部的农村居民流入东部沿海地区使得城市的产业结构随之转变。

土地的非农化在两个模型中的估计参数均为正，且大部分通过了显著性检验，说明现阶段土地由农转非的过程会扩大城乡收入差距。空间杜宾模型的估计参数（0.0228, 0.0266）总体大于空间滞后模型（0.0124, 0.0126），说明加入了解释变量滞后项后城市建设用地的扩张对城乡收入差距的影响更强。但由于土地要素具有不可移动且数量有限等特征，基于地理距离和经济距离的估计参数差距并不是太大。土地的城市化之所以扩大了城乡收入差距与土地集约节约利用程度和房地产市场是分不开的。城市土地高度集约导致其利用效率远高于农村土地，进而导致城市土地价格不断上涨，使得拥有城市房产的居民较容易获得很高收入。而农村土地一般以较低廉的价格被征收，且土地集约程度弱、土地利用效率低使得农村居民从土地中获得的收益与城市相比相差甚多。根据 SDM 估计结果，城市建设用地扩张对周边地区扩大城乡收入差距具有显著作用，且基于地理距离影响明显大于经济距离。

人力资本在两个模型中的估计参数为正值且均高度显著，说明人力资本对扩大城乡收入差距具有显著作用。从两个空间权重来看，基于经济距离（0.2310, 0.3616）人力资本对城乡收入差距的影响均大于地理距离（0.2159, 0.3135），这体现出经济发展水平较高的地区其本身人力资本水平较高且吸引外地人力资本的能力同样较强，地理距离对人才流动的限制已经减弱。前文分析了人力资本的二元性对城乡收入差距的影响，我国目前城市对人力资本的投入远大于农村，在收益方面，农村较高水平的人力资本又会受高水平工资与高质量生活吸引而逐渐流入城市。因而农村的人力资本只能维持在一个较低的水平，最终形成人力资本的“马太效应”，即水平高的地区与水平低的地区差距会越来越大，导致城乡收入差距也越来越大。根据 SDM 估计结果，人力资本水平的空间滞后项对周边地区城乡收入差距具有负面影响，即缩小了城乡收入差距，同样是经济距离高于地理距离。这得益于人力资本的溢出效应，由于人力资本可以自由流动且本身具有较高的知识或技能，知识和技能的溢出又会带动周边农村地区经济发展，从而缩小了城乡收入差距。

城镇固定资产投资对城乡收入差距的影响总体为负，且只有空间滞后模型下才通过 10% 显著性检验。固定资产投资是城市化进程的重要影响因素，其对缩小城乡收入差距具有一定促进作用，大量的投资会带来较多的就业机会，这成为农民工获取收入的有效渠道。SDM 估计结果显示，固定资产投资不仅对本地区缩小城乡收入差距具有一定作用，而且对

其周边地区同样具有负面影响。周边地区的投资越大,对距离较近的农村地区越具有吸引力,包括人口的跨省流动,比如广东省的各项投资不断吸引来自湖南南部、福建西南部以及江西南部的农村人口流入。

政府支出力度与产业结构也对城乡收入差距也具有明显的作用。政府的作用就是协调区域发展,其会对农村转移较多的转移支付以获得社会公平,估计结果显示政府支出力度在两个模型中均显著为负,且地理距离的影响(−0.0133、−0.0102)强于经济距离(−0.0014、−0.0084),这是因为政府只在自身管辖的行政区内协调区域发展,地理距离的作用自然就会更强。

(二)变量的直接效应与溢出效应

根据前文的估计,本文列出 *SLM* 与 *SDM* 在地理距离与经济距离权重矩阵下各变量的直接效应与间接效应(溢出效应),如表 5 所示。从表中可以看出,人口非农化具有显著的直接效应与溢出效应,即农村人口在由农村流入城市的过程中不仅对缩小本地区城乡收入差距具有显著作用,还对其周边地区缩小城乡收入差距具有促进作用,且基于经济距离溢出效应(−0.3064、−3.6504)明显强于地理距离的溢出效应(−0.2786、−2.8998)。产业结构的直接效应与溢出效应均为正值,其对扩大城乡收入差距具有一定影响,在影响程度上经济距离大于地理距离。土地非农化直接效应与溢出效应也通过了 10%显著性检验,其在扩大城乡收入差距上具有明显作用,特别是在地理距离下 *SDM* 模型的溢出效应最强(0.2219),前文已经分析了土地的城市化对城乡收入差距的影响,其不仅对扩大本地区城乡收入差距作用明显,而且对距离较近的地区的城乡收入差距扩大也具有很强的作用。人力资本在城市化进程中对城乡收入差距的影响较大,且其溢出效应明显,总体上基于经济距离的溢出效应程度大于基于地理距离的程度,这说明人力资本对城乡收入差距的影响不仅有直接的扩大作用,而且还对周边地区城乡收入差距的扩大具有明显影响。固定资产投资的直接效应与溢出效应总体表现为负值,即投资对缩小本地区与周边地区城乡收入差距具有一定作用,总体上两个空间权重的溢出效应相差不多。政府支出能力具有较显著的直接效应与溢出效应,总体对缩小城乡收入差距作用较大。

表 5 城市化进程的直接效应与溢出效应

变量	SLM(地理距离)		SLM(经济距离)		SDM(地理距离)		SDM(经济距离)	
	Direct	Indirect	Direct	Indirect	Direct	Indirect	Direct	Indirect
pop	−0.233*	−0.279*	−0.260*	−0.306**	−0.187*	−2.900**	−0.121*	−3.650**
	(−1.682)	(−1.735)	(−1.624)	(−2.106)	(−1.736)	(−2.030)	(−1.638)	(−2.661)
ind	0.402*	0.492	0.407*	0.489	0.398*	1.446*	0.442**	3.580**
	(1.770)	(1.493)	(1.865)	(1.598)	(1.846)	(1.625)	(2.052)	(2.518)
land	0.013*	0.016**	0.013*	0.015*	0.027***	0.222**	0.028***	0.091*
	(1.702)	(2.139)	(1.630)	(1.613)	(2.8395)	(2.201)	(3.248)	(1.964)
hum	0.226***	0.267***	0.238***	0.277***	0.312***	−0.067	0.358***	0.279*
	(3.423)	(2.882)	(3.833)	(3.145)	(3.743)	(−0.199)	(4.486)	(1.77)
inv	−0.040	−0.047*	−0.046*	−0.053*	0.005	0.160*	−0.028	0.266
	(−1.530)	(−1.679)	(−1.743)	(−1.625)	(0.082)	(1.652)	(−0.482)	(1.409)
gov	−0.014***	−0.016***	−0.015***	−0.017***	−0.011***	−0.011	−0.009***	−0.038*
	(−5.601)	(−3.373)	(−5.946)	(−3.496)	(−3.768)	(−0.648)	(−3.136)	(−2.004)

注:同表 4。

五、结论与对策建议

近十几年来,我国的城市化进程以较快的速度发展,并在很大程度上促进了我国经济的持续增长。然而,在经济不断增长的同时是农村与城市居民收入差距的不断扩大。自党的十六大以来,我国实施区域协调发展战略,不仅要求在东、中、西三大地带协调发展,还要求城市与农村协调发展,而城乡收入差距的扩大成为了构建社会主义和谐社会的巨大阻力。本文基于城市化进程的表征与保障两个方面,其中表征包括人口非农化、产业结构调整与城市建设用地扩张;保障包括人力资本水平、固定资产投资水平与政府支出能力,选取了 2002—2012 年我国 30 个省(市、自治区)的面板数据,通过对城乡收入差距的空间相关性进行检验,选择空间计量经济模型检验了我国城市化进程对城乡收入差距的影响,并通过直接效应与间接效应(溢出效应)来分析本地城市化与邻近地区城市化对城乡收入差距的影响。

通过实证检验,得出以下主要结论:第一,我国的城乡收入差距具有明显的空间自相关性,自 2002 年以来相关性有所减弱,但仍非常显著。第二,我国的城市化进程是一把“双刃剑”,其对城乡收入差距的影响有正有负。其中人口非农化、固定资产投资与政府支出能力主要起到了缩小收入差距的作用,而产业结构、城市建设用地的扩张与人力资本水平对扩大收入差距具有正向作用。地理距离与经济距离空间矩阵在不同模型下对各变量的估计效果也有所不同,土地非农化、固定资产投资与政府支出能力受地理距离的影响更大,而人口非农化、产业结构与人力资本则受经济距离影响较大。第三,城市化进程的六个方面对城乡收入差距的影响具有一定的溢出效应,一是城乡收入差距本身的正向溢出效应明显;二是,人口、政府能力与固定资产投资的直接效应与溢出效应总体为负;三是产业结构、土地与人力资本均为正向溢出。

城乡收入差异会在城市化进程的不同阶段呈现出不同的程度,就现阶段来看,我国正处于全面建设小康社会,构建社会主义和谐社会的关键时期,必须在城市化快速发展的同时不断缩小城乡收入差距。首先城市化在发展路径上应摒弃单一的建设用地扩张,加大发展服务业和劳动密集型产业的力度,以使更多农村剩余劳动力实现就地城市化;其次,根据估计结果,人力资本现状对扩大城乡收入差距作用明显,政府应加大对农村人力资本的投资力度,使农村人口的文化、教育程度得到质的改善,这样才能让农村人口从事更多高收入行业以缩小城乡收入差距;再者,我国各地区城市化进程存在明显差异,且具有一定的溢出效应,各地区应加大城市与农村的联系强度,使城市带动农村发展。此外,由于我国城乡收入差距较大的地方都处于西部地区,西部省份应加强与其他地区之间的联系,发挥比较优势,最终实现和谐社会。

主要参考文献:

- [1]蔡昉.城乡收入差距与制度变革的临界点[J].中国社会科学,2003,(5):16—25.
- [2]曹裕,陈晓红,马跃如.城市化、城乡收入差距与经济增长——基于我国省级面板数据的实证研究[J].统计研究,2010,(3):29—36.
- [3]陈斌开,林毅夫.重工业优先发展战略、城市化和城乡工资差距[J].南开经济研究,2010,(1):3—18.
- [4]程开明,李金昌.城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析[J].数量经济技术经济研究,2007,(7):116—125.
- [5]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.

- [6]李逢春.对外直接投资的母国产业升级效应——来自中国省际面板的实证研究[J].国际贸易问题,2012,(6):124—134.
- [7]林毅夫,刘明兴.中国的经济增长收敛与收入分配[J].世界经济,2003,(8):3—14+80.
- [8]刘维奇,韩媛媛.城市化与城乡收入差距——基于中国数据的理论与经验研究[J].山西财经大学学报,2013,(5):24—33.
- [9]陆铭,陈钊.城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J].经济研究,2004,(6):50—58.
- [10]齐昕.城市化经济发展溢出效应的实证研究——基于城、市和城市化的视角[J].财经研究,2013,(6):84—92.
- [11]阮杨,陆铭,陈钊.经济转型中的就业重构与收入分配[J].管理世界,2002,(11):50—56.
- [12]王春元.城市化对城乡居民收入的影响[J].城市问题,2014,(2):2—7.
- [13]王雪霏.城市化影响城乡收入差距的机制研究[J].财经理论研究,2013,(5):32—41.
- [14]杨德才.论人力资本二元性对城乡收入差距的影响[J].当代经济研究,2012,(10):69—74.
- [15]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.
- [16]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出效应[J].中国社会科学,2012,(3):66—77.
- [17]Anselin L. Spatial econometrics: Methods and models [M]. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [18]Bourguignon F, Morrisson C. Inequality and development: the role of dualism [J]. Journal of Development Economics, 1998, 57(2): 233—257.
- [19]Bleaney M, Nishiyama A. Income inequality and growth: Does the relationship vary with the income Level [J]. Economics Letters, 2004, 84(3): 349—355.
- [20]Chang G. The cause and cure of China's widening income disparity [J]. China Economic Review, 2002, 13(4): 335—340.
- [21]Elhorst J P. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels [M]. New York: Springer, 2014.
- [22]James P L, Kelly P R. Introduction to spatial econometrics [J]. Boca Raton, US: CRC Press Taylor&Francis Group, 2009.
- [23]Kuznets S. Economic growth and income inequity [J]. American Economic Review, 1955, 45(1), 1—28.
- [24]Lewis W A. Economic development with unlimited supply of labor [J]. The Manchester School of Economic and Social Studies, 1954(22): 139—191.
- [25]Vega S H, Elhorst J P. On spatial econometric models, spillover effects, and W [R]. 53rd ERS conference, Palermo, 2013.

Urbanization, Spatial Spillover Effects and Urban-rural Income Gap in China: Based on Provincial Panel Data from 2002 to 2012

Wang Jiankang, Gu Guofeng, Yao Li

(School of Geographical Sciences, Northeast Normal University, Changchun 130024, China)

Abstract: In recent years, the development of urbanization is rapid in China, leading to sustainable economic growth, but constantly enlarging income gap between urban and

rural areas. This paper selects the panel data of 30 provinces, municipalities or autonomous regions in China from 2002 to 2012, and estimates the direct and indirect effects (spillover effects) of urbanization on the income gap between urban and rural areas from the perspectives of superficial characteristics and security of urbanization, through spatial autocorrelation test and the establishment of spatial econometrics models. It comes to the results as follows: firstly, the income gap between urban areas and rural in China is obviously featured by spatial autocorrelation; and the related degree decreases constantly, but it is still very significant; secondly, population urbanization, fixed asset investment and government capability have negative impacts on the income gap, while industrial structure, urban construction land use and human capital have the positive influences; they have spatial spillover effects in different degrees, namely urbanization in adjacent areas has different effects on local urban-rural income gap. Through the empirical analysis, this paper puts forward corresponding countermeasures about the reduction in the urban-rural income gap in the urbanization process.

Key words: urbanization; urban-rural income gap; spatial spillover effect; spatial econometrics model

(责任编辑 石头)

(上接第 41 页)

tor into technology efficiency index and technology progress index, and employs the Malmquist productivity index to measure three efficiency indexes of medical and health services supplied by local governments, taking health sector as an example. Finally this paper takes fiscal decentralization as a threshold variable to establish a panel threshold regression model which is used to examine the inverted U-shape relationship between fiscal decentralization and the supply of medical and health services. It reaches the following results: firstly, when fiscal decentralization is located in the first and second districts, namely the decentralization level is lower than 0.5263, the increase in fiscal decentralization is conducive to the improvement of the supply efficiency of medical and health services; but while the decentralization level is between 0.3643 and 0.5263, the incentive effect of fiscal decentralization on the supply efficiency of medical and health services decreases; secondly, when fiscal decentralization enters the third district, namely the decentralization level is higher than 0.5263, there is a negative relationship between fiscal decentralization and the supply efficiency of medical and health services, namely the increase in fiscal decentralization is not beneficial to the supply of medical and health services instead; thirdly, the inverted U-shape relationship between fiscal decentralization and the supply of medical and health services mainly depends on the effect on technology progress of the supply of medical and health services.

Key words: fiscal decentralization; public sector efficiency; supply of medical and health services; panel threshold regression model

(责任编辑 许 柏)