

# 我国城乡收入差距变动分析

## ——基于政府政策视角的实证研究

汪 锋 解 晋

(重庆大学经济与工商管理学院,重庆 400030)

**[摘 要]** 构建我国分省泰尔指数的面板数据库,进而使用空间计量模型对户籍制度逐渐松动背景下政策因素对我国城乡收入差距的影响进行研究;结果表明制度性因素(城镇化、市场化、转移支付、对外开放)对城乡收入分配状况有重要影响和调节作用,且转移支付制度产生预期政策效果还需要相关激励措施的配合;这从侧面论证了经济发展与收入分配之间倒 U 形关系并非无条件的自然趋势,而是政府对政策的选择和实施的结果。

**[关键词]** 政策与制度因素;城乡收入差距;空间计量模型

**[DOI 编码]** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2015.03.004

**[中图分类号]**F062.9 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2015)03-0029-09

### 一、引言

改革开放以来,我国经济年均增速超过 9%,成为世界上经济增速最快的国家之一,被称为“中国奇迹”。与此同时,城乡收入比却不断扩大,中国社会科学院出版的社会蓝皮书(2012)指出,中国城乡收入比已经由改革开放初期的 1.8 到 2013 年的 3.3。<sup>[1]</sup>巨大的收入差距不仅会拖累经济的发展,还会影响社会稳定。在关于经济增长和收入分配的问题上,制度经济学家 North(1981)认为资本的积累和技术进步都只是经济增长本身,而不是经济增长的原因,经济增长的原因是制度的变迁。我国学者汪锋(2009)同样认为,一个具有良好激励性质的经济制度将决定经济增长,时间和空间维度上制度变迁的差异也成为影响收入差距的重要因素。<sup>[2]-[3]</sup>在此角度上,关于如此之大的城乡收入差距,一个可以接受的解释是户籍制度所导致的城乡二元经济体系:城镇和农村的分隔阻断了城乡间的劳动力流动进而扭曲了劳动力市场的价格和信号,农村大量劳动力失业或不得不从事收入较低的农业生产活动。

但是随着市场化和城镇化的深入,户籍制度导致的城乡二元结构逐渐松动,农村和城镇之间的劳动力流动大大自由化。国家统计局(2013)的报告显示:仅 2012 年,我国就有 2.6 亿进城打工的农民工,而 2013 年,该数字达到 2.7 亿。<sup>[4]</sup>李实等学者(1999)认为农民工进城会使得城市劳动力市场竞争激烈从而劳动力的边际回报趋于平均,唐萍萍等学者(2014)同样认为劳动力的流通会增加农民收入从而降低城乡收入差距。<sup>[5]-[6]</sup>但这与我国城乡收入差距日趋扩大的现状并不相符,那么根据制度经济学,应当是其他现存的制度导致了收入差距的扩大。因此研究除户籍制度以外政府所推行的制度政策对收入差距的影响有重要意义,这也将从另一个角度论证库兹涅茨收入分配曲线(1955)并非无条件的先上升后下降,而是政府政策与制度的实施结果,从而打破收入分配曲线倒 U 形状的确立论。<sup>[7]</sup>

### 二、文献综述

如前所述,关于收入分配差距现状比较有影响力的解释是陈斌开、林毅夫(2013)等学者所提出的

**[基金项目]** 本文是教育部人文社会科学研究项目:“西部地区节能减排长效机制研究”(项目编号:10XJC790004)、中央高校基本科研业务费科研专项项目:“基于动态 SBM 的能源环境效率测算方法及应用研究”(项目编号:CQDXWL-2012-167)和中央高校基本科研业务费科研专项项目:“西部地区节能减排长效机制研究”(项目编号:CDJSK100067)的阶段性成果。

**[作者简介]** 汪锋(1982-),男,重庆人,重庆大学经济与工商管理学院副教授。主要研究方向:应用经济学。

“新中国违背了我国要素禀赋决定的比较优势发展战略,选择了赶超的重工业发展战略”以及陈钊、陆铭(2004)随后指出的与之相配套的一系列扭曲要素价格、资源配置和市场作用的城市偏向政策。<sup>[8]-[9]</sup>它包括对农产品价格管制与工业产品的剪刀差价格和直接决定了我国城乡二元经济结构的户籍制度。该制度至少对城乡收入差距扩大有两方面的影响:首先,农村劳动力向城市的流动性被大大减弱,由此导致城市劳动力市场的竞争减弱,工资自然升高。另一方面,由于农村的土地承载过量的农村劳动力导致土地的边际产出递减,平均产出降低。再加上农产品的管制价格,收入差距更为显著。陈维涛、彭小敏(2012)研究了我国户籍制度对城乡收入差距的影响,认为户籍制度所导致的就业机会不平等是造成我国收入差距的重要因素。<sup>[10]</sup>万广华、陆铭(2005)研究了全球化对我国城乡收入差距的影响,认为全球化显著增加了我国的城乡收入差距;王小鲁、樊纲(2005)研究了我国收入差距的影响因素,认为经济增长和市场化有助于减少收入差距,而转移支付则增加了城乡收入差距。<sup>[11]-[12]</sup>李江涛、张杨勋(2013)等单独研究了市场化和城镇化对我国城乡收入差距的影响,认为现阶段城镇化和市场化对缩小城乡收入差距有着明显作用。<sup>[13]</sup>

虽然以上各位学者对收入差距的研究角度不一,研究方法各有不同,但研究结论大同小异:即政府的政策和制度选择是影响收入差距的重要因素;如夏龙(2012)所言,我国城乡收入差距的现状实际上是历史政策与现行政策共同作用的结果。<sup>[14]</sup>

随着改革的推进,市场化和城镇化的深入使得城乡二元经济结构逐渐弱化,户籍因素所导致的城乡收入差距正在减弱;资本、劳动和相关要素流动性大大加强,并进一步推动市场竞争;对外开放使得大量外资和进出口产品出现在我国市场;产业结构进一步调整、进出口总值进一步攀升且不仅在数量上创造新高,结构上也不断优化,这些都是新时期改革的新风貌。这些国家政策(城镇化、市场化、对外开放、转移支付制度)已经不可避免的成为影响收入与分配的制度变量;那么这些政策的实施究竟会对我国城乡收入差距产生怎样的影响,能否解释我国城乡收入差距日趋变大的事实;在户籍制度依然存

在的情况下,城乡收入差距变动与这些政策又有怎样的经济逻辑?这一问题虽然前人学者有所涉及,但仍还有需要完善之处:第一,制度考虑不全面,即不能将上述制度变量全部纳入研究导致模型说服力不够;另一方面,尽管有些学者将制度变量纳入模型考虑,但却不能从制度经济学的角度对计量结果进行解释。这些都是本文力求完善的问题。

### 三、计量模型的选取与相关变量的选择

#### (一)模型的选择

如前所述,本文力求阐明并回答的问题是政府相关政策究竟对我国城乡收入差距产生了怎样的影响。因此选择基于现实数据的实证研究方法。在计量工具的选择上,考虑到与普通面板模型相比,空间面板数据模型既能控制个体的异质性特征,又兼顾了空间的个体相关性从而具有更优的估计性质。同时我国各省份具有异质性、制度政策在地域上存在统一性和相关性,尤其是本文所选取的政策都是全国范围内的存在,因此有较大的地域溢出(如一个省份市场化程度会对周边省份产生影响),故选择空间计量模型进行实证研究。

本文采用基于1997-2009年时间跨度(由于所使用市场化指数数据有限,只能选择1997-2009年13年的相关数据)、由于数据缺失,本文选择30个省份的面板数据空间计量模型进行实证分析,力求得到更有说服力的实证结果。

#### (二)变量初步选择

本模型解释变量和被解释变量选取和介绍如下:

解释变量:

##### 1. 城镇化(urban)

如王国刚(2010)所言:城镇化是我国现今最大的经济背景,会极大的拉动消费和投资的增加;城镇化不仅是未来中国经济的发展动力,更是转变中国经济发展方式的重心所在;城镇化促进农村城镇市场的融合,增大资本和要素的流动从而提高农村收入。<sup>[15]</sup>故预计城镇化将减小城乡收入差距,将其纳入模型。关于城镇化变量的设定,采用大多数学者认可的城镇常住人口(半年以上)的占比表示,该指标并非采用户籍占比表示,而是将进城务工的非城镇户籍人员考虑在内,是更接近经济实际的城镇化指标。

## 2. 市场化 (market)

樊纲、王小鲁 (2003) 构造了我国市场化进程相对指数 (简称市场化指数); 该指数由五个方面 (政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织和法律环境) 组成, 23 个分指标为基础, 用主成分分析法 (Principal Component Analysis) 为基本计量方法构造而成。<sup>[16]</sup> 其综合性、多角度反映了我国各省 (直辖市、自治区) 市场化进程和水平, 本文使用该指数作为市场化变量。

## 3. 对外开放 (open)

通过进出口贸易带来的新的产品和技术会增进经济的发展, 但由于产品和技术的应用条件大多体现在城市中而非乡村; 因此逻辑上预计该指标会促进城乡收入差距的扩大, 将其纳入模型。多数学者采用进出口总值作为对外开放的指标, 但是本文认为, 外商投资同样会引起城乡发展不均衡; 为更真实的考察对外开放对我国城乡收入差距的影响, 本文参考汪锋 (2006) 的处理方式, 采用主成分分析法确定进出口总值和外商直接投资的权重, 进而得出对外开放指标, 其公式如下:<sup>[17]</sup>

$$OPEN = ie \times w_1 + fdi \times w_2$$

其中  $w_1$  与  $w_2$  为主成份分析法所得到权重, 而  $ie$ 、 $fdi$  为指数化的  $IE$  和  $FDI$ :

进出口贸易额占经济总量的比重 ( $IE$ ) = (各地当年进出口额  $\times$  当年汇率) / 各地区当年  $GDP$  外商直接投资占经济总量比重 ( $FDI$ ) = (各地区当年外商直接投资  $\times$  当年汇率) / 各地区当年  $GDP$ , 所涉及指数为: 第  $i$  个省份第  $t$  年指数 =  $(V_{it} - V_{\min}) / (V_{\max} - V_{\min})$  其中,  $V_{it}$  为  $i$  省份  $t$  年的原始数据,  $V_{\max}$  为所选时间跨度所有省份  $IE$ 、 $FDI$  最大的一个,  $V_{\min}$  则是最小的一个; 主成分分析法不仅具有客观性的特点, 还适用于多重共线性的处理, 简明的揭示了变量之间的关系。将所计算出的  $OPEN$  数据作为对外开放变量纳入模型, 为剔除价格变动影响全部折算为 1997 年不变价格。

## 4. 转移支付 (trans)

我国财政的转移支付制度目标在于扭转地区间财力差距扩大的趋势, 逐步实现地方政府基本公共服务能力的均等化, 在分配方式上, 一般性转移支付

使用因素法, 根据各地区自然条件、人口、面积、人均国民生产总值等因素的客观差异, 确定出不同的参数, 依照法定公式计算各地区的标准财政收入和标准财政支出额, 确定转移支付额度。即尹恒 (2007) 所指出的“均等化效应”。<sup>[18]</sup> 不仅从收入上, 而且从社会保障方面弥补地区间差距。首先转移支付可以进行外部性极大的公共设施建设从而让更多贫困个体享受相关福利; 同时由于转移支付是直接来自发达地区的财政转移到欠发达地区, 而不是欠发达地区本身的财政, 因此不会产生增加公共投资导致的挤出效应。因此预计转移支付会减少城乡收入差距。本文引入该指标以研究政府转移支付对城乡收入差距的影响。在数据的选择上, 由于不能只看各地区得到的转移支付总量, 绝对量不便于比较, 这里同马拴友、于红霞 (2003) 保持一致, 采用转移支付的相对数: 即 1997 - 2009 年各地区获得的转移支付总额相对于其 1994 年的财政收入的比例作为转移支付指标纳入模型。<sup>[19]</sup>

## 5. 经济发展 ( $GDP$ ) (控制变量)

库兹涅茨 (1955) 认为经济发展对收入差距有影响机制, 因此本文将引入各省人均  $GDP$  以考察我国收入差距与人均  $GDP$  的关系<sup>①</sup>。<sup>[7]</sup>

被解释变量: 城乡收入差距 ( $tl$ )

根据本文所研究的问题, 被解释变量为城乡收入差距; 收入差距的指标有很多, 主要有基尼系数、城乡收入比和泰尔指数。其中, 基尼系数所表示的是所有居民的收入差距, 而并非本文所研究的城乡收入差距。且如王少平、欧阳志刚 (2007) 所言, 城乡收入差距不能从总差距中分离出来。<sup>[20]</sup> 尽管之前有大量学者使用城镇居民可支配收入与农村居民纯收入之比作为城乡收入差距的代理变量; 但是该变量不能将人口因素考虑在内, 而泰尔指数可以较好的克服以上缺陷, 其终端敏感性能更显著的表示变量对收入差距的影响, 同时将人口考虑在内可以更好的表达收入差距的真实情况; 因此本文使用泰尔指数指标作为被解释变量, 其计算方法如下:

$$tl_{it} = \sum_{j=1}^2 \frac{P_{ij,t}}{\sum_{i=1}^2 P_{i89,t}} \ln \left( \frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} / \frac{Z_{ij,t}}{Z_{i,t}} \right)$$

其中,  $tl_{it}$  表示第  $i$  个省份,  $t$  时期的泰尔系数,  $j = 1, 2$  分别表示城镇地区和农村地区,  $Z_{ij}$  表示

I 省份城镇或农村人口数量,  $z_i$  表示 I 地区总人口数,  $P_{ij}$  表示 i 省份城镇 ( $J=1$ ) 或者农村 ( $J=2$ ) 的总收入 (用城镇人均总收入与城镇人口之积、农村人口和农村人均可支配收入之积表示。)  $P_i$  表示第 I 地区的总收入。

以上所有数据来自《新中国六十年统计资料汇编》、《中国人口统计年鉴》、各省市统计年鉴、中国财政年鉴。其中由于统计口径变动有些地区年份以非城镇人口代替农村人口, 农业人口代替农村人口。

根据计算得到的我国各省 1997 - 2009 泰尔指数 (部分数据见表一) 可以明显看出全国范围内城乡收入差距整体上升, 绝大部分省市泰尔指数扩大超过两倍; 但值得注意的是从全国城乡泰尔指数来看, 其中有两个“V”字形波动 (即现下降后上升的波动); 第一个“V”字形波动是在 02、04 年左右, 第二个则出现在 08 年。

关于这两个“V”字形波动的解释, 第一个很大程度上是由于 2002 年国务院发出了《国务院办公厅关于做好 2002 年扩大农村税费改革试点工作的通知, 国办发[2002]25 号》(2002) 指定河北、内蒙古等 16 个省 (自治区、直辖市) 为扩大农村税费改革试点省进行农村税费改革, 又在 2003 年 3 月 27 日发布《国务院关于全面推进农村税费改革试点工作的意见, 国发[2003]12 号 (2003) 要求在全国全面推进税费改革。<sup>[21] - [22]</sup> 该政策的推行使得农民可支配收入提高, 从而使得全国范围内城乡收入差距的暂时性缩小 (有些省份由于政策生效的时间因素和执行力度因素使得该效应不明显); 而第二个“V”字形波很大程度上是受到 2008 年的世界范围内金融危机影响。由于金融危机的存在, 我国各省对外贸易总额有大幅度下滑。以上海为例, 2008 年进出口总额为 32213800 万美元, 在 09 年则下降为 27773100 万美元, 下降幅度为 13%; 由于金融危机的影响主要在金融行业较为发达的城市范围内, 对农村经济影响较小, 所以城乡收入差距在 08 年有所降低。但是值得注意的是, 09 年大部分省份城市经济开始回暖, 泰尔指数升高。整体来看, 我国城乡收入差距依然是上扬趋势, 收入差距调节压力依然很大。实际上, 数据显示泰尔指数的 V 型波动是以 GDP 的持续上升为背景, 但却是政策变动的结果。

这说明人均收入与收入差距的曲线形状并非固定, 也不是客观经济规律。

表 1 我国部分省市年份泰尔指数  
(篇幅所限, 仅显示部分省市时间泰尔指数)

	浙江	河南	福建	湖北	广西	贵州
2004	0.08956	0.149069	0.117085	0.322101	0.195806	0.254383
2005	0.095756	0.149932	0.118254	0.128145	0.141661	0.26166
2007	0.100787	0.146376	0.121321	0.132179	0.210821	0.273773
2008	0.098118	0.144958	0.120975	0.125106	0.21153	0.250406
2009	0.1218	0.145636	0.123641	0.126303	0.2131	0.255974

四、统计分析<sup>②</sup>

(一) 变量筛选和时空效应观测

由图 1 可知, 变量之间除展现出一般趋势之外还出现了周期性, 可以初步说明数据存在某种时间或 (和) 空间上的周期性质。另一方面, 由表 2 可以看出自变量之间存在一定相关性: 尤其对于 GDP 而言其对于市场化指标的相关系数为 0.777284, 对于城镇化指标的相关系数为 0.822145, 而其他指标之间的相关系数较小。为了避免多重共线性, 同时考虑本文主题是研究政策因素对收入差距的影响; 因此选择剔除 GDP 指标, 将除 GDP 之外的所有变量纳入模型进行建模。

(二) 空间相关

某地区的收入分配状况除对其自身产生影响之外, 还可能对其相邻地区的分配状况产生溢出效应。为识别这种趋势, 本文进行了全局和局部的 Moran' I 检验。

1. 全局空间自相关检验

空间自相关可由 Moran' I<sup>[23]</sup> (1981) 检验进行检测, 模型如下:

表 2	原始变量相关系数矩阵					
	market	open	urban	GDP	trans	tl
market	1	0.279026	0.611868	0.777284	-0.02447	-0.27534
open	0.279026	1	0.324427	0.252946	-0.18862	-0.3195
urban	0.611868	0.324427	1	0.822145	-0.02041	-0.48103
GDP	0.777284	0.252946	0.822145	1	0.085194	-0.38321
trans	-0.02447	-0.18862	-0.02041	0.085194	1	0.459082
tl	-0.27534	-0.3195	-0.48103	-0.38321	0.459082	1

本文采用基于邻接的空间权重 (Contiguity - Based SpatialWeights) 中的 Rook 权重定义邻接阵为权重矩阵:

$$W = W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{若 } i, j \text{ 存在公共边界} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

同时定义  $W_{ii} = 0$ 。

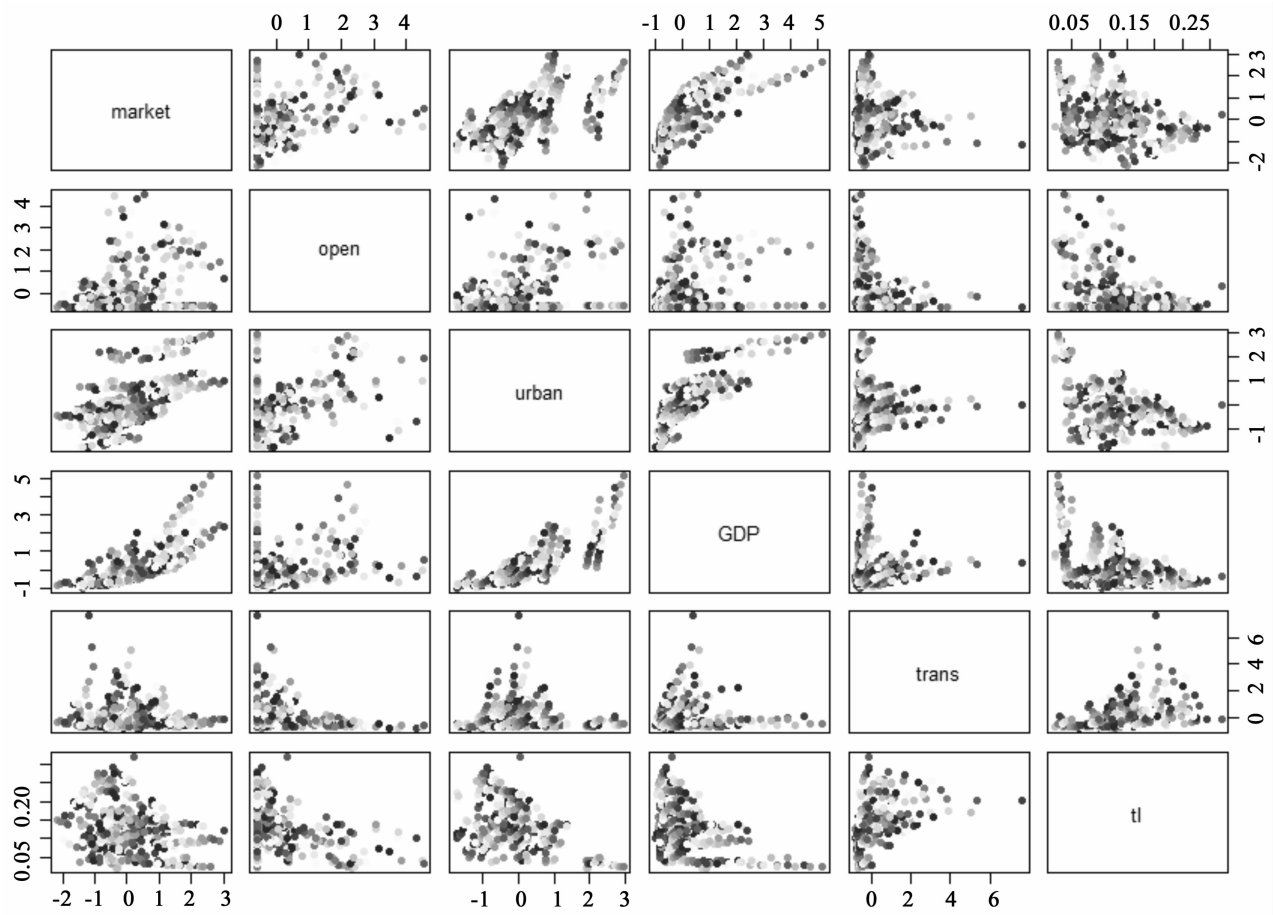


图1 变量散点图矩阵

Moran’I 统计量为

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

I>0 则表示空间正相关,即相邻个体之间,响应变量正相关;I<0 则表示空间负相关,即相邻个体之间,响应变量负相关。检验结果如表3 所示;绝大多数年份的 Moran’I 统计量显著大于0,说明泰尔指数存在空间正溢出效应。

2. 局部空间自相关

全局 Moran’I 检验只能识别总体空间自相关趋势,识别每个个体的空间自相关趋势还需要进行局部 Moran’I<sup>[24]</sup> (2003) 检验,表达式如下:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\sum_{k=1}^n (x_k - \bar{x})^2 / (n - 1)} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})$$

I<sub>i</sub>>0 则表示空间局部正相关,即对被检测相邻个体之间响应变量正相关;I<sub>i</sub><0 则表示空间局部负相关,即对被检测相邻个体之间,响应变量负相关,

检验结果如下:

表3 逐年全局 moran’I 检验		
Year	p 值	moranI
1997	0.000282	0.339339
1998	0.000296	0.32852
1999	0.039414	0.034493
2000	1.01E-05	0.429634
2001	4.30E-06	0.451365
2002	2.05E-05	0.413429
2003	3.05E-07	0.510528
2004	1.48E-05	0.417684
2005	1.24E-05	0.422476
2006	4.94E-06	0.444814
2007	6.47E-07	0.492608
2008	9.76E-07	0.485028
2009	3.06E-06	0.456637

由表知大多数省份泰尔指数均存在正的空间溢出效应,且较发达地区(北京 4.618449、天津 4.361888),较落后地区(云南 4.199078,贵州 7.946472,甘肃 3.918889)尤其明显;因此有关部门可以在 I<sub>i</sub> 值较大省份实施减小收入差距的相关政策,通过空间相关效应带动改善周边地区的收入分配状况(如北京、天津、甘肃、云南等地)。

表 4 各省 13 年份局部 Moran'I 统计量均值			
region	Moran1 均值	region	Moran1 均值
安徽	-0.93718	江西	0.215632
北京	4.618449	辽宁	1.856913
福建	0.496433	内蒙古	0.068138
甘肃	3.918889	宁夏	0.890058
广东	-0.1474	青海	2.671363
广西	0.721697	山东	0.41576
贵州	7.946472	山西	0.063538
海南	-0.09742	陕西	3.296816
河北	1.618566	上海	2.8942
河南	0.173824	四川	1.687056
黑龙江	0.524516	天津	4.361888
湖北	0.290532	新疆	1.743331
湖南	0.419958	云南	4.199078
吉林	0.950174	浙江	0.490508
江苏	2.247433	重庆	2.656124

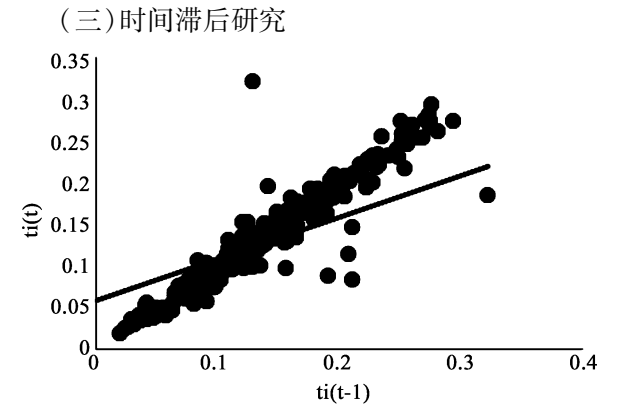


图 2 泰尔指数的滞后效应

将各省 (t - 1) 期泰尔指数对 t 期 (t = 1997. 1998. . . . 2009) 做散点图考察滞后效应可知泰尔指数滞后效应显著,即存在自增强效果(滞后项散点图所拟合的直线可以看出为正相关)。这里重要的经济学意义是必须通过有效手段及时对收入差距现状进行调节。因为正滞后效应的存在会使得收入差距愈来愈大,而不是随着收入水平的提高先增大后减小,这从反面论证了库兹涅茨曲线成立的条件性。

综上分析,泰尔指数存在明显的空间溢出和时间滞后效应,普通的面板回归不能建立有效的回归模型,应在其基础上加入时间滞后和空间溢出效应进行建模。

(四)数学模型综述

广义空间回归模型(下文统称 General 模型)

General 模型<sup>[25]</sup>同时考虑了空间溢出和误差自相关效应。设共 N 个个体,跨度为 T 的时间段

其中误差项自相关

$$\rho(I_T \otimes W_N) + v$$

$$y = \lambda (I_T \otimes W_N) + X\beta + u = \lambda \begin{pmatrix} W_N & & \\ & W_N & \\ & & \ddots \\ & & & W_N \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix} + X\beta + u$$

若令  $\mu$  为个体效应,与时间独立则有

$$u = (\nu_T \otimes I_N) \mu = \begin{pmatrix} I_N \\ I_N \\ \vdots \\ I_N \end{pmatrix} \mu = \begin{pmatrix} \mu \\ \mu \\ \vdots \\ \mu \end{pmatrix}$$

其中  $\nu_t = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}$

若认为  $\forall_i \mu_i$  为对 i 的定值,则称个体效应为固定效应;反之,若认为  $\mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2) (\sigma_\mu^2 \neq 0)$  则称个体效应为随机效应

考虑时间滞后的空间回归模型

在 General 模型中加入时间滞后有

$$y_t = \phi y_{t-1} + \lambda W_N y_t + \mu + \delta_t \quad \forall T \geq t > 1$$

空间滞后模型(SAR 模型)

令 General 模型中的  $\rho = 0$  即为 SAR 模型,此时模型中只有空间溢出效应。

空间误差模型(SEM 模型)

令 General 模型中的  $\lambda = 0$  即为 SEM 模型,此时模型中只有误差自相关效应。

综上所述,仅当同时确定是否存在空间溢出效应( $\lambda$  是否为 0)、误差自相关( $\rho$  是否为 0)、随机效应( $\sigma_\mu^2$  是否为 0)、时滞效应( $\phi$  是否为 0)才能唯一的确定一个空间面板模型。下文在归纳上述理论的基础上通过假设检验以及回归模型比较,以选取最优模型。

五、实证分析

(一)假设检验

豪斯曼检验:

为确定模型中的  $\mu_i$  是否为随机效应( $\sigma_\mu^2$  是否为 0),需进行豪斯曼检验<sup>[24]</sup>,若拒绝原假设则排除随机效应而进行固定效应建模。

LM<sub>λ</sub> 检验:

Baltagietal<sup>[24]</sup> (2003) 提出了对于空间面板回归以及空间效应系数的一系列检验统计量 LM<sub>λ</sub>, 检验空间滞后系数 λ 的显著水平以确定是否应将空间滞后效应纳入模型。

假设检验结果:

对数据分别进行 LM<sub>λ</sub> 检验, 对 SAR 模型和 General 模型分别进行豪斯曼检验所得结果见下表

表 5 假设检验结果			
假设检验	统计量	p	结论
LM <sub>λ</sub>	17. 8752	<2 x10 - 16 ***	存在空间溢出效应
H <sub>sar</sub>	228. 8414	<2 x10 - 16 ***	SAR 模型使用固定效应原则
H <sub>gerenal</sub>	6. 402	<2 x10 - 16 ***	General 模型使用固定效应原则

表 6 空间面板模型比较			
系数	普通面板 OLS	SAR GMM	General GMM
λ		0. 1629(2. 408X10 - 11) ***	0. 1624( <2 x10 - 16) ***
market	-0. 00311(0. 000776) ***	-0. 01157(0. 001284) **	-0. 00958(0. 0005243) ***
trans	0. 026135(1. 23x10 - 13) ***	0. 00767(0. 0000284) ***	0. 005139(0. 0008298) ***
urban	-0. 028522(6. 53x10 - 14) ***	0. 02123(0. 000019) ***	0. 02058(4. 501x10 - 7) ***
open	-0. 006016(0. 0163) *	-0. 000579(0. 02139) *	-0. 0003262(0. 03180) *
ρ			-0. 1332
R <sup>2</sup>	0. 4427	0. 9995	0. 991

注:数据以估计值(p 值)的形式表达,其中:\*\*\*:p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05

临近个体的泰尔指数差值 λ > 0),使得回归系数出现一定波动,因而该回归系数并不能驳斥城镇化指标与泰尔系数的负相关关系;对外开放指标在三个模型中回归系数均小于 0,证明了对外开放有利于减小收入差距。

从空间效应上看,两个空间模型的值均为正且显著水平很高,说明存在正的空间滞后效应,这与上文的 LM 检验和 Moran’I 检验结果一致。另一方面,General 模型的 ρ 估计不为 0 说明还存在负的误差自相关。

在模型选择方面引入空间面板之后,模型的 R<sup>2</sup> 明显升高,再次证明空间效应对泰尔指数影响显著,对比 SAR 和 General 模型,SAR 回归系数显著水平较高,且 R2 也高于后者,因此本文选用 SAR 模型作为最终模型。

为了验证上文图 2 中的时滞性即系数 φ<sub>t-1</sub>,对 SAR 加入时滞项得如下模型。

由模型系数可知,泰尔系数时滞效应显著,但由于时滞效应的加入,其他的变量不能得到解释,因此本文选择静态的 SAR 模型作为最终模型

由结果可知,排除了随机效应和 SEM 模型。只需构造固定效应的 SAR 和 General 模型并同普通面板回归进行对比即可。

(二)空间面板模型的对比与选择

分别使用 OLS 估计及 GMM<sup>[26]</sup> (1999) 估计完成对普通面板和空间面板回归模型的系数估计并加以对比如下:

从回归系数上看:市场化在各模型中普遍与泰尔指数成反比,而转移支付与泰尔指数成正比;城镇化指标在普通面板模型中与泰尔指数成反比,原因可能是空间面板回归的响应变量由普通面板的 y 变为(I<sub>NT</sub> - λI<sub>T</sub>⊗W<sub>N</sub>)y。(即当前个体泰尔指数与其

表 7 动态面板模型	
系数	动态 SARGMM
λ	-1. 838x10 <sup>-17</sup> (<2x10 - 16) ***
Φ <sub>t-1</sub>	1( <2x10 <sup>-16</sup> ) ***
market	-5. 43x10 <sup>-19</sup> (1)
trans	1. 01777x10 <sup>-18</sup> (1)
urban	2. 8589x10 <sup>-18</sup> (1)
open	1. 0434x10 <sup>-19</sup> (1)
R <sup>2</sup>	1

即 ∀ N ≥ i ≥ 1, T ≥ t ≥ 1

$$tI_{it} = 0. 1629W_NtI_{it} - 0. 01157market_{it} + 0. 00767trans_{it} + 0. 2123urban_{it} - 0. 000579open_{it}$$

六、计量结果的经济学意义解读和结论

(一)计量结果的解读

(1)与前文的预料一致,计量结果显示市场化进程会缩小城乡收入差距。这是因为市场化的加深使得要素流动性更强,市场机制得以发挥其主体性作用与调节作用,从而削弱制度性原因导致的城乡收入差距;该结论这与多数学者保持一致,同时为我国市场化的深入推进提供了理论依据。

(2)出乎意料的,对外开放缩小了城乡收入差距;而为了减小收入差距的转移支付扩大了收入差距。对该现象,逻辑上有如下解释:

对外贸易和外资虽然成果多影响城镇生活,但我国的要素禀赋决定我国的贸易结构和外商投资多以制造业和劳动密集型产业为主;这些企业的设立客观上为多余的农村劳动力提供了岗位和更高收入从而缩减了城乡收入差距。

对于转移支付拉大了城乡收入差距,合理的解释有:转移支付客观上会压抑当地财政努力,削弱其经济发展积极性进而导致经济发展的落后和收入差距的扩大,同时由于我国转移支付本身存在漏洞,覆盖了一些中高收入的个体。除此之外,周伟、武康平<sup>[27]</sup>(2011)认为我国转移支付最优方案的实施条件也使得其对收入差距的效果并不明显。总之,本文的实证结果与前人学者基本保持一致,说明转移支付的作用机制并非简单的资金转移,其发挥应有作用需要更多相关制度的建设和合理的激励措施。

(3)城镇化在普通面板计量结果中显示削弱了城乡收入差距,却在空间计量结果中显示对城乡收入差距有拉大作用,后者的横向溢出效应是主要原因。实际上,陈钊、陆铭<sup>[8]</sup>(2004)已经指出:由于富裕的农民更有能力成为城镇居民,从而拉大了统计结果上的城乡收入差距;同时农村劳动力进城务工却并未享受到应有的工资待遇,其劳动剩余大部分被企业和投资者分享,这也是导致计量结果的原因。吴先华<sup>[28]</sup>(2011)也有相似的结论:城镇化对城乡收入差距的缩小效果需要在长期内显示,短期内很可能显示出对收入差距的增强作用。而关于该结论一个逻辑上的解释是:我国正处于城镇化的初期,城镇化引发了对工业产品的大量需求,进而催生出份额较大的市场,而该市场主要由城市工业生产供应,这会使得城镇获得更多的利润、税收和投资资本从而增加城市本身发展并加大城乡收入差距。但是随着城镇化的深入、完成,预计相关市场会逐渐饱和,该效应会逐渐减弱,进而进入缩减城乡收入差距的拐点。

(4)最后,计量结果显示我国收入差距有明显的空间溢出效应,即某地的收入差距变化会使得相邻区域的收入差距有相同的变化趋势。该结论的启示是:关于收入差距的调节,可以采用以点带面的方法,即抓典型区域,通过典型区域的收入差距调节带动周边地区不失为一个可以考虑的思路。

## (二)结论

本文通过基于省份面板数据的空间计量模型估计得到了政策性因素对我国城乡收入差距的影响。通过对计量结果进行分析,得到了一些结论和一些启发:首先,政府作为制度和政策的决定者必须清楚地认识到合理的制度在经济发展中的重要作用,这是对“看得见的手”的肯定。其次,这从侧面反映库兹涅茨曲线只是经济发展与收入分配的状况表现,而非经济发展的决定规律;这本质上打破了收入分配曲线倒U形状的确定论。最后,转移支付对收入差距的影响及解释说明:政策的出台还需合理的配套激励措施方能达到预期结果。

## 【注】

①有学者将人均GDP的二次项和一次项同时引入模型以论证库兹涅茨曲线的成立,但是本文并未这样做,主要原因有以下几点:首先,GDP对收入差距的拟合曲线只能刻画经济增长与收入差距在过去时间内的客观事实而并不能对未来做预测;实际意义不大。且泰尔指数数据已经表明过去时间内我国城乡收入差距明显有上升趋势,因此可以断定趋势性拐点并未到来。同时,最重要的是,本文的主要内容和主题恰恰是研究经济发展与收入差距之间关系的原因也即过去时间内我国经济发展与城乡收入差距所成曲线(库兹涅茨曲线)的形成原因而不是其本身的形状(实际上本文并不默认经济发展与收入差距之间的平方关系);因此,本文只将人均GDP作为不太重要的控制变量且并未选取人均GDP二次项纳入模型。

②本文使用计量工具为R语言下的splm包。

## 参考文献:

- [1] 陆学艺,李培林,陈光金. 社会蓝皮书:2013年中国社会形势分析与预测[M]. 北京:社会科学文献出版社,2012.
- [2] North, D. C. Structure and change in economic history [M]. New York: W. W. Norton & Company, 1981.
- [3] 汪泽,中国的制度变迁与经济发展不平衡[M]. 北京:光明日报出版社,2009.
- [4] 国家统计局. 2013年全国农民工监测调查报告[Z], [http://www. stats. gov. cn/tjsj/zxfb/201405/t20140512\\_551585. html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201405/t20140512_551585.html).
- [5] 李实、赵人伟. 我国居民收入分配再研究[J]. 经济研究,1999,(04):3-17.



[6] 唐萍萍,晓辉,仪元,彭晓邦. 劳动力转移促进农村发展绩效评价研究——基于陕西省的调查分析[J]. 经济与管理评论,2014,(06):18-23.

[7] Kuznets Simon. Economic Growth and Income Inequality [J]. American Economic Review, 1955, (45) [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98 (5): 1076-1107.

[8] 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):81-106.

[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,(06):50-58.

[10] 陈维涛,彭小敏. 户籍制度、就业机会与中国城乡收入差距[J]. 经济经纬,2012,(02):100-104.

[11] 万广华,陆铭,陈钊. 全球化与地区间收入差距:来自中国的证据[J]. 中国社会科学,2005,(03):17-26.

[12] 王小鲁,樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J]. 经济研究,2005,(10):24-36.

[13] 李江涛,张杨勋,罗连化. 市场化、城镇化与城乡收入差距——基于空间动态面板模型的实证分析[J]. 经济数学,2013,(01):89-95.

[14] 夏龙. 经济发展、制度变迁与城乡收入差距[J]. 经济与管理评论,2012,(05):20-24.

[15] 王国刚. 城镇化:中国经济发展方式转变的重心所在[J]. 经济研究,2010,(12):70-148.

[16] 樊纲,王小鲁,张立文,朱恒鹏. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究,2003,(03):9-18.

[17] 汪锋,张宗益,康季军. 企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛[J]. 世界经济,2006,(06):48-60.

[18] 尹恒,康琳琳,王丽娟. 政府间转移支付的财力均等化效应——基于中国县级数据的研究[J]. 管理世界,

2007,(01):48-55.

[19] 马拴友,于红霞. 转移支付与地区经济收敛[J], 经济研究,2003,(03):26-33.

[20] 王少平,欧阳志刚. 我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应[J]. 经济研究,2007,(10):44-55.

[21] 国务院办公厅,国务院办公厅关于做好2002年扩大农村税费改革试点工作的通知[Z]. 国办发[2002]25号.

[22] 国务院,国务院关于全面推进农村税费改革试点工作的意见[Z]. 国发[2003]12号.

[23] Cliff, A. D., Ord, J. K. Spatial processes[M], 1981,Pion, p. 17.

[24] Baltagi, B. H., Song, S. H. and Koh, W. (2003) Testing panel data regression models with spatial error correlation [J]. Journal of Econometrics,117, 123-150.

[25] Millo, G., Piras, G. (2012) splm: Spatial Panel Data Models in R. Journal of Statistical Software, 47(1), 1-38[Z]. URL <http://www.jstatsoft.org/v47/i01/>.

[26] Kelejian, H. H. and Prucha, I. R. (1999) A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model,International Economic Review,40, pages 509-533.

[27] 周伟,武康平. 个人所得税、政府转移支付与个体行为激励——基于拉弗曲线的统一讨论[J]. 南开经济研究, 2011,(05):98-112.

[28] 吴先华. 城镇化、市民化与城乡收入差距关系的实证研究——基于山东省时间序列数据及面板数据的实证分析[J]. 地理科学,2011,(01):68-73.

(责任编辑:郝 涛)

## Analysis of Changes in the Urban – Rural Income Gap ——An Empirical Study from the Perspective of Government Policy

WANG Feng, XIE Jin

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

**Abstract:** By building the provincial Theil index panel database in China and thus utilizing spatial econometric model, the present analysis studies the effect of the policy factors on China's Urban – rural income gap under the background of the gradually loosening of the household registration system. The results show that institutional factors (such as urbanization, marketization, transfer payment, opening to the outside world) significantly influence and adjust the income distribution in China's urban and rural areas. The results also show that the relevant incentive measures are needed to guarantee the desired effect of policy about transfer payment system. This proves from another aspect that the inverted – U – shaped relationship between economic development and income distribution is not an unconditional natural tendency, but rather, the results of selection and implementation of the policies by governments.

**Key Words:** policy and institutional factors; urban – rural income gap; spatial econometric model