

中国新型城镇化进程中城乡收入差距的影响研究

丁焕峰,刘心怡

(华南理工大学 经济与贸易学院 广东 广州 510006)

摘要: 本文基于新经济地理学框架推导出城乡劳动力、资本投资、市民化缺口等因素对城乡收入差距具有重要影响,随后采用静态及动态空间面板计量方法进行实证检验。结果表明我国城乡收入差距具有显著的空间溢出效应,新型城镇化战略的实施对缩小城乡收入差距已具有一定效果。其中,城镇资本投资和劳动力流动是影响我国城乡收入差距的最重要因素,此外城市建设、教育和科技等措施也具有一定的影响,但作用较小。

关键词: 新型城镇化;城乡收入差距;作用机制;新经济地理;动态空间面板

文献标识码: A **文章编号:** 1002-2848-2017(02)-0011-10

一、引言

缩小城乡收入差距已成为我国维护社会和谐稳定的重点工作之一。随着城镇化与工业化的不断推进,我国经济迅速增长,但在已有城镇化背景下,城乡收入差距扩大、城中村、留守儿童等社会问题日益突出,现有城镇化发展模式亟需调整。新型城镇化这一概念最早是伴随着党的十六大“新型工业化”战略出现,党的十八大明确提出“新型城镇化”概念,2014年国务院印发《国家新型城镇化发展规划(2014-2020年)》,提出“以人为核心”的城镇化,2015年12月中央城市工作会议提出城市建设成为现代化建设的重要引擎,继续坚持以人为本的发展方针,尊重城市发展规律,统筹空间、规模、产业三大结构。以人为核心,新型城镇化面临的首要问题便是民生问题,能否实现城乡收入差距的缩小是民生问题的重点。为此,本文从新型城镇化政策的推行出发,基于空间经济模型探讨缩小城乡收入差距的路径,并利用统计数据检验其在新型城镇化背景下的有效性,并进一步分析其作用方式。

本文基于空间经济学的理论模型进行城乡收入差距的路径分析,跳出以实证为主的研究框架,为缩小我国城乡收入差距提供新的视角。首先基于空间经济学LS模型搭建城乡二元结构的一般框架,构造城乡收入差距表达式,从理论上推出城乡收入差距的影响因素,再利用空间计量方法,通过静态及动态空间面板回归,估计各影响因素在短期和长期作用效果,对理论模型进行检验。

二、文献综述

我国收入差距不断扩大的总体趋势已获得学界的普遍认同^[1-2],城乡收入差距为不平等的主要因素^[3],但由于灰色收入的存在及估计方法的误差,城乡收入差距可能存在一定低估^[4]。对于城乡收入差距的成因,学界采用不同计量方法,如VAR模型^[5-6]、面板回归^[7-9]、空间计量模型^[10-12]等,针对不同地区不同时期进行了实证分析,认为我国城乡收入差距的扩大主要是由于优先发展重工业的战略及其衍生的一整套政府干预政策所导致的城市偏向政策,同时严格户籍制度限制了要素流动,形成城乡

收稿日期:2017-01-04

作者简介:丁焕峰(1970-),湖北省孝感市人,华南理工大学经济与贸易学院教授,博士生导师,研究方向:区域经济与城市发展、经济地理学、创新经济与产业发展;刘心怡(1990-),安徽省淮南市人,华南理工大学经济与贸易学院博士研究生,研究方向:区域经济与城市发展。

本刊网址: <http://jjkx.xjtu.edu.cn>; <http://www.ddjkkx.cn>

11

二元结构^[7, 13-17]。在城乡收入差距的其他影响因素方面,研究发现城镇化^[18-19]、劳动力迁移^[20-21]、财政分权^[11-22]、金融发展^[23-24]、物质和人力资本^[25-27]等要素均对城乡收入差距具有影响作用,进而提出了一系列缩小城乡收入差距的措施,鉴于研究数据、方法等不同,各要素的影响方向尚未形成统一结论。

在实证研究的基础上,学界开始进一步探究城乡收入差距影响因素的作用机制,按照以传统经济均衡为基础还是以空间分布为基础逐渐形成了两个主要研究方向。以传统经济理论为基础,主要考察经济系统的均衡。从要素流动角度出发,基于刘易斯的二元经济结构理论,构建工业和农业的二元古典模型,认为劳动力在城乡间的流动影响了收入分配,当流动数量超过一定阈值时,城乡收入差距将扩大。随后部分研究将瓦尔拉斯一般均衡理论引入模型,逐步构建两部门^[28-29]、三部门^[30-31]的一般均衡模型,来分析政策对城乡收入差距的影响。该方向忽视了要素在城乡间的空间分布,缺乏对空间维度的考察。另一方向主要起源于早期以杜能、塔勒和韦伯为代表的区域经济学,其特点为充分考虑了运输成本及区位在城乡分布中的重要作用,但在经济学论证方面尚不够充分。随后,克鲁格曼于90年代构建了基于DCI框架的“中心-外围”模型^[32],将经济理论与区位要素进行了充分结合。之后,新经济地理学将二者有机结合,讨论了区位引致的聚集力和分散力相互作用形成的收入差距^[32],随后学者们又进一步对其进行了发展和补充。从微观企业角度出发,分析不同区域结构的形成机制,企业集聚产生的本地市场效应和价格指数效应共同作用,循环累积,扩大了区域间的收入差距,而竞争引致的拥堵效应则对收入差距具有缩小效应,随后学者们又进一步对空间经济学进行了发展和补充^[33-35]。

从目前我国已有研究来看,大多从传统经济学视角来分析城乡收入差距,较少涉及空间要素^[36-37],在结合我国实际数据检验时,同样缺乏对政策的空间效应和时滞效应的考量,由此,本文尝试采用空间分析方法,从政策实施效率的视角来看城乡收入差距影响因素的作用机制,首先将空间要素纳入理论分析框架,其次利用静态和动态空间计量分析,试图寻找针对性政策及实施重点。

三、理论模型

本文以新经济地理学局部溢出模型为基础,结合我国实际情况,构建城乡收入差距影响因素模型,探究新型城镇化道路对缩小城乡收入差距的作用。具体模型构建如下:

(一) 基本假设

我国城乡的划分以行政地域为基础,按照国家统计局《统计上划分城乡的规定》,城乡是按照市镇建制的规定和现行的行政区划为依据,将我国地理区域划分为城镇和乡村,因此,我国的城乡并不等同于农业地区和非农业地区,城乡均存在着农业活动及非农业活动。为简化分析,我们假设城乡居民具有相同的消费者偏好,均不储蓄。

城乡均进行农业生产和非农业生产(农村用上标*来表示),使用劳动力(L)和资本(K)作为生产要素,目前我国农业生产机械化水平较低,主要依靠劳动力,为劳动密集型产业,工业部门多依靠资本投入,为资本密集型产业,因此我们假设农业部门生产仅使用劳动力进行生产,工业部门使用劳动力和资本两种要素,为简化分析,每个企业生产单一产品,采用一单位资本作为固定成本,使用劳动力作为可变成本。由于我国户籍制度的严格限制,短期内劳动力不可在城乡间流动,同样资本所有者不可流动,资本的收益将返回资本所有者所在地进行消费。农业与工业生产产品均为最终产品,农业部门为完全竞争市场结构,规模收益不变,生产同质化产品,仅使用劳动力要素,工业部门为垄断竞争市场结构,规模收益递增,市场内存在多个企业生产异质品,假设农产品在城乡间流动无成本,工业品在城乡间流动存在冰山成本(τ)。

(二) 城乡收入差距

短期均衡时,产品市场和要素市场均实现供需平衡,农产品价格及劳动力工资相等, $P_A = P_A^* = w_A = w_A^* = w_L$ 。

工业品市场实现供需均衡时,企业生产同时满足城乡需求, $x_i = c_i + \tau c_i^*$,企业*i*的资本收益函数为:

$$\pi = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E^w}{n^w} \left[\frac{s_E}{s_n + \phi(1-s_n)} + \phi \frac{1-s_E}{\phi s_n + (1-s_n)} \right]$$

这里 $c_i(c_i^*)$ 为城市(农村)工业品需求, E^w 代表城乡总支出, $s_E = E/E^w$,表示城市居民支出占总

支出比重 $1 - s_E$ 表示农村居民支出占总支出的比重, $\phi = \tau^{1-\sigma}$ 表示贸易成本。每生产一单位工业品使用一单位资本, 因此 $n^w = K^w$, 将城乡资本收益简化为:

$$\pi = b \frac{E^w}{K^w} B \quad B = \frac{s_E}{\Delta} + \phi \frac{1 - s_E}{\Delta^*} b = \frac{\mu}{\sigma}$$

$$\pi^* = b \frac{E^w}{K^w} B^* \quad B^* = \phi \frac{s_E}{\Delta} + \frac{1 - s_E}{\Delta^*} b = \frac{\mu}{\sigma}$$

$$\Delta = s_n + \phi(1 - s_n) \quad \Delta^* = \phi s_n + (1 - s_n)$$

城市总支出占城乡总支出的比重为:

$$s_E = \frac{s_K b \phi}{\Delta^* (1 - s_K b n)} \frac{(1 - b) A s_L L^w - (g + \delta) s_K}{A(L^w - m) (1 - s_K b n)}$$

$$m = (g + \delta) \left(\frac{s_K}{A} - \frac{1 - s_K}{A^*} \right) \quad n = \frac{1}{\Delta} - \phi \frac{1}{\Delta^*}$$

这里 s_L 、 s_K 分别表示城市初始劳动力和资本占城乡总劳动力和资本的比重。

按照模型假设, 短期内城乡间资本流动, 资本所有者不流动, 资本要素收益返回到所有者所在地进行消费, 资本视为知识资本。回归到现实角度, 由于城市高工资的吸引, 农村有相当数量的劳动力进城务工, 从事工业服务业生产, 而由于户籍制度的限制, 无法获得与城市居民相似的生活条件, 因此选择将大部分的收入返回农村进行消费、建房, 我们将这部分流动的农民工视为人力资本, 作为资本流动的一部分。

假设农村地区有 ε 的资本被吸引到城市地区, $\varepsilon = s_K^* - s_n^*$, 我们将 ε 定义为市民化缺口。城乡收入为要素收入之和, 人口为劳动力与资本所有者之和, 为简化分析, 我们将城乡总支出 E^w 及总资本 K^w 标准化为 1, 城乡人均收入分别为:

$$y = \frac{w_L s_L + \pi s_K}{s_L + s_K}$$

$$y^* = \frac{w_L s_L^* + \pi^* s_n^* + \pi (s_K^* - s_n^*)}{s_L^* + s_K^*}$$

城乡收入差距为:

$$y - y^* = (p - q) w_L + (q - p) \pi + t(\pi - \pi^*)$$

$$p = \frac{s_L}{s_L + s_K} \quad q = \frac{s_L^*}{s_L^* + s_K^*} \quad t = \frac{s_K^* + \varepsilon}{s_L^* + s_K^*}$$

代入 B 、 B^* 、 ε , 最后得到城乡收入差距的表达式:

$$y - y^* = (p - q) w_L + \frac{bt}{\Delta \Delta^*} \left[(1 + \phi) \left(s_E - \frac{1}{2} \right) \right]$$

$$- (1 - \phi) \left(s_K + \varepsilon - \frac{1}{2} \right) \left] + \frac{(q - p)b}{\Delta \Delta^*} \left[\phi (s_K + \varepsilon) + (1 - s_K - \varepsilon) (\phi^2 - \phi^2 s_E + s_E) \right]$$

(三) 城乡收入差距影响因素的作用机制

由上式看出, 影响城乡收入差距的直接因素有城乡劳动力比重 (s_L 、 s_L^*)、城乡资本投资的比重 (s_K 、 s_K^*)、市民化缺口 (ε) 以及城乡贸易自由度 (ϕ)。为了直观显示各影响因素对城乡收入差距的影响, 本文利用数值模拟的方法, 控制其他变量, 模拟各因素的影响结果。

1. 参数设置

总支出中对工业品的支出份额 (μ): 按照总支出与总收入相等的原则, 我们将总支出对农业品和工业品的支出转化为第一产业及第二产业的增加值的比值, 2014 年我国第一产业增加值为 58336.05 亿元, 第二产业增加值为 271764.48 亿元, 因此我们将 μ 设为 0.82。

工业品替代弹性 (σ): 工业品之间替代弹性越小 (工业品之间的差别化程度越大), 则随着工业品种类的增加, 价格指数下降幅度也越大, 据已有研究对工业制造业 8 大类贸易品与非贸易品的测算^[38], 综合各类别估算结果, 我们将 σ 设为 5。

资本折旧率 (δ): 关于资本折旧率, 国内外文献估值多为 5% ~ 10% 以内^[39], 由资本品平均寿命和财政部建议的残值率估算, 资本折旧率约为 10%, 因此 δ 取值为 0.1。

经济增长率 (g): 采用我国 GDP 增长率来近似代替, 近几年我国 GDP 增速维持在 8% 左右, 取值 0.08。

劳动力工资水平 (w): 劳动力工资水平可视为非技能劳动力工资水平, 这里隐含了一个约束条件, 按照二元经济理论, 农业部门剩余劳动力向工业部门转移促进了工业部门的产生和发展, 若劳动力工资水平高于资本收益, 则缺乏工业部门发展的基础, 因此均衡时劳动力的工资水平应当低于资本收益水平。我们通过模拟调试, w 取值 0.03。

冰山成本 (τ): 由于缺乏商品运输成本的直观数据, 考虑价格可在一定程度上反映成本, 我们选用城乡商品零售价格来代替, 经折算, τ 取值为 1.2。

市民化缺口 (ε): 2014 年按照常住人口统计城镇人口比重约为 55%, 按照户籍人口统计非农业人口比重约为 37%, 因此取值为 0.18。

城市资本投资(s_K)和城市劳动力比重(s_L):结合我国实际情况,城市地区资本投资较高,农村地区产业发展较为落后,劳动力比重较大,因而设有: $s_K = 0.6$, $s_L = 0.4$ 。

2. 模拟结果

城乡收入差距的数值模拟结果如图 1:

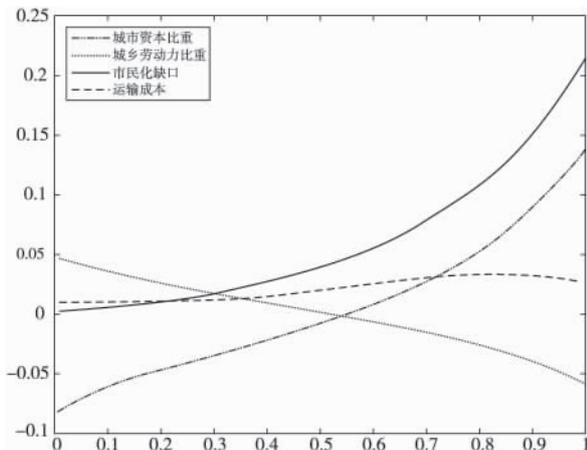


图 1 城乡收入差距影响因素作用图

由图 1 看出,我国城镇资本比重上升,城乡收入差距将扩大,市民化缺口增加,城乡收入差距扩大,城镇劳动力比重上升时,城乡收入差距减小,运输成本越大,城乡收入差距先增加后减缓。

3. 我国城乡收入差距作用机制

长期的城市偏向政策和严格的户籍限制,造成了我国城乡发展基本现状,即资本在城市聚集,劳动力在农村聚集。在城乡发展过程中,资本的收益较高,工业品规模效益递增,资本在城市产生的聚集效益使得城市的发展要远快于农村,造成城乡发展不平衡。同时,较高的收益促使农村的资本和劳动力进一步向城市聚集,形成累积循环因果效应,进一步加大了城乡收入差距,极端情况下,最终将形成“中心—外围”结构,城市成为中心,农村完全没落。同样在这一循环积累过程中,传统城镇化政策在三个环节起到了重要作用,一是在资本聚集环节,长期的城市偏向政策加快了资本在城市的聚集,即城市资本投资部分;二是在劳动力流动环节,严格的户籍政策使得流动到城市的劳动力在创造价值的情况下,没有城市户籍,无法享受同等待遇,主要体现为劳动力的流动,即城市劳动力比重和市民化缺口;三是作用于整个要素和产品流动环节的城乡贸易成本,即城乡间运输成本。

缩小城乡收入差距,一是缩小市民化缺口,农民

工转变为市民或享受与市民相同的待遇,吸纳更多的剩余劳动力,相当于提高城市劳动力比重,使资源禀赋在城乡间配置较为均衡,缩小聚集效应带来的收益差;二是提高对农村的资本投资,推进农业现代化,鼓励发展二三产业,同样形成聚集效应,利用后发优势,缩小城乡收入差距;三是推进城乡一体化,实现城乡政策上平等,产业上互补,降低了农村地区的生产成本,农村地区产品相对价格下降,城市比较优势缩小,可以理解为城乡贸易自由度下降,增加了要素向城市地区聚集的难度,减缓了累积效应,缩小城乡收入差距。

四、实证检验及相关分析

2000年,中共中央在“十五”规划中提出中国推进城市化条件已逐渐成熟,在“十五”期间陆续出台了一系列有关城镇化及户籍改革的政策,基于此,本文从“十一五”开始,采用2006年-2014年中国省级面板数据对上文的作用机制进行验证分析,同时探讨在实施城镇化战略后各政策措施对我国城乡收入差距的影响作用。

(一) 指标选取及数据来源

1. 指标选取

(1) 被解释变量。城乡收入差距(GAP)。本文选用城乡居民收入比来衡量城乡收入差距,为城市居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入(2012年后调整为农村居民人均可支配收入)的比值。

(2) 核心解释变量。由上文知,主要影响因素包括城乡劳动力比重、城乡资本比重、市民化缺口以及城乡贸易自由度,因此本文考虑从这几个方面来选取解释变量指标。

城镇化率(URB)。由于城乡劳动力比和市民化缺口均为人口方面的影响要素,数值模拟结果显示劳动力比和市民化缺口的影响作用一致,均指向人口向城镇聚集有利于缩小城乡收入差距,结合我国统计口径,本文考虑用城镇化率这一指标来反映二者的影响。城镇化率为城市常住人口占总人口的比重,城镇化率越高,城市集聚力越强。

城镇资本投资(INV)。城镇固定资产投资占全社会固定资产投资的比重,用以反映投资在城乡间的配比,值得注意的是,模型中城乡资本比重为在理想状况下城乡资本自由流动配比,由于我国长期以投资拉动经济增长,这里的投资主要为国家政策

性投资,具有一定的方向性,城镇资本投资占比越大,对城镇的发展扶持越大。

城市建设 (PROAD)。城市拥有道路面积与总人口之比,用以反映城市运输成本,一般状况下城市道路建设越好,城乡间运输较为容易,运输成本也越低。

(3) 控制变量。参照已有文献对城乡收入差距影响的研究,教育、科技、外商投资及金融发展均对城乡收入差距具有一定影响作用,因此本文选取以下变量作为控制变量:①教育占财政支出比重 (EDU);②科技占财政支出比重 (TECH);③外商直接投资 (FDI);④金融机构固定资产投资占固定资产投资比 (FINV)。

2. 数据来源

本文数据来源 2006 - 2014 年《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》以及各省市统计年鉴和统计公报。缺失值采用移动平均法进行处理。

3. 空间权重矩阵设定

空间权重矩阵遵循一般做法,采用一阶 Rook 法

计算,即空间邻接权重矩阵。其中对角线上元素为 0,其他元素满足

$$\omega_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 和 } j \text{ 空间相邻} \\ 0 & i \text{ 和 } j \text{ 空间不相邻}, i \neq j \end{cases}$$

海南省由于地理原因不存在直接邻接省份,本文将其修改为与广东省相邻。在具体计算中,采用克罗克内积将空间权重矩阵扩展到面板数据分析^[40]。

(二) 空间相关性检验

空间相关性检验包括全局自相关 (Moran's I) 和局部自相关 (G 指数) 两种。

1. 全局自相关

Moran's I 的计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}}$$

Moran's I 的取值范围为 [-1, 1], 大于 0 表示正相关,小于 0 表示负相关,取 0 时说明不存在空间自相关性。

表 1 2006 - 2014 年城乡收入差距全局自相关检验

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Moran's I	0.535	0.554	0.560	0.552	0.541	0.519	0.526	0.366	0.421
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

由表 1 看出, Moran's I 大多超过 0.5, P 值显著为零,说明我国城乡收入差距具有较强的空间自相关性。

2. 局部自相关

G 指数计算公式如下:

$$G_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j \neq i} \omega_{ij} (x_j - \bar{x})}{S^2}$$

G 指数为正时说明相同属性的区域聚集在一起,分为高高聚集和低低聚集两种,多存在空间相关性, G 指数为负时说明不同属性的区域聚集,高低聚

集,多为存在空间异质性。

由于 2013 年我国城乡居民收入的抽样方法有所调整,选取 2006 年和 2012 年进行对照,可以看出我国城乡居民收入差距在各省份的分布具有局部自相关,有意思的是城乡收入差距较高的热点地区多集中于经济较为落后的西部地区,而首先收入差距的冷点地区主要分布在经济发达的京津地区及上海周边,进而从侧面说明了经济发展带来的空间溢出效应。



图 2 局部自相关分析图(2006/2012)

(三) 静态空间面板计量模型

通过相关性检验确定城乡收入差距空间相关性存在后,建立空间面板计量模型进行分析。依据空间溢出效应的不同,静态空间面板计量模型主要分为空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDEM)和一般空间自回归模型(SAC)^[41-42]。

1. 模型选择

在模型选择方面,常用的检验有LM检验、AIC准则等,本文先由LM检验判断采用何种形式空间计量模型,再通过空间Hausman检验来判断是否存在固定效应。

表2 LM检验及空间Hausman检验结果

	SAR	SEM
LM值	357.779	37.559
P值	0.000	0.000
Hausman值	28.036	P值 0.000

由表2可以看出,SAR和SEM模型LM检验的P值均显著为0,说明在模型设定上二者均适用,而SAR模型的LM值显著高于SEM,选用SAR模型更为合适,后文的回归结果也证明了这一点。从空间Hausman检验结果来看,P值显著为0,说明应当采用固定效应模型。

2. 固定效应SAR模型

SAR模型主要是用来反映地区间因变量之间的空间依赖关系,即周边地区的产出(因变量)是否对本地区的产出(因变量)产生影响。其具体表达式为:

$$y_{it} = \rho_{ii}\omega_{ii}y_{it} + \beta_{ii}X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon \in N(0, \sigma^2 I)$$

其中 y_{it} 表示因变量, ω_{ii} 为对角元素为0的权重矩阵,因此 $\omega_{ii}y_{it}$ 表示周边地区产出对本地区的影响, X_{it} 为解释变量和控制变量。根据模型对时间效应和空间效应的不同控制,又可以分为个体固定效应(sF)、时间固定效应(tF)和时空固定效应(stF),分别估计后与一般固定效应模型(FE)回归结果进行对比(见表3)。

由表3可以看出,一般固定效应模型回归下各解释变量均显著,城镇资本投资增加、科技水平提高、城市建设增强、城镇化率提高有利于缩小城乡收入差距,与已有研究一致,城镇资本投资和城镇化水平影响较大。教育水平提高、外商投资增加和金融

发展会扩大城乡收入差距,但由于系数较小,对城乡收入差距影响有限。

空间面板固定效应模型回归下,由LogL值可以看出,时空固定效应模型拟合较好,这里将针对时空效应模型进行分析。各变量对城乡收入差距的作用方向与一般固定效应模型一致,在考虑空间要素后,外商直接投资的影响变为不显著,城镇投资与城镇化水平的影响作用也明显变小,而区域间的空间溢出效应系数达到0.6197,说明本地区城乡收入差距受邻近地区影响较大。

表3 不同模型对城乡收入差距的估计结果

变量	FE	sF	tF	stF
常数项	4.9663***	-	-	-
INV	-1.4351***	-0.644911***	-0.7580***	-0.6870***
EDU	0.00009***	0.000149**	0.0001**	0.0002**
TECH	-0.0004***	-0.000438*	-0.0003	-0.0005*
FDI	0.00098***	-0.000348	0.000003	0.0001
PROAD	-0.064**	-0.039537**	-0.0408**	-0.0421**
URB	-1.054***	-0.458190***	-0.5028***	-0.4833***
FINV	0.00045*	0.000719*	0.0007**	0.0009**
WY _t	-	0.705999**	0.5330**	0.6197**
LogL		2.707	-1.835	19.792
F	41.92			

注:***表示在1%的显著性水平下显著,**表示在5%的显著性水平下显著,*表示在此基础上10%的显著性水平下显著。

与理论模型的结论对照,城镇化水平的提升有利于缩小城乡收入差距,印证了市民化缺口的缩小和劳动力向城镇流动对缩小城乡收入差距的作用,城市建设的提高有助于缩小城乡收入差距,与运输成本降低有利于缩小城乡收入差距结论一致,而城镇资本投资有利于缩小城乡收入差距,与模型推论相违背,主要由于近年来城镇资本投资主要方向已由过去的工业投资为主转向城镇建设,这种方向的转变也正是新型城镇化的重要举措,有利于缩小城乡收入差距。

(四) 动态面板空间计量模型

从政策实施效果来看,越来越多的学者开始留意到实施过程中的时滞效应^[43-44],本文采用Elhorst提出的动态空间面板模型的计算方法,采用无条件极大似然估计^[45]来衡量城乡收入差距影响因素的时滞效应。

依据空间 Hausman 检验结果,空间滞后模型更加适用,因此本文借鉴 Elhorst^[46]的动态空间滞后模型进行估计。具体模型形式如下:

$$Y_i = \tau Y_{i-1} + \rho WY_i + \eta WY_{i-1} + X_i\beta + \mu + \alpha_i l_N + \varepsilon_i$$

Y_i 为 $N \times 1$ 的向量,表示 N 个地区; X_i 为 $N \times K$ 的矩阵, N 个地区 K 个解释变量的矩阵; β 为相应的 $K \times 1$ 系数矩阵; τ 为滞后一期因变量的响应系数; ρ 为空间自回归系数,表示其他地区产出对本地区产出的影响; η 为滞后空间自回归系数,表示其他地区上一期产出对本地区当期产出的影响; μ 为 $N \times 1$ 矩阵,表示个体固定效应; α_i 表示时间固定效应; ε_i 为残差,服从正态分布。Yu 提出在满足动态面板稳定性($\tau + \rho + \eta < 1$)的条件下,采用误差修正的 QML 方法对模型进行估计,可得到一致性的参数估计结果。在稳定性条件无法满足的条件下, Yu^[47, 48] 提出估计时需满足动态面板稳定性条件,若不满足可转换为一阶差分形式进行估计,此时模型形式进一步转换为:

$$Y_i^* = \tau Y_{i-1}^* + \rho W^* Y_i^* + \eta W^* Y_{i-1}^* + X_i^* \beta + \mu^* + \varepsilon_i^*$$

基于一阶差分模型我们可进一步获得各解释变量的对城乡收入差距的边际效应^[49],具体计算公式如下:

$$\left[\frac{\partial \Delta Y}{\partial x_{1k}} \cdot \frac{\partial \Delta Y}{\partial x_{Nk}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial \Delta \gamma_1 \dots}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial \Delta \gamma_1}{\partial x_{Nk}} \\ \dots & \dots \\ \frac{\partial \Delta \gamma_N \dots}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial \Delta \gamma_N}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \beta_k$$

通过上述分解,我们可以求出各解释变量的直接效应和间接效应。当一个地区的解释变量发生变化时,不仅本地区的城乡收入差距会受到影响,周边地区的城乡收入差距也将受到影响,直接效应为解释变量直接作用于本地区带来的影响,间接效应为解释变量作用于本地区而对邻近地区产生的影响,即空间溢出效应。由于衡量的是单个地区的直接效应和间接效应,对于每个地区来说,都有不同的权重矩阵,计算结果也不尽相同,因此我们采用不同的均值标准化方法处理空间权重矩阵,求出直接效应和间接效应,总效应为直接效应与间接效应之和。估计结果如表 4。

表 4 动态面板空间滞后模型估计结果

变量	Non_FD			FD			
	Non_tF	Non_tF	tF	FD	Direct	Indirect	Total
Y_{i-1}	-0.0413**	-0.0873***	-0.0858***	-0.08978***	-	-	-
WY_{i-1}	0.1154***	0.1507*	0.0627*	0.1673*	-0.9488	-0.1664	-1.1152
WY_i	0.7234***	0.7191***	0.6769***	0.9225***	-	-	-
INV	-0.7405***	-0.8309***	-0.9270***	-0.9077***	-1.0831	-0.8776	-1.9607
EDU	0.00016***	0.00014***	0.00014***	0.00014***	0.0002	-0.0055	-0.0053
$TECH$	-0.0005*	-0.0005*	-0.0006*	-0.0005*	-0.0007	-0.0063	-0.0070
FDI	-0.00004	-	-	-	-	-	-
$PROAD$	-0.0399***	-0.0426***	-0.0408**	-0.0293**	-0.0474	-0.0417	-0.0891
URB	-0.5073***	-0.5338***	-0.5565***	-0.4596***	-0.6432	-0.6137	-1.2569
$FINV$	0.0007	-	-	-	-	-	-
$LogL$	12.6088	11.2451	-114.4438	10.1912	-	-	-
$\tau + \rho + \eta$	0.7975	0.7825	0.6538	-	-	-	-
Wald - 检验	26.1145	34.9604	10.5141	-	-	-	-
$P(Wald - 检验)$	0.000	0.000	0.001	-	-	-	-
$\tau + \omega_{\max-1}(\rho + \eta)$	-	-	-	-0.1333	-	-	-

注:***表示在 1% 的显著性水平下显著,**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。

本文首先尝试选用一般面板回归的解释变量进行动态面板回归,发现外商直接投资和金融发展变量均不显著(表4第2列),将二者剔除后再进行回归。为了验证模型中是否存在时间固定效应,分别对动态空间模型无时间固定效应和有时间固定效应两种情况进行了估计(表4的第3列和第4列),同时进行了时间固定效应的F检验(P 值为0.3573),由此我们认为不包含时间固定效应的模型拟合情况更好。又 $\tau + \rho + \eta$ 为0.7825,满足面板稳定性条件,说明模型回归结果具有一致性,因此下文的分析主要基于无时间固定效应的动态空间面板模型。

由估计结果知, Y_{t-1} 和 WY_{t-1} 的系数均显著,说明城乡收入差距影响因素的作用过程中确实存在时滞效应。其中, Y_{t-1} 系数为负,说明本地区上期的城乡收入差距对当期城乡收入差距产生负向影响,由于我国城乡发展的平衡状况受政策影响较大,经济增长以投资为主要驱动力,因此当上期城乡收入差距扩大或缩小时,存在一种驱动力使得资源分配适度调整,政策相对倾斜,对当期城乡收入差距起到一定的反向作用,但这种影响作用相对较小。 WY_{t-1} 和 WY_t 系数为正,说明当期和上期周边地区的城乡收入差距对本地区城乡收入差距均产生正向影响,说明城乡收入差距具有较强的空间依赖性,一方面邻近地区的自然条件和初始禀赋比较类似,区域经济发展类似,地区间人口流动及经济活动联系密切,造成区域间产生协同效应,另一方面我国的政策多为区域政策,如西部开发、中部崛起等,政策的覆盖面也造成了相邻区域间具有共鸣效应,这种正向效应的影响远大于本地区滞后效应的影响,说明区域范围内政策的实施确有必要。

从解释变量来看,城镇固定资产投资、科技、城市建设和城镇化率均对城乡收入差距具有负向影响,其中城镇固定资产投资和城镇化率的作用较大,教育对城乡收入差距具有正向影响,影响较不显著。说明城乡收入差距的主要影响因素仍旧是投资政策及户籍制度,但近年来随着我国户籍制度的改革和投资政策的倾斜,已向着缩小我国城乡收入差距的方向演进,缩小城乡收入差距的政策初具效果。

为深入讨论各变量作用效果,本文进一步进行了一阶差分回归,并计算各解释变量的直接及间接作用效果(见表4的5-8列)。一阶差分回归各变量系数与动态滞后模型回归结果一致,不再赘述。

直接效应与系数估计值显著不同,主要由于地区间存在着迂回效应,即对邻近地区产生的影响又将迂回作用于本地区,系数值估计的是最终作用效果,而直接效应和间接效应估计的是首次作用效果。由直接效应值看出,除教育外,其他解释变量的增加直接有利于缩小本地区城乡收入差距,所有解释变量的增加均有利于缩小邻近地区的城乡收入差距,其中城镇固定资产投资、城市道路面积和城镇化率对本地区的作用效果较大,而教育和科技则是对邻近地区作用更大,具有更大的空间溢出效应。一方面我国近年来实施的缩小城乡收入差距的政策措施已初具效果,另一方面我国城乡收入差距的影响机制具有空间依赖的特性,在缩小城乡收入差距的区域政策方面,利用其空间溢出效应,教育和科技可发挥更大的作用。

五、结论及建议

本文在局部溢出模型的基础上,构建城乡收入差距形成机制的理论框架,分析城镇资本投资、劳动力流动及市民化缺口等要素如何作用于城乡收入差距。在理论分析的基础上,本文利用中国31个省份及直辖市2006-2014年的数据,采用一阶邻接空间权重矩阵,分别用静态空间面板模型及动态空间面板模型检验了城乡收入差距的作用机制。结果表明,我国城乡收入差距的形成具有很强的空间协同效应和迂回效应,推行城镇化战略对缩小我国城乡收入差距具有一定作用。具体来看:

(1)城镇固定资产投资和城镇化率始终是影响我国城乡收入差距的最主要因素,随着近年来投资方向的调整及户籍制度的放宽,已逐渐有利于缩小城乡收入差距,近年来我国城镇化战略的实施取得了一定效果;

(2)在不考虑时滞效应的情况下,科技、城镇道路面积和金融投资均有利于缩小城乡收入差距,教育会扩大城乡收入差距,但四者的影响作用都较小;

(3)考虑时滞效应后,金融投资的影响不显著;从各个解释变量的边际效应来看,城镇固定资产投资、城镇道路面积和城镇化率的直接效应较为明显,教育和科技的间接效应较为明显。

主要的政策启示有:

(1)我国区域协同效应明显,在政策实施方面,应充分利用空间溢出效应,实现区域协同发展,发挥

城市群作用。结果显示,无论是城乡收入差距还是其影响因素,均具有显著的空间溢出效应,因此在制定政策时可考虑针对不同特点,划分不同区域来实施缩小城乡收入差距的措施,利用区域内迂回效应,增强作用效果,提高政策实施效率。

(2)我国缩小城乡收入差距的政策措施已初步发挥作用,但具有时滞效应,应重点关注具有长期效果的路径措施。城镇固定资产投资和城镇化率一直是影响我国城乡收入差距的重要因素,将城镇固定资产投资主要用于城镇建设、社会保障等方面,有目的的放松的城乡户籍限制,对逐步稳定的缩小我国城乡收入差距具有重要作用。

(3)针对具体措施的不同实施效果,结合新型城镇化政策措施,构建更为有效的缩小城乡收入差距的路径。对于城镇固定资产投资、城市建设和市民化等直接效应较为明显的措施,以本地区干预为主,发挥其直接作用,而对于教育和科技以间接效应为主的措施,以区域协调为主,发挥联动作用,特别是对于经济增长起到重要作用的科技,应适当加大政策倾斜,多管齐下,进一步缩小城乡收入差距。

参考文献:

[1] 万广华. 经济发展与收入不平等:方法和证据[M]. 上海:上海人民出版社,2006.

[2] Yang D T. Urban-biased policies and rising income inequality in China[J]. American Economic Review. 1999, 89(2): 306-310.

[3] Kanbur R, Zhang X B. Which regional inequality? The evolution of rural-urban and inland-coastal inequality in China from 1983 to 1995[J]. Journal of Comparative Economics. 1999, 27(4): 686-701.

[4] 李实,罗楚亮. 中国收入差距究竟有多大?——对修正样本结构偏差的尝试[J]. 经济研究. 2011(04): 68-79.

[5] 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(07): 116-125.

[6] 姚耀军. 金融发展与城乡收入差距关系的经验分析[J]. 财经研究. 2005(02): 49-59.

[7] 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(06): 50-58.

[8] Wan G. Accounting for income inequality in rural China: a regression-based approach[J]. Journal of Comparative

Economics. 2004, 32(2): 348-363.

[9] Wan G, Zhou Z. Income inequality in rural China: regression-based decomposition using household data[J]. Review of Development Economics. 2005, 9(1): 107-120.

[10] 吴玉鸣. 中国经济增长与收入分配差异的空间统计分析[D]. 华东师范大学,2004.

[11] 许海平,傅国华. 城乡收入差距与财政分权的空间计量研究[J]. 经济与管理研究. 2013(06): 27-37.

[12] Liu Y, Lu S, Chen Y. Spatio-temporal change of urban-rural equalized development patterns in China and its driving factors[J]. Journal of Rural Studies. 2013, 32: 320-330.

[13] 蔡昉,杨涛. 城乡收入差距的政治经济学[J]. 中国社会科学. 2000(04): 11-22.

[14] 万广华,蔡昉. 中国的城市化道路与发展战略:理论探讨和实证分析[M]. 北京:经济科学出版社,2012.

[15] 蔡昉. 劳动力迁移的两个过程及其制度障碍[J]. 社会学研究. 2001(04): 44-51.

[16] 陈斌开,林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学,2013(04): 81-102.

[17] Zhou X. Economic transformation and income inequality in urban China: Evidence from panel data[J]. American Journal of Sociology. 2000, 4(105): 1135-1174.

[18] 林光彬. 等级制度、市场经济与城乡收入差距扩大[J]. 管理世界. 2004(04): 30-40.

[19] Su C W, Liu T Y, Chang H L, Jiang X Z. Is urbanization narrowing the urban-rural income gap? A cross-regional study of China[J]. Habitat International, 2015, 48: 79-86.

[20] 杨晓军. 中国农户人力资本投资与城乡收入差距:基于省级面板数据的经验分析[J]. 农业技术经济. 2013(04): 13-25.

[21] Zhang K H, Shunfeng S. Rural-urban migration and urbanization in China: Evidence from time-series and cross-section analyses[J]. China Economic Review. 2003, 14(4): 386-400.

[22] 沈坤荣,付文林. 中国的财政分权制度与地区经济增长[J]. 管理世界. 2005(01): 31-39.

[23] 倪鹏飞,刘伟,黄斯赫. 证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角[J]. 经济研究. 2014(05): 121-132.

[24] 杨燕. 基于空间计量方法的我国金融发展与城乡收入差距关系研究[D]. 中南大学,2013.

[25] 彭国华. 技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距

- [J]. 经济研究. 2015(01): 99 - 110.
- [26] 陈强远, 梁琦. 技术比较优势、劳动力知识溢出与转型经济体城镇化 [J]. 管理世界. 2014(11): 47 - 59.
- [27] Carter C A. The urban-rural income gap in China: Implications for global food markets [J]. *American Journal of Agricultural Economics*. 1997, 79 (5SI): 1410 - 1418.
- [28] Anas A, Xu R. Congestion, land use, and job dispersion: a general equilibrium model [J]. *Journal of Urban Economics*. 1999, 45(3): 451 - 473.
- [29] Glaeser E L, Gottlieb J D. The wealth of cities: Agglomeration economies and spatial equilibrium in the United States [R]. National Bureau of Economic Research, 2009.
- [30] 汪同三, 蔡跃洲. 收入分配对资本积累及投资结构的影响——我国二元结构下的三部门均衡模型 [J]. 数量经济技术经济研究. 2006(01): 3 - 16.
- [31] 武晓利, 晁江锋. 财政支出结构对居民消费率影响及传导机制研究——基于三部门动态随机一般均衡模型的模拟分析 [J]. 财经研究. 2014(06): 4 - 15.
- [32] Krugman P. Increasing returns and economic geography [R]. National Bureau of Economic Research, 1990.
- [33] Baldwin R E, Martin P, Ottaviano GIP. Global income divergence, trade, and industrialization: The geography of growth take-offs [J]. *Journal of Economic Growth*. 2001, 6(1): 5 - 37.
- [34] Martin P, Ottaviano GIP. Growth and agglomeration [J]. *International Economic Review*. 2001, 42(4): 947 - 968.
- [35] Forslid R, Ottaviano GIP. An analytically solvable core-periphery model [J]. *Journal of Economic Geography*. 2003, 3(3): 229 - 240.
- [36] 安虎森, 颜银根, 朴银哲. 城市高房价和户籍制度: 促进或抑制城乡收入差距扩大? ——中国劳动力流动和收入差距扩大悖论的一个解释 [J]. 世界经济文汇. 2011(04): 41 - 54.
- [37] 梁琦, 李晓萍, 吕大国. 市场一体化、企业异质性与地区补贴——一个解释中国地区差距的新视角 [J]. 中国工业经济. 2012(02): 16 - 25.
- [38] 丁佳佳. 我国贸易品与非贸易品替代弹性的实证研究 [D]. 南京财经大学, 2011.
- [39] 李宾. 我国资本存量估算的比较分析 [J]. 数量经济技术经济研究. 2011(12): 21 - 36.
- [40] 何江, 张馨之. 中国区域经济增长及其收敛性: 空间面板数据分析 [J]. 南方经济. 2006(05): 44 - 52.
- [41] Elhorst J P, Fréret S. Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial durbin model with fixed effects [J]. *Journal of Regional Science*. 2009, 49(5): 931 - 951.
- [42] Lesage J P. An Introduction to spatial econometrics [J]. *Revue d'économie industrielle*. 2008(3): 19 - 44.
- [43] Zhang C, Zhuang L. The composition of human capital and economic growth: Evidence from China using dynamic panel data analysis [J]. *China Economic Review*. 2011, 22(1): 165 - 171.
- [44] Kremer S, Bick A, Nautz D. Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis [J]. *Empirical Economics*. 2013, 44(2): 861 - 878.
- [45] Elhorst J P. Dynamic models in space and time [J]. *Geographical Analysis*. 2001, 33(2): 119 - 140.
- [46] Elhorst J P, Zandberg E, De Haan J. The Impact of interaction effects among neighbouring countries on financial liberalization and reform: a dynamic spatial panel data Approach [J]. *Spatial Economic Analysis*. 2013, 8(3SI): 293 - 313.
- [47] Yu Jihai, de Jong R, Lee L. Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are large [J]. *Journal of Econometrics*. 2008, 146(1): 118 - 134.
- [48] Yu Jihai, de Jong J, Lee L. Estimation for spatial dynamic panel data with fixed effects: The case of spatial cointegration [J]. *Journal of Econometrics*. 2012, 167(1): 16 - 37.
- [49] Elhorst J P. Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels [M]. New York: Springer, 2014.

责任编辑、校对: 李再扬

Effectiveness of the Central China Development Policy

WANG Shengquan , CHEN Langnan , LI Hanjing

(Lingnan College , Sun Yat-sen University , Guangzhou 510275 , China)

Abstract: This paper investigates the effectiveness of central China development policy in resolving the regional inequality by utilizing the DID method. The results show that there exists economic convergence between eastern and central provinces in the short term , but the convergent trend tends to vanish in the long term. The policy has accelerated the growth of GDP per capita by 0.75% in the short term and by 0.19% in the long term. The robustness check shows that the policy has stimulated the convergence of consumption per capita between urban and rural areas , and a stronger impact on the former exists. The results suggest that the central China development policy is effective , but the effectiveness varies in different time periods and different groups.

Keywords: Central China development policy; Regional policy; Effectiveness; DID; GMM

Research on Urban-rural Income Gap under the Guidance of New Urbanization

DING Huanfeng , LIU Xinyi

(School of Economics and Commerce , South China University of Technology , Guangzhou 510006 , China)

Abstract: Based on the framework of spatial economics , this paper denotes that labor , investment and the urbanization gap have important influence on the urban-rural income gap. Then we examines the conclusion with the static and dynamic spatial econometric approach. The results show that there exists a significant spatial spillover effect in the urban-rural income gap in China , and the urbanization development strategy has played a role. The investment and the labor are the major factors that influence the income gap , while the construction , education and technology also have some but less effect.

Keywords: New-type urbanization; Urban-rural income gap; Mechanism; New economic geography; Dynamic spatial econometrics

The Matching of Human Capital and Physical Capital of China and Its Space-time Evolution

XU Yan¹ , ZENG Guoping² , CAO Yuequn²

(1. School of Economic and Business Administration , Chongqing University , Chongqing 400044 , China;

2. School of Public Administration , Chongqing University , Chongqing 400044 , China)

Abstract: In this paper , by using panel data regression based on trans-log production function , we calculated the optimal ratio of human capital and physical capital stock of provincial regions from 1995 to 2003. The study found that , there is a continuing increase trend on the optimal proportion of human capital stock and physical capital stock of China since 1995 , which means that human capital play an increasingly important role in economic development. In the sample period , the matching degree between human capital and physical capital is not ideal. The stock of human capital of the eastern region is always in the state of relative shortage , the middle and western regions have experienced the evolution from excess human capital to excess physical capital. And in recent years , the structural imbalance of the capital stock has shown an increasing trend. At present , most provinces in China are still in the state of human capital relative shortage. But there is still an obvious regional difference on the deviation degree between actual proportion and optimal proportion. The deviation degree shows a decreasing trend from the east to the west at large.

Keywords: Human capital; Physical capital; Matching degree; Space-time evolution