

市场潜能与地区收入差距

——基于空间视角

蓝管秀锋¹, 吴亚婷², 匡贤明¹

(1. 东北大学工商管理学院, 沈阳110819; 2. 海南师范大学马克思主义学院, 海口571158)

摘要:基于空间经济学理论,构建两类空间面板模型,理论分析并实证检验市场潜能对地区间整体及地区内城乡结构性收入差距的影响。结果表明:市场潜能对地区间整体收入水平的提高具有显著促进作用,市场潜能较高的地区将获得更强的经济发展动力,从而该地区居民收入水平也就更高;收入水平呈现空间集聚特征,不同地区之间市场潜能对收入增长的影响存在显著异质性,且这一差距在较大程度上解释了中国不同地区之间尤其是东西部之间的收入差距;市场潜能与城乡结构性收入差距之间表现出先缩小后扩大的U型影响,其拐点在7.02处,对于尚未超过该拐点的地区而言提高市场潜能仍然是改善地区内城乡结构性收入差距的重要手段。

关键词:市场潜能;收入不平衡;新经济地理分析;空间关联分析

中图分类号:F12 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)07—0073—11

一、引言

改革开放40多年来,中国凭借人口、资源红利及制度优势等表现出强劲的经济增长动力,GDP年均增长率达9.08%,生产总值更是由改革开放初期的3678.7亿元上升到90.03万亿元,经济总量占全球经济的比重从2.3%提升至16%,经济发展速度之快、规模之大、时间之长,引起世界广泛关注,堪称“中国经济奇迹”。另外,中国居民人均可支配收入与消费支出分别由1978年的171.2元和184元增加到2018年的28228元和19853元,经济发展与收入增长是中国跨越“贫困陷阱”的突出表现。然而,从整体基尼系数的不断上升和城乡收入比的扩大中可以看出,经济的快速发展并未带动居民收入水平的同步提高,中国正面临着地区间整体及地区内城乡结构性收入差距过大的现实难题。例如,2018年全国基尼系数进一步上升达到0.474,较上年提高了0.007个百分点,尽管2010—2014年全国基尼系数出现小幅缩小的良好态势,但随后的几年收入差距又进一步扩大。同时,中国城乡收入比自2002年以来一直维持在较高水平,其中2007年更是以3.14的收入差距比达到改革开放以来的历史性高值,虽然从2010年开始有所回落,但尚未回到合理区间。因此,面对中国地区发展不平衡和居民收入差距过大的现状,从空间视角探求市场潜能与地区收入差距之间内在机制成为本文研究的重点,通过分析两者的内在作用机制对改善地区发展差距、缩小地区间整体及地区内城乡结构性收入差距等问题都具有一定边际贡献。

二、文献回顾

有关收入差距问题研究的经济学理论概括起来主要包括:以克鲁格曼为代表的空间经济学理论、索洛构建的外生经济增长模型和城市经济学等。空间经济学理论突破了传统经济学中空间不相关的假设前提,将规模经济、产品差异和运输费用等联系起来,基于对经济活动的区位分析,为研究收入差距的产生和发展提供了重要理论框架。外生经济增长模型主要通过“增长效应”改进,基于技术进步因素外生的基本假设,分析平衡增长路径上收入差距的收敛与发散机制(Blanchard和Katz,1992;Mankiw,1992),而城市经济学对收入差距问题的分析则重点从城镇化视角进行探究,分析资本投入、人才流动、科技创新等空间集聚对收入差距的影响(Glaeser和Mare,2001;Ciccone,2002)。Krugman(1991)利用D-S模型并在内生经济增长理论假设

收稿日期:2020—08—13

基金项目:教育部人文社会科学青年基金项目“新常态下经济波动与产业结构的内在机制研究:基于复杂网络与非线性DSGE分析”(17YJC790104)

作者简介:蓝管秀锋,东北大学工商管理学院博士研究生,研究方向:收入分配;吴亚婷,海南师范大学马克思主义学院硕士研究生,研究方向:马克思主义中国化;匡贤明,博士,东北大学工商管理学院研究员,研究方向:经济体制改革。

基础上构建一个具有代表性的“核心-外围”模型,引入劳动力流动机制和名义工资方程为研究收入差距问题奠定了微观基础,该模型表明:不同地区之间会产生收入的空间差异,同时这种差异存在“正反馈”机制,即一个地区制造业份额占整个经济体中的比重越大,制造业从业者的收入越高,越能吸引劳动力向该地区集中,最终形成一种“核心-外围”结构的制造业分布格局,从而推动名义收入差距的进一步扩大。随后,Hanson(1998)认为地区需求联系有助于空间集聚,并将市场潜能看作地区发展的重要因素,且影响程度与其邻近地区的距离相关。对于市场潜能的分析通常以收益率地区均等化的基本假设为前提,但是收益率会根据工资、就业状况、生产调整等的变动而不断变化。近年来,国内学者对有关收入差距问题的研究多以实证分析角度进行探讨,形成了相当数量的研究成果。宋维佳(2013)通过建立外商直接投资对收入水平影响的理论模型,认为从地区结构角度看外商直接投资对东部地区和中西部地区收入水平提高的影响存在差异性,其中东部地区较为显著而中西部地区并不明显。蒋含明(2015)利用空间计量经济学方法,分析引起收入差异问题的各种政策、体制、经济因素后指出,地区发展战略、所有制结构、资本投入、对外开放及地方保护政策等因素对收入差异均存在一定程度的影响。邓翔等(2018)从劳动力跨地区流动视角分析收入差距产生的原因,认为劳动力跨地区流动有利于劳动再分工,进而推动职业分化与劳动报酬的差异。同时,通过实证分析也验证了劳动力流动对收入增长的正效应。陈建军等(2016)通过构建空间经济理论模型及产业协同集聚的定量分析指标,将产业协同集聚和市场潜能纳入统一分析框架,系统分析中国东部、中部、西部三大城市群背景下产业空间格局影响收入差距的内在机制,发现收入水平具有“空间依赖”特性,地区间产业协同集聚的差异和市场潜能的不同,对收入增长方式产生异质性影响,同时这种影响不仅呈现出地区差异,而且存在行业差异特征。上述分析可知,国内外学者大多基于外生经济增长理论对收入差距的影响因素进行分析或是通过构建实证模型的方法考察市场潜能与经济增长、产业集聚或劳动报酬等之间的相互关系,但现有研究也存在以下不足:①很少深入剖析市场潜能对地区间整体及地区内城乡结构性收入差距的影响;②在方法上大多采用外生经济增长理论基于面板数据的分析,缺乏运用空间经济学理论从空间因素的角度进行探讨。

因此,本文以1998—2017年中国省际面板数据为样本,基于空间经济学理论,构建两类空间面板模型,理论分析并实证检验市场潜能对地区间整体及地区内城乡结构性收入差距的影响。与现有研究相比,本文的创新之处主要有以下几个方面:①采用省际面板数据从宏观层面认识和把握中国地区收入差距问题,并运用空间经济学理论引入空间因素构建空间面板模型进行实证分析,分别探讨市场潜能对地区间整体收入差距及地区内城乡结构性收入差距产生的影响;②通过选择有效的工具变量克服空间面板模型中的自相关问题,从而获得更加稳健的实证估计结果;③重点从经济地理因素对地区间整体收入差距及地区内城乡结构性收入差距问题进行考察,同时分析外商直接投资等外部因素的影响。

三、理论模型构建

本文借鉴Crozet和Koenig(2005)在研究欧盟地区凝聚力与增长权衡中采取的分析方法,以及张泽义和何春丽(2017)的分析思路,假设某一经济体中包含有 Z 个地区,且不同地区中代表性个体拥有相同的效用水平。由此可知,代表性个体之间相同的效用函数形式如式(1)所示:

$$U = \left(\sum_{i=1}^n c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 1 \quad (1)$$

其中: c_i 表示地区中代表性个体对商品 i 的消费量; n 表示商品的数量; σ 表示不同商品的边际替代弹性。基于代表性个体效用最优化的基本原则,可以得到地区 j 中个体对地区 k 中的商品的最优消费数量 x_{kj} 为

$$x_{kj} = \frac{(p_k e^{\tau d_{kj}})^{-\sigma}}{\sum_{k=1}^R n_k p_{kj}^{1-\sigma}} \alpha Y_j \quad (2)$$

其中: p_k 表示商品在地区 k 中的出产价格; τ 表示单位商品运输单位距离的成本; d_{kj} 表示两地的距离; p_{kj} 表示商品通过运输从地区 k 到地区 j 的到岸价格; α 表示商品的支出份额; n_k 表示地区 k 中的商品类型; Y_j 表示地区 j 的消费总支出; $e^{\tau d_{kj}}$ 表示运输成本。

同时,假设各地区企业所面临的市场环境是垄断竞争的,企业生产差异化的单一商品,将式(2)进行整理后得到地区 k 的商品总需求为

$$x_k = \sum_{j=1}^R x_{kj} = p_k^{-\sigma} \sum_{j=1}^R \frac{\alpha Y_j (e^{\tau d_{kj}})^{-\sigma}}{\sum_{k=1}^R n_k (p_k e^{\tau d_{kj}})^{1-\sigma}} \quad (3)$$

在规模报酬递增的条件下,每个企业只能从事单一商品生产, F 和 β 分别表示每单位商品的固定投入和边际可变投入, w 表示劳动要素的报酬。因此,企业在地区 k 的利润函数具体表达形式为

$$\pi_k = p_k q_k - (F + w_k \beta_k q_k) \quad (4)$$

其中: π_k 表示地区 k 中企业所能获得的超额利润; q_k 表示地区 k 中市场的均衡产量; w_k 表示地区 k 中劳动要素的报酬; β_k 表示地区 k 中每单位商品的边际可变投入。根据企业生产利润最大化的基本经济原则,得到企业生产过程中利润最大化一阶条件下商品的出产价格为

$$p_k = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \beta_k w_k \quad (5)$$

另外,在自由竞争市场条件下不存在行业的进入或退出壁垒,意味着在整个经济体中企业所能获得的超额利润为0,即 $\pi_k = 0$,此时市场所面对的均衡产量的具体表达形式为

$$q_k = \frac{F(\sigma - 1)}{\beta_k w_k} \quad (6)$$

最后在市场出清条件下地区 k 的商品总需求等于该地区企业均衡时的总产出,即 $x_k = q_k$,将式(3)、式(5)、式(6)代入并整理后得到:

$$w_k = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} [F(\sigma - 1)]^{\frac{1}{1-\sigma}} \beta_k^{-1} \left[\sum_{j=1}^R \frac{\alpha Y_j (e^{\tau d_{kj}})^{-\sigma}}{\sum_{k=1}^R n_k (p_k e^{\tau d_{kj}})^{1-\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (7)$$

$$\sum_{j=1}^R \frac{\alpha Y_j (e^{\tau d_{kj}})^{-\sigma}}{\sum_{k=1}^R n_k (p_k e^{\tau d_{kj}})^{1-\sigma}} \quad (8)$$

式(8)为工资潜能方程,也被许多学者认为是市场潜能 MP ,该部分表示地区消费支出以本地区价格指数和距离为权重的加权,可以分析商品在该地区的潜在需求数量(Fujita和Krugman, 1999; Head和Mayer, 2004)。从式(7)可以看出,一个地区的工资或收入是该地区市场潜能的函数,地区收入与市场潜能之间存在正相关关系。将等式(7)进一步做对数分析,其工资潜能方程的对数形式表述为

$$\ln w_k = \alpha_0 + \alpha_1 \ln MP \quad (9)$$

其中: $\alpha_0 = \frac{\sigma}{1-\sigma} \ln \frac{\sigma}{\sigma-1} + \frac{1}{1-\sigma} \ln [F(\sigma-1)] \ln \beta_k$, $\alpha_1 = 1/\sigma - 1$ 。

四、市场潜能与地区收入差距

(一)市场潜能与地区间整体收入差距

1. 模型构建与数据来源

通过上述分析可知,由于 $\alpha_1 > 0$,表明市场潜能具有促进地区劳动报酬增长的正相关关系,即市场潜能会推动地区劳动报酬的增加或居民收入水平的提高。已有的研究表明,市场潜能与该地区的多种因素相关,如地理区位、对外开放程度、人力资本投资、政府干预、要素流动等,且这些因素对地区产业集聚、经济发展和劳动报酬等有着重要影响。因此,在实证研究过程中若忽视这些因素对市场潜能的影响会导致分析结果严重缺乏解释能力(Lucas, 1978; Redding, 2004)。当一个地区的地理条件越好(如港口城市)、要素价格扭曲程度越低、对外交流越频繁、人力资本投资越重视,该地区的产业集聚、技术水平、人才资源等也就越好,从而促进该地区经济发展和劳动者报酬的提高。外生经济增长理论在模型设定时将人力资本和物质资本纳入其中解释地区经济发展的内在因素,而劳动报酬又与经济发展水平相关。另外,Lucas(1978)将人力资本投资视为经济增长的重要内生变量,人力资本投资影响劳动者素质与创新研发能力,推动全社会劳动者技能提升,增加其收入水平。因此,为研究市场潜能与地区间整体收入差距之间的相互关系,本文引入相关控制变量构

建面板计量模型,具体表达形式为

$$\ln w_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln MP_{it} + \alpha_2 \ln FDI_{it} + \alpha_3 \ln H_{it} + \alpha_4 \ln K_{it} + \mu_{it} \quad (10)$$

其中: w_{it} 为被解释变量,表示*i*地区*t*年份的居民人均可支配收入; MP_{it} 代表本文的核心解释变量,表示*i*地区*t*年份的市场潜能; K_{it} 表示*i*地区*t*年份的物质资本投资; FDI_{it} 表示*i*地区*t*年份的外商直接投资水平; H_{it} 表示*i*地区*t*年份的人力资本状况,均为模型中的相关控制变量; μ_{it} 表示*i*地区*t*年份的偶然误差项; $\alpha_0 \sim \alpha_4$ 分别表示变量的待估参数。表 1 对基本计量模型中所涉及的变量进行了详细说明。

表 1 变量名称及说明

变量	名称	代码	变量说明
核心变量	被解释变量	居民人均可支配收入 w_{it}	计算公式为: $w_{it} = s_{iu} w_{iu} + s_{ir} w_{ir}$,其中 w_{iu} 、 w_{ir} 与 w_{it} 分别表示 <i>i</i> 地区 <i>t</i> 年份的居民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入(单位:元); s_{iu} 、 s_{ir} 分别表示 <i>i</i> 地区 <i>t</i> 年份的城镇和农村人口比重(单位:%)
	解释变量	市场潜能 MP_{it}	计算公式为: $MP_{it} = \sum_{j=1}^N GDP_{it}/d_{ij}$,其中 GDP_{it} 表示 <i>i</i> 地区 <i>t</i> 年末的地区生产总值,且进行价格平减处理(单位:亿元); d_{ij} 表示两地区省会间距离(单位:千米)
控制变量	外商直接投资	FDI_{it}	样本期间内各年份所对应的汇率换算成人民币后的金额(单位:亿元)
	人力资本	H_{it}	高等学校在校学生数量(单位:人)
	物质资本	K_{it}	样本期间内各年份所对应的固定资本形成总额(单位:亿元)

在相邻两地区之间经济问题的研究上,传统经济学分析都是以两地区变量不存在相关性的基本假设为前提。然而,Tobler(1970)认为:“所有事物皆与周边事物相关,且相关性强弱与其距离成正比”。在经济学研究过程中把握事物或现象之间相互关系对研究成果的有效性和解释能力具有至关重要影响。新经济地理学也指出,地区发展不仅依赖于该地区自身所拥有的资源禀赋,而且还与其地理邻近地区的经济往来、要素流动、发展战略、产业政策及文化渊源等相关。空间计量经济学在经济问题分析上将事物的空间相关性纳入其模型进行考察,研究地区间的非均衡性及其相互关系。为此,基于上述分析本文引入空间因素构建 SPLM 和 SPEM 两类空间面板计量模型。其中,SPLM 模型的具体表达形式为

$$\ln w_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln w_{jt} + \alpha_0 + \alpha_1 \ln MP_{it} + \alpha_2 \ln FDI_{it} + \alpha_3 \ln H_{it} + \alpha_4 \ln K_{it} + \mu_{it} \quad (11)$$

SPEM 模型的具体表达形式为

$$\ln w_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln MP_{it} + \alpha_2 \ln FDI_{it} + \alpha_3 \ln H_{it} + \alpha_4 \ln K_{it} + \mu_{it} \quad (12)$$

$$\mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中: W_{ij} 为空间权重矩阵中位于 $N \times N$ 维空间第 j 列、第 i 行的元素; λ 和 δ 分别为空间误差系数和滞后系数,该系数主要用于反映空间效应的强弱。

本文收集了中国 30 个省市区(因数据缺失,不包括西藏地区和港澳台地区)1998—2017 年居民人均可支配收入、地区生产总值、资本形成总额、在校学生数等相关数据。在现有文献中就市场潜能指标的衡量方法而言尚未形成一致结论,其中被引用最多的分别是市场潜能函数法和 Ma 、 Sa 指标法。相较于市场潜能函数法,虽然 Ma 和 Sa 指标法对市场潜能的衡量结果更为准确,但受制于各地区双边贸易数据缺乏及统计口径不一的限制,本文采用市场潜能函数法 $MP_{it} = \sum_{j=1}^N GDP_{it}/d_{ij}$ 进行衡量,其中 GDP_{it} 表示*i*地区*t*年末的地区生产总值,且进行价格平减处理(单位:亿元), d_{ij} 表示通过高德地图测算的两地区省会间距离(单位:千米),若 $i = j$ 则 d_{ii} 为地区内距离,对于地区内距离的测算本文借鉴 Crozet(2004)提出的 $d_{ii} = \frac{2}{3} \sqrt{Area_i/\pi}$, $Area_i$ 为地区*i* 对应的地理面积(单位:平方千米)。另外,各变量含义及数据处理方式已在上表 1 的变量说明中进行解释,以上数据均来源于统计局国家数据库。

进行空间统计分析前,需利用空间权重矩阵将实际观测数据映射到空间计量模型,对于空间权重设定通常采用基于空间距离或基于地理邻近关系的方法,其设定质量直接影响空间单元依赖关系量化的准确性,不当的设定将导致空间统计分析结果存在较大偏误。基于地理邻近关系的空间权重矩阵虽然简单直观、设定

方便且计算量小,但对于协调发展程度较高的不相邻地区之间相互作用难以准确反映。因此,本文采用基于空间距离的标准来构建权重矩阵,通过对两两地区之间距离的测量获得空间权重矩阵,当 $i \neq j$ 时, $W_{ij} = 1/d_{ij}$;当 $i = j$ 时, $W_{ij} = 0$ 。

2. 中国地区收入水平的空间关联性测度

测算居民人均可支配收入的 Moran's I 指数了解被解释变量空间关联性是进行空间面板计量分析的重要前提。本文首先测算被解释变量的全局 Moran's I 指数,测算结果如图 1 所示,从中可以看出居民人均可支配收入的 Moran's I 指数在 5% 显著性水平上存在空间关联性,其值均大于 0,且在 0.09~0.14 间波动,虽然 2012 年出现显著下降,但在 2013 年之后逐渐趋于平稳,总体呈现上升趋势。说明中国居民人均可支配收入状况形成以经济强省为重点的东部地区和以欠发达地区为主的西部地区之间两极集聚。同时,这种集聚效应在样本期内呈现出逐渐增强趋势,意味着地区间存在近邻效应,即居民人均可支配收入水平的高低依赖于邻近地区经济发展状况、协调程度和收入水平等。

为了分析被解释变量居民人均可支配收入在局部地区的空间关联性特征,本文通过测算被解释变量的局部 Moran's I 指数,分别绘制 1998 年和 2017 年居民人均可支配收入局部 Moran 散点图,如图 2 和图 3 所示。从各象限看每个象限所包含的地区及数目相对较为稳定,且多数位于第一、第三象限,也就是高-高(HH)、低-低(LL)类型,两类明显的空间分异说明人均可支配收入水平具有空间关联性特征。这验证了中国居民人均可支配收入状况形成以经济强省为重点的东部地区和以欠发达地区为主的西部地区之间两极集聚现状。因此,引入空间因素构建两类空间面板模型的分析方法不仅具有更强解释力,而且符合中国实际情况。

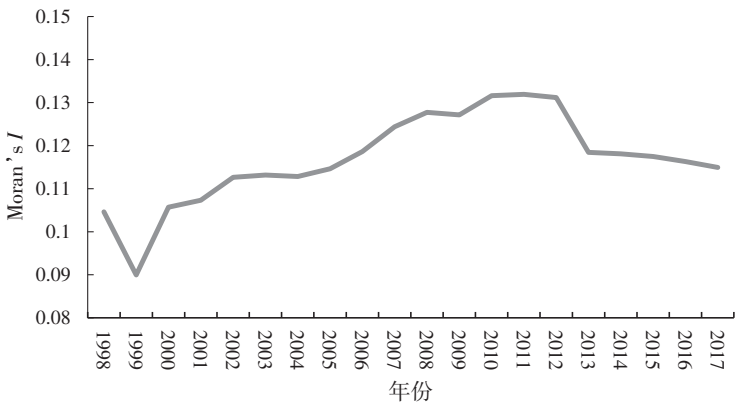


图1 居民人均可支配收入的 Moran's I 指数

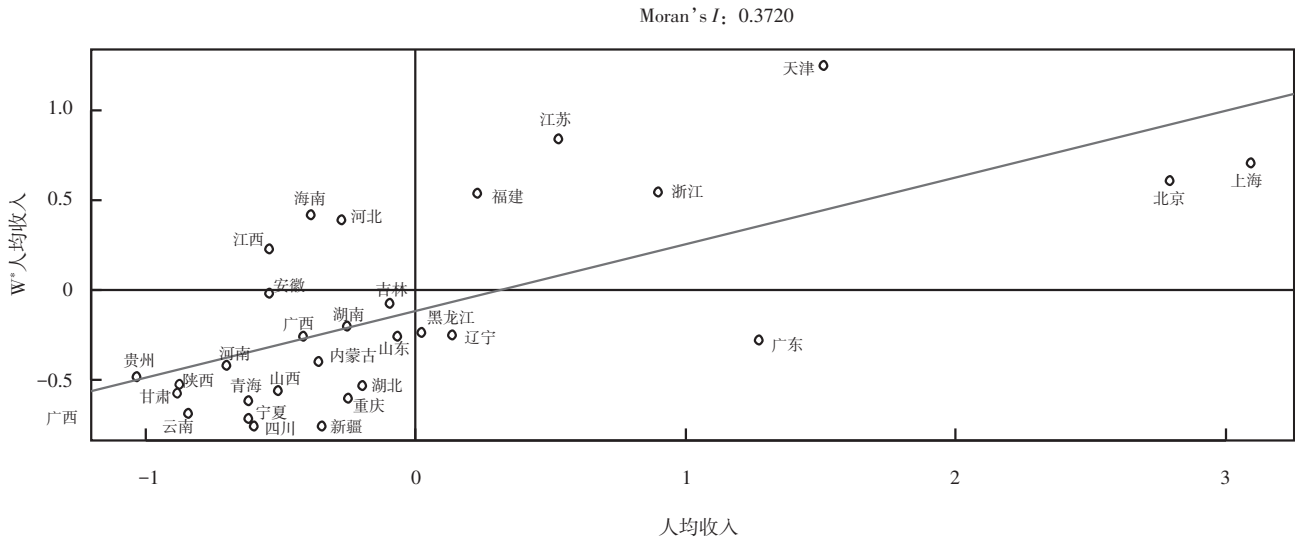


图2 1998 年人均收入散点图

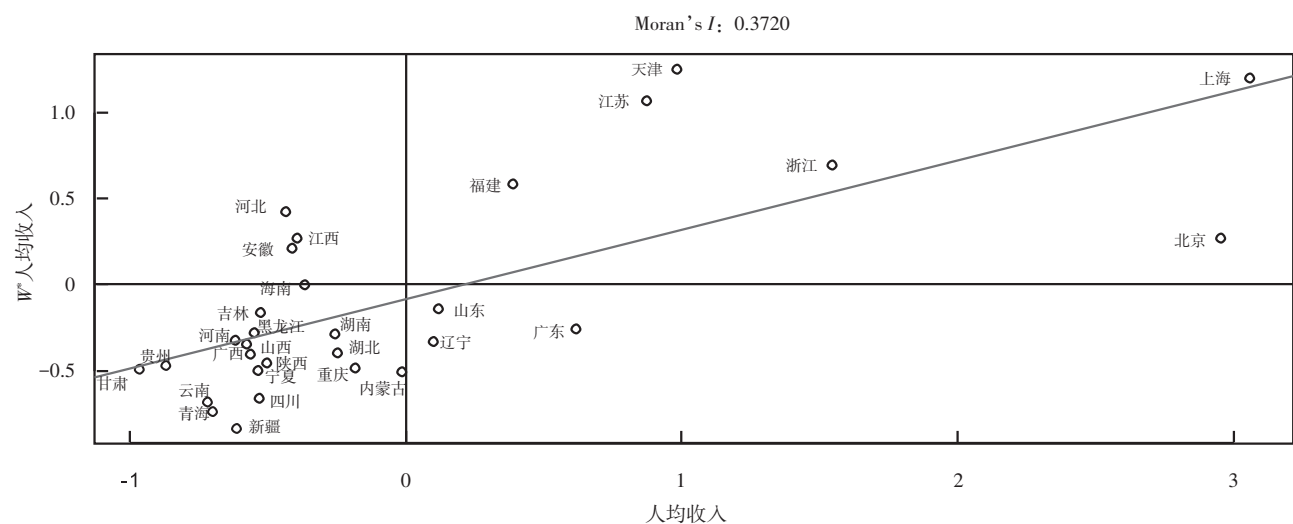


图 3 2017 年人均收入散点图

3. 市场潜能与地区间整体收入差距的空间面板计量分析

本文主要从全国和东、中、西三大区域角度探究市场潜能对地区间整体收入差距的影响。选择合适的模型形式是进行估计的必要前提:首先,Hausman 检验结果为 109.53,表明选择固定效应模型能够增强估计结果的解释能力;其次,通过 LM 检验法对空间模型进行选择,其依据借鉴 Anselin(2004)的判别方法,LM 检验结果为 0.021,说明不存在序列相关。普通最小二乘法在对数据样本进行估计过程中需满足解释变量绝对外生,但空间面板模型中的关联性特征难以符合该条件,容易引起估计结果的严重偏误。因此,本文采用最大似似估计法对模型进行估计,其数据样本估计结果见表 2。

表 2 市场潜能与地区间整体收差距的回归结果

模型形式	模型 1(全国)	模型 2(东部)	模型 3(中部)	模型 4(西部)	稳健性检验		
	SPEM 固定效应模型	SPEM 固定效应模型	SPEM 固定效应模型	SPEM 固定效应模型	模型 5(东部)	模型 6(中部)	模型 7(西部)
lnMP	0.1863(0.0000)	0.7230(0.0000)	0.2559(0.0000)	0.1502(0.0000)	0.4807(0.0000)	0.2572(0.0000)	0.1913(0.0000)
lnFDI	0.0200(0.0000)	0.1662(0.0000)	0.0187(0.0035)	0.0143(0.0005)	0.0797(0.0060)	0.0135(0.0346)	0.0113(0.0040)
lnK	0.0521(0.0005)	0.6028(0.0000)	0.0326(0.0687)	0.0893(0.0000)	0.0439(0.4189)	0.0399(0.0229)	0.0906(0.0000)
lnH	0.0567(0.0003)	-0.2874(0.0000)	0.1966(0.0000)	-0.0434(0.1888)	-0.0746(0.2454)	0.2186(0.0000)	-0.0780(0.0143)
δ				0.4021(0.0000)			0.5121(0.0000)
λ	0.1880(0.0453)	0.9890(0.0000)	0.1160(0.0450)		0.6590(0.0000)	0.0850(0.0441)	
R ²	0.9953	0.9725	0.9989	0.9970	0.9708	0.9989	0.9972
Corr-squared	0.8673	0.6119	0.7207	0.2885	0.5886	0.7200	0.3422
Log-likelihood	969.2901	117.555	478.4855	408.3617	89.2456	378.0752	420.3755
LR-test	1999.0439(0.0000)	483.0133(0.0000)	444.2746(0.0000)	666.5690(0.0000)	296.1809(0.0000)	444.5302(0.0000)	683.7023(0.0000)

注:括号外(内)的数字分别为各解释变量的系数值和 t 值所对应的概率;Log-likelihood 和 Corr-squared 分别表示对数似然函数值和相关系数平方。

由表 2 可知,模型的拟合度较高,各系数总体显著。第一,对于主要解释变量市场潜能来说,无论是从全国还是从东中西部三大区域层面看其系数均显著大于 0,说明市场潜能对中国整体及东中西部三大区域收入水平的提高均具有较大促进作用。例如,当全国的市场潜能提高 1% 时,全国人均收入水平增加 0.186%。这一结果与大多数学者的研究结论一致,也符合空间经济学的理论预期。假定其他条件不变,仅考虑市场潜能因素对地区经济发展和居民收入水平的影响,由于本地规模经济和市场效应,厂商更倾向于在具有较大市场的区域从事商品生产并进行销售。因此相对于其他地区而言市场潜能较高地区将获得更强的经济发展动力,从而该地区居民收入水平也就更高。一些学者认为,市场潜能对劳动报酬或收入水平的影响可以被看作一种外部经济,即具有技术溢出效应。

第二,从东、中、西部三大区域的估计结果看,不同区域之间市场潜能对收入增长的影响存在显著异质性。市场潜能系数在三大区域之间分别为 0.723、0.256 和 0.150,表明在空间分布上市场潜能存在明显差异,且这一差距在较大程度上解释了中国不同区域之间尤其是东西部之间市场潜能对收入影响的差异。例如,

2017年中国东部地区人均可支配收入为西部地区的1.659倍,达到33414.0元。虽然中国提出区域协调发展战略发挥了抑制收入差距不断扩大的政策效应,但是市场潜能对收入增长的影响因循环累积形成“路径依赖”,导致其影响存在显著的区域异质性。东部地区因本身所拥有的规模效应及毗邻省份之间良好的协调发展机制是其具备良好市场潜能的重要原因,而西部地区由于地理区位、人文环境、发展战略等的影响经济发展水平相对滞后,再加上市场潜能不足,进一步削弱了西部地区的收入增长动力。

第三,从空间误差系数 λ 与空间滞后系数 δ 的估计结果看,两者系数均为正值且在5%水平上显著,该结论再次验证了空间因素对地区收入差距的影响,即地区之间存在空间依赖。另外,控制变量的估计结果表明,外商直接投资、物质资本对收入增长的作用为正,但其对收入增长的正向刺激远小于市场潜能的扩张效应。而人力资本投资对东西部地区收入增长的作用为负,且对东部地区的影响效应更强。

以往的研究认为,本地市场需求规模与其收入水平正相关,这表明地区收入水平越高市场需求规模也就越大,反之亦然。若不剔除本地市场需求规模的影响将难以判断究竟是较大的地区市场潜能推动较高的收入水平,还是较高的收入水平引起较大的地区市场潜能。也就是说,地区收入水平和市场潜能之间可能因本地市场需求规模的影响而存在计量模型的内生性问题无法处理,引起估计结果的严重偏误。因此,基于上述分析本文用各地区的人均地区生产总值替换地区生产总值重新计算各地区的市场潜能,并进行稳健性检验(表2)。检验结果表明,市场潜能对收入增长的影响系数仍为正,且影响程度同样表现为明显的东中西部地区递减趋势。同时,在5%的显著性水平上控制变量依然显著,实证结果并未出现明显变化。

(二)市场潜能与地区内城乡结构性收入差距

1. 计量模型的建立

在中国“二元”经济结构下,地区内公共财政支出、基础设施建设、社会保障水平等差异引起的城乡结构性收入不平衡问题是中国收入不平等的重要原因之一(宣春艳等,2011;陈旭,2019;杨茜和石大千,2019)。长期以来在地区内部的社会经济发展中,农村都保持着以家庭经营为主的小农经济发展模式,农民经营性收入增速相对滞后,而城市凭借其良好的政策倾向、资源配置能力和区位优势等发挥着增长极的作用。通过上述实证模型的分析可知,市场潜能增强对地区间整体收入水平的提高具有较大促进作用。那么,市场潜能与地区内城乡结构性收入差距之间又存在何种作用机制?成为本部分的研究重点。将式(3)、式(5)代入式(4)中,根据市场均衡的一般条件 $x_k = q_k$,得到地区 k 中代表性企业的净利润:

$$\pi_k = \sum_{j=1}^R \frac{(\beta_k w_k)^{1-\sigma} (e^{\tau d_{kj}})^{-\sigma}}{\sigma \sum_{k=1}^R n_k (\beta_k w_k e^{\tau d_{kj}})^{1-\sigma}} E_j - F = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\sigma \beta_k w_k}{\sigma - 1} \right)^{1-\sigma} MP_k - F \quad (14)$$

由式(14)可知: $\partial \pi_k / \partial MP_k > 0$,企业利润在市场均衡的一般条件下为市场潜能的单调递增函数,且市场经济中企业在利润最大化目标驱动下开展生产,那么地区市场潜能提高会引起企业的地区集聚,在城乡之间形成“核心-外围”结构。另外,相较于农村地区而言城市在资本、信息、职业培训、公共服务及政策保障等方面都存在显著优势。

一方面,市场潜能聚集效应推动城乡之间劳动力转移,有助于抑制城乡收入水平的拉大。地区市场潜能增强会吸引大量企业在城市集中,企业的地区集聚能够提供更多就业岗位。相对于第一产业来说,第二、第三产业拥有更高的资本运作效率和劳动生产率,这种区别会导致两部门之间发展水平不同及劳动报酬的差异。因此,促进劳动力由第一产业向第二、第三产业转移,不仅有利于经济增长,而且往往能够带来劳动报酬的提高。

另一方面,物质资本投资差异、劳动力市场歧视、外商直接投资水平及农村人力资本投资不足等,导致劳动力在城乡之间流动并不一定实现收入差距的缩小(车维汉和杨荣,2010;孔庆洋和黄慧慧,2018;周芳丽,2019)。当前,城市中的农民工群体无论是在经济上亦或是在社会上都存在一定程度的被边缘化现象。尚不成熟的劳动力市场导致城市中的农民工群体在就业竞争上不仅存在替代关系,而且在就业分层上具有互补关系。由于劳动力市场歧视,导致城市中劳动报酬较高的岗位大多被本地劳动者占据,进而在城市中形成劳动力市场的“二元”结构。

基于以上分析,本文构建空间面板模型深入探讨市场潜能是否影响地区内城乡结构性收入差距及相互之间的作用机制。该模型中被解释变量与核心解释变量分别为地区内城乡收入差距水平和市场潜能。其中,地区内城乡收入差距变量通过城乡收入比 v 表示,其他指标的含义及数据衡量方法如前文所述。同时,

借鉴上文的分析方法引入 K 、 FDI 和 H 作为控制变量,具体模型如下。
其中:SPLM模型的具体表达形式为

$$\ln v_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln v_{it} + \alpha_0 + \alpha_1 \ln MP_{it} + \alpha_2 (\ln MP_{it})^2 + \alpha_3 \ln FDI_{it} + \alpha_4 \ln K_{it} + \alpha_5 \ln H_{it} + u_{it} \quad (15)$$

SPeM模型的具体表达形式为

$$\ln v_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln MP_{it} + \alpha_2 (\ln MP_{it})^2 + \alpha_3 \ln FDI_{it} + \alpha_4 \ln K_{it} + \alpha_5 \ln H_{it} + u_{it} \quad (16)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

2. 地区内城乡收入比的空间关联性测度

了解城乡收入差距指标的空间相关性是进行空间面板模型分析的必要前提。因此,本文通过对被解释变量城乡收入差距指标的Moran's I 指数测算了解其空间关联性特征,结果如图4所示。城乡收入差距指标的测算结果在整个样本期间内均大于0,且在0.14~0.21间波动。由此表明,城乡收入差距指标具有显著的空间关联性,且在空间分布上存在较强的马太效应。

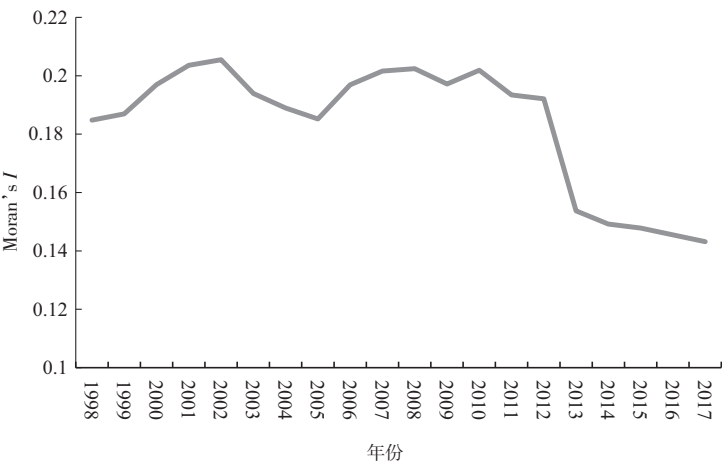


图4 地区内城乡收入差距的Moran's I 指数

3. 市场潜能与地区内城乡结构性收入差距的空间面板计量分析

选择合适的模型形式是进行空间面板计量分析的重要前提,通过Hausman检验结果为107.48,表明选择固定效应模型能够增强估计结果的解释能力;另外,通过LM检验法对空间模型进行选择,检验结果为0.007,说明不存在序列相关。普通最小二乘法在对数据样本进行估计的过程中需满足解释变量绝对外生,但空间面板模型中的关联性特征难以符合该条件,容易导致估计结果的偏误。因此,本文采用最大似估计法对模型进行估计,结果见表3。

表3 市场潜能与地区内城乡结构性收入差距的回归结果

模型形式	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	稳健性检验	
	SPLM 固定效应模型	SPeM 固定效应模型	SPLM 固定效应模型	SPeM 固定效应模型	模型 12 SPLM 固定效应模型	模型 13 SPeM 固定效应模型
$\ln MP$	-0.0590(0.0035)	-0.0263(0.4305)	-0.0702(0.0738)	-0.0726(0.0652)	-0.2298(0.0000)	-0.2409(0.0000)
$(\ln MP)^2$			0.0072(0.0000)	0.0073(0.0000)	0.0180(0.0000)	0.0185(0.0000)
$\ln FDI$	-0.0163(0.0004)	-0.0169(0.0002)	-0.0198(0.0000)	-0.0194(0.0000)	-0.0149(0.0008)	-0.0144(0.0013)
$\ln K$	-0.0708(0.0000)	0.0552(0.0018)	0.0257(0.0163)	0.0258(0.1655)	0.0300(0.0932)	0.0293(0.1011)
$\ln H$	0.0420(0.0000)	0.0558(0.0026)	0.0416(0.0231)	0.0428(0.0202)	0.0127(0.5285)	0.0120(0.5501)
δ	0.1260(0.0264)		0.0670(0.0471)		0.0670(0.0027)	
λ		0.8110(0.0000)		0.1690(0.1141)		0.0650(0.5751)
R^2	0.9163	0.9129	0.9200	0.9197	0.9218	0.9217
$Corr-squared$	0.3945	0.0895	0.1228	0.1196	0.1435	0.1423
Log-likelihood	895.0281	873.1521	883.5064	882.8166	890.7231	890.7101
LR-test	902.4182(0.0000)	826.0288(0.0000)	919.4741(0.0000)	918.0345(0.0000)	921.0713(0.0000)	921.6894(0.0000)

注:括号外(内)的数字分别为各解释变量的系数值和t值所对应的概率;Log-likelihood和corr-squared分别表示对数似然函数值和相关系数平方。

从表3模型10的回归结果可以得出如下结论:

第一,空间滞后系数 δ 为0.067且在5%水平上显著,表明城乡收入差距存在空间关联性,即本地区的城乡收入差距状况不仅受自身因素影响,而且与周边地区内部收入差距水平相关。物质资本投资、外商直接投资的系数分别为0.0257和-0.0198且通过5%的显著性检验,表明扩大物质资本投资会加剧地区内城乡结构性收入差距,而提高外商直接投资则能够抑制地区内城乡结构性收入差距。笔者认为,这可能与投资结构有关,中国社会资本投资大多以第二、第三产业为主,城市恰恰是这些产业的重要载体,正是这种投资结构和产业结构的“二元”格局导致了城乡结构性收入差距的扩大。人力资本投资的系数为0.0416且通过5%的显著性检验,说明城乡人力资本投资差异成为扩大城乡结构性收入差距的重要因素。通常来说,城市人力资本投资水平显著高于农村地区,造成城乡劳动力素质高低与劳动报酬的差异。另外,城市拥有更多的就业机会和相对更高的劳动力报酬,使得农村少数具有较高技能的劳动力向城市转移,导致农村地区人力资本投资维持在较低水平,进而农村地区无论是人力资本存量还是增量都与城市地区产生较大差距,扩大城乡收入差距水平。

第二,从变量市场潜能的系数看,一次项与平方二次项系数符号相反,说明市场潜能与城乡结构性收入差距之间呈现出U型影响。当处于下降阶段时市场潜能提升所带来的集聚效应发挥主导作用,有助于城乡结构性收入差距的缩小;当处于上升阶段时市场潜能集聚效应固化累积和制度性障碍造成的不利因素为主导,会推动城乡结构性收入差距的扩大。具体来说,市场潜能与城乡结构性收入差距之间U型影响的拐点为7.021。基于前文测算的2017年中国各地区市场潜能数值发现,该数值超过拐点的地区仅上海、北京、江苏、天津和浙江,其他省区市场潜能均小于该数值。对于市场潜能数值超过拐点的5个发达地区而言,市场潜能的增长不利于城乡结构性收入差距的缩小,对于其他地区来说提高市场潜能仍然是改善城乡结构性收入差距的重要手段。

第三,本文借鉴上文稳健性检验方法对市场潜能与地区内城乡结构性收入差距的实证结果进行检验,结果见表3。市场潜能的一次项与平方二次项系数符号相反,市场潜能对地区内城乡结构性收入差距的影响仍然表现为U型关系。同时,在5%的显著性水平上控制变量依然显著,实证分析结果是稳健的。

五、结论

本文以空间经济学理论为基础构建两类空间面板模型,深入探讨市场潜能与地区间整体收入差距及地区内城乡结构性收入差距之间的关系,实证分析得出:

(1)市场潜能对地区间整体收入水平的提高具有较大促进作用。相对于其他地区而言市场潜能较高地区将获得更强的经济发展动力,从而该地区的收入水平也就更高。虽然物质资本、外商直接投资对收入增长的作用为正,但其对收入增长的正向刺激远小于市场潜能的扩张效应。人力资本投资对东西部地区收入增长的作用为负,且对东部地区的影响效应更强。

(2)收入水平呈现出空间集聚特征。从东中西部三大区域的估计结果看,不同区域之间市场潜能对收入增长的影响存在显著异质性,且这一差距在较大程度上解释了中国不同区域之间尤其是东西部之间市场潜能对收入影响的差异。中国所采取的非均衡发展战略导致产业在发达地区的路径依赖,推动产生经济发展在地理分布上的“核心-外围”结构,导致市场潜能提高反而加剧了区域间的收入差距。

(3)市场潜能与城乡结构性收入差距之间表现出先缩小后扩大的U型影响。就市场潜能数值已经高于拐点的地区而言,由于市场潜能集聚效应固化累积和制度性障碍造成的不利因素影响,市场潜能提升反而不利于地区内城乡结构性收入差距的缩小,对于其他地区来说提高市场潜能仍然是改善地区内城乡结构性收入差距的重要手段。扩大物质资本投资会加剧地区内城乡结构性收入差距,而提高外商直接投资则能够降低地区内城乡结构性收入差距水平,人力资本投资的城乡差距造成地区内城乡结构性收入差距的拉大。

基于上述结论,本文提出政策建议如下:

(1)提高市场潜能对收入增长的促进作用。政府应积极引导资本、人才、技术等跨区域流动,以克服资源配置、经济发展、技术创新等在东部地区的路径依赖。同时,通过挖掘中西部地区自身潜力,增强与东部地区的经济合作以提升市场潜能,不仅有利于促进居民收入水平的提高,而且能够充分发挥市场潜能对改善其系数值小于拐点区域的地区内城乡结构性收入差距。另外,在发展规划上构建东中西部地区协调发展战略格局,在中西部地区培养增长极,例如:形成以西安、郑州为核心的秦豫增长极,以贵阳、昆明、南宁为核心的黔

滇桂增长极等。加强增长极之间的空间网络建设与要素流动,形成以西安、郑州、贵阳、成都、重庆、南宁、昆明等为点,以高速公路网、高速铁路网等为轴的经济协调发展空间布局,加强增长极之间的空间联系并由此带动周边地区发展。

(2)消除市场潜能聚集效应固化累积和制度性障碍造成的不利因素对城乡结构性收入差距的影响。市场潜能聚集效应固化累积和制度性障碍,使得农村劳动力更难获得高报酬的就业机会,加剧了城乡结构性收入差距程度。因此,政府应提高农村地区尤其是中西部农村地区人力资本投资水平,增强进城务工人员职业技能培训,提高其劳动报酬收入。这不仅能够改善中西部地区内城乡结构性收入差距,而且可以减少市场潜能提升对上海、北京、江苏、天津、上海和浙江地区城乡结构性收入差距的放大效应。另外,改善营商环境提升中西部地区尤其是中西部经济中心对外商直接投资吸引力,充分发挥外商直接投资在抑制地区内城乡结构性收入差距的重要作用。

参考文献

- [1] 车维汉,杨荣,2010.技术效率、技术进步与中国农业全要素生产率的提高——基于国际比较的实证分析[J].财经研究,36(3):113-123.
- [2] 陈建军,刘月,陈怀锦,2016.市场潜能、协同集聚与地区工资收入——来自中国151个城市的经验考察[J].南开学报(哲学社会科学版)(1):77-88.
- [3] 陈旭,2019.城市蔓延、地理集聚与城乡收入差距[J].产业经济研究(3):40-51.
- [4] 邓翔,朱海华,路征,2018.劳动力流动与工资收入差距[J].人口研究,42(4):39-50.
- [5] 蒋含明,2015.企业空间集聚与中国地区工资水平差异——基于新经济地理学视角的实证研究[J].财经论丛(9):3-10.
- [6] 孔庆洋,黄慧慧,2018.服务业集聚、市场潜能与行业收入差距——基于空间回归模型的分析[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),46(2):69-81.
- [7] 宋维佳,2013.工资水平与外商直接投资区位变动研究[J].财经问题研究(10):48-54.
- [8] 宣春艳,余晶,刘永在,等,2011.自然资源禀赋与城乡收入差距研究——以内蒙古为例[J].内蒙古大学学报(哲学社会科学版)(6):43-48.
- [9] 杨茜,石大千,2019.交通基础设施、要素流动与城乡收入差距[J].南方经济(9):35-50.
- [10] 张泽义,何春丽,2017.空间相关、地区市场潜能与收入不平衡[J].华东经济管理(10):60-69.
- [11] 周芳丽,2019.劳动力流动为何没有缩小城乡收入差距[J].首都经济贸易大学学报,21(1):78-84.
- [12] ANSELIN L, 2004. Advances in spatial econometrics: Methodology, tools and applications[M]. Berlin: Springer.
- [13] BLANCHARD J, KATZ F, 1992. Regional evolutions[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 17(1): 1-75.
- [14] CICCONE A, 2002. Agglomeration effects in europe[J]. European Economic Review, 34(46): 213-227.
- [15] CROZET M, 2004. Do migrants follow market potentials? An estimation of a new economic geography model[J]. Journal of Economic Geography, 17(4): 439-458.
- [16] CROZET M, KOENIG P, 2005. The cohesion versus growth trade off: Evidence from EU regions(1980—2000)[R]. Spain: ERS Working Paper.
- [17] FUJITA M, KRUGMAN P, 1999. The spatial economy: Cities, region and international trade [M]. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology.
- [18] GLAESER E, MARE D, 2001. Cities and skills[J]. Journal of Labor Economics, 13(19): 316-342.
- [19] HANSON, 1998. Market potential, increasing returns, and geographic concentration[R]. Cambridge, MA: NBER Working Paper.
- [20] HEAD K, MAYER T, 2004. Empirics of agglomeration and trade [M]. Netherlands: Handbook of Regional and Urban Economics.
- [21] KRUGMAN P, 1991. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy, 99(3): 483-499.
- [22] LUCAS R, 1978. Asset prices in an exchange economy[J]. Econometrica, 12(46): 1429-1445.
- [23] MANKIW N, 1992. A contribution to the empirics of economic growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 23(107): 407-438.
- [24] REDDING S, 2004. Economic geography and international inequality [J]. Journal of International Economics, 45(1): 53-82.
- [25] TOBLER W, 1970. A computer movie simulating urban growth in the detroit region [J] Economic Geography, 68(2): 234-240.

Market Potential and Regional Income Gap: Based on the Spatial Perspective

Lan Guanxiufeng¹, Wu Yating², Kuang Xianming¹

(1. School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110819, China; 2. School of Marxism, Hainan Normal University, Haikou 571158, China)

Abstract: Based on the theory of spatial economics, two types of spatial panel models were constructed to theoretically analyze and empirically test the impact of market potential on the overall inter-regional and intra-regional urban-rural structural income gap. The results show as follows. The market potential has a significant promoting effect on the improvement of the overall income level between regions, and the regions with high market potential will get stronger economic development impetus, so that the income level of residents in this region will be higher. The income level is characterized by spatial agglomeration, and there is significant heterogeneity in the influence of market potential on the income growth among different regions. Moreover, this gap largely explains the income gap between different regions in China, especially between the east and the west. The u-shaped influence between market potential and urban-rural structural income gap is first narrowed and then expanded. The inflection point is 7.02. For provinces and regions that have not yet exceeded this inflection point, improving market potential is still an important means to improve the urban-rural structural income gap within the region.

Keywords: market potential; income inequality; new economic geography analysis; spatial correlation