

高等教育规模与质量对城乡收入 差距的影响

——基于2003—2019年省级面板数据的空间计量分析

胡咏梅, 薛远康

[摘要] 文章从空间溢出效应的视角出发, 利用我国大陆31个省份2003—2019年省级面板数据构建双向固定效应的空间杜宾模型, 分析了高等教育规模与质量对城乡收入差距的影响。研究发现: (1) 高等教育规模对城乡收入差距的影响存在“倒U型”空间溢出效应, 即高校扩招超过一定规模后, 将会对城乡收入差距起到收敛作用, 进而促进社会公平; (2) 高等教育质量对城乡收入差距的影响存在正向空间溢出效应, 即邻近省份的高等教育质量越高, 越会加剧本地区城乡居民收入分配不平等程度; (3) 分区域来看, 东部地区高等教育规模扩张对收入差距影响的空间溢出效应不显著, 但中西部均存在显著的“倒U型”空间溢出效应。基于实证研究结论, 提出中西部地区可适度加大扩招速度, 且需逐步缩小不同地区劳动力市场的高等教育回报率。

[关键词] 高等教育规模; 城乡收入差距; 空间溢出效应; 空间杜宾模型

一、引言

改革开放以来, 我国经济取得飞速发展, 居民收入水平大幅提高, 但同时城乡收入差距也较改革前显著扩大, 如何缩小城乡收入差距作为重要社会问题受到政府和学术界的高度关注。2020年11月《中共中央关于制定国民经济

[收稿日期] 2022-06-03

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地2016年度重大项目“经济新常态背景下的教育与经济增长”(16JJD8800004)。

[作者简介] 胡咏梅, 北京师范大学教育学部, 电子邮箱地址: huym0718@bnu.edu.cn; 薛远康(通讯作者), 华东师范大学教育学部, 电子邮箱地址: yuankang95@foxmail.com。

[致谢] 本研究得到北京大学教育学院闵维方教授的悉心指导, 在此特致谢意。

济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》对我国收入分配差距现状做出最新判断：“发展不平衡不充分问题仍然突出……城乡区域发展和收入分配差距较大。”^①在各种影响收入分配的因素中，教育处于至关重要的地位，并且在当前推动共同富裕的背景下，作为教育经济学重要的研究领域之一，教育与收入分配的关系值得更深入的探讨。随着经济社会的发展，高等教育对个体收入有着愈发重要的作用，而地区高等教育资源的丰富程度，难免会影响个体接受高等教育的机会，进而可能对收入差距产生影响。

在各种经济和历史原因影响下，我国高等教育资源在地区间分布不均，这往往导致不同地区人力资本积累的差异，进而可能加大地区间经济发展差距；另一方面，由于高等教育资源分布不均，各地区高校扩招规模难免存在较大差距，这可能造成不同地区高等教育机会的不均衡，从而对地区收入分配差距产生影响。当前，对高等教育扩招规模影响城乡收入差距的研究呈现出不一致的结论：包括正向、负向、“倒U型”影响等多种结论。众所周知，我国各省高校招生并非仅针对本省生源，毕业生也不只留在本省就业，即高校扩招规模对收入分配的影响可能存在空间效应，但现有文献对此有所忽视，因此本文将利用空间计量模型方法，尝试对此展开深入分析，也是从一侧面评估高等教育规模扩张对社会公平的影响。

二、文献综述与研究假设

我们首先对本研究的核心概念进行界定，然后围绕高等教育空间布局与经济发展及城乡收入差距的关系展开文献分析，并在此基础上提出后文实证研究需要验证的系列假设。

（一）核心概念界定

本文的核心概念为空间溢出效应(spatial spillover effect)，空间溢出效应可分为政治溢出、经济溢出等多种表现形式，也可分为教育系统对经济系统、经济系统对政治系统等多种影响方式(顾佳峰，2010)。本文中的空间溢出效应仅关注高等教育系统对空间邻近地区经济系统产生的影响，且特指省份高等教育规模扩张^②对邻近省份城乡收入差距的影响。

^① 《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，《人民日报》，2020年11月4日。

^② 本文中的省份高等教育规模扩张主要指省份高校招生规模的扩大，因而后文有时用高校扩招来表述。

高等教育的空间溢出效应近年来受到一些学者重视,且有学者研究发现这种空间溢出效应并非总是产生正向影响。例如高校生产的“人力资本”和“R&D成果”在区域与区域之间的流动,可能导致供给主体之间的“搭便车”、“公地悲剧”的合作困境(孙阳春和朱莲花,2016)。目前鲜有学者聚焦省份高等教育规模扩张对相邻省份城乡收入差距影响的空间溢出效应研究。

(二)高等教育空间布局与经济发展及城乡收入差距的关系

我国高等教育规模的空间分布整体呈现“东南多而西北少”的特点,且优质高等教育资源大都聚集在省会城市(Borsi et al., 2022)。在规模分布不均衡背景下,高等教育对经济发展的作用呈现出鲜明特色,例如高等教育规模扩张在不同地区对经济增长促进作用不一,在东部地区影响效果最小(劳昕和薛澜,2016)。高质量人力资本扩张对产业结构升级有推动作用,且在东部高等教育资源集聚和市场化程度高的地区更为显著(何小钢等,2020)。此外,高等教育会直接影响地区人力资本积累,但中西部地区在高等教育规模扩张的同时,还存在人才流失的问题(田浩然等,2022)。

在共同富裕背景下,高等教育空间布局对收入差距的影响值得更多关注,空间不均衡会导致地区间高等教育入学机会存在差异(Liu, 2015)。随着我国20世纪末的高校大规模扩招,此领域当前研究主要集中在不同地区高校规模扩张对收入分配差距的影响上。

从理论层面的劳动力市场角度出发,教育规模扩展影响收入分配的途径包括“结构效应”(composition effect)和“工资压缩效应”(wage compression effect):在仅有有限的劳动力受过高学历教育时,教育规模扩展扩大了收入不平等程度,即产生了结构效应;随着高学历劳动力供给增加,这将降低教育的工资收益,这种工资压缩效应超过早期的结构效应时,教育扩展会降低收入不平等程度(白雪梅,2004)。

关于高等教育规模扩张对城乡收入差距影响的经验研究,至今结论不尽相同。如有学者从教育机会增加的角度进行分析,通过将受扩招影响较大的省份作为实验组,利用省级面板数据和双重差分方法发现高校扩招增加了农村户籍学生接受高等教育的机会和非农就业的机会,从而缩小了城乡收入差距(石大千和张卫东,2017)。也有学者获得了与上述研究不同的结论,如李郁芳等通过中国家庭收入调查(CHIPS)微观数据发现,高校扩招的结构效应与工资压缩效应都在一定程度上扩大了城镇居民收入不平等(李郁芳和艾兴勇,2015)。

针对研究结论的不一致,陈林和万攀兵(2017)认为实质在于高校扩张处于教育扩展库兹涅茨“倒U型”曲线顶点的哪一侧。周扬和谢宇(2020)认为,

结论不一致性的主要原因在于忽略了高等教育阶段在扩张后显著明晰的内部机会分化及其异质性回报，重点大学的收入回报显著高于非重点大学，但非重点大学与高中教育的收入回报无显著差异。

此外，高等教育具有多种空间效应，如一个地区的高等教育发展与产业结构升级对周边产业结构升级存在显著促进作用(何宜庆和吴铮波，2019)。但高校规模扩张对收入分配影响的空间效应鲜有研究，仅有方超等(2018)发现研究生教育规模扩张1%，对临近地区收入差距缩小的辐射效应可达2.6%。因此，现有研究出现不同结论还可能是忽视了高校规模扩张的空间效应，类似于高校扩招的直接影响。赖德胜(1997)利用49个国家的数据发现教育扩展与收入不平等变动存在“倒U型”关系。本文旨在探讨高校规模扩张对城乡收入差距影响的空间效应，因而提出高校扩招的空间效应同样存在“倒U型”特点的如下待检验的假设1。

假设1：高等教育规模扩张对城乡收入差距影响存在“倒U型”的空间效应。

现有研究相对缺乏将高等教育规模扩张与高等教育质量和机会结合起来分析的视角，高等教育规模扩大不仅数量的扩大，也蕴含着省际机会不平等和质量差异。高等教育的质量与机会与人力资本积累和流动紧密相关，例如有研究指出，高校毕业生跨省就业发生率随学历层次的提高而增大，专科生最倾向于留在本省市就业(张抗私和周晓蒙，2018)。由此可提出以下待检验的两个假设。

假设2：各省高等教育质量对城乡收入差距影响存在显著的空间溢出效应，即需要检验以下两个子假设：

假设2a：各省高等教育质量对城乡收入差距的影响存在空间溢出效应；

假设2b：各省高等教育质量在高校扩招与城乡收入差距的空间溢出效应中发挥调节作用。

假设3：各省高等教育机会对城乡收入差距影响存在显著的空间溢出效应，即需要检验以下两个子假设：

假设3a：各省高等教育机会对城乡收入差距的影响存在空间溢出效应；

假设3b：各省高等教育机会在高校扩招与城乡收入差距的空间溢出效应中发挥调节作用。

我国东中西三大地区经济社会发展差异较大，高等教育发展水平同样不一，东部地区显著高于中西部(张男星等，2014)，因此高校扩招对城乡收入差距影响的空间溢出效应在不同地区可能存在不同特征。故提出如下待检验的假设4。

假设 4: 高等教育规模扩张对城乡收入差距影响的空间溢出效应在不同地区(东中西部)存在异质性。即东部地区高校规模扩张对收入差距影响的空间溢出效应不显著, 但中西部均存在显著的“倒 U 型”空间溢出效应。

三、研究设计与方法

(一) 模型构建

1. 基准模型

为验证研究假设, 参考 Becker(1966) 考察教育与收入关系的双对数模型, 建立如下基准模型:

$$\begin{aligned} INEQ_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Hedu_{i,t} + \beta_2 Hedu_{i,t}^2 + \beta_3 Edu_{i,t} + \beta_4 Heq_{i,t} + \\ & \beta_5 Hedu \times Edu_{i,t} + \beta_6 Hedu \times Heq_{i,t} + \beta_7 \ln pGDP_{i,t} + \\ & \beta_8 (\ln pGDP_{i,t})^2 + \beta_9 Z_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

式中因变量为城乡收入差距, $Hedu$ 表示高等教育规模, 加入二次项为验证教育扩展与收入不平等的倒 U 型关系; Edu 表示高等教育不平等, Heq 表示省域高教质量, $\ln pGDP$ 表示人均 GDP 自然对数, 二次项用以验证库兹涅兹的“倒 U 型”假说, Z_{it} 表示控制变量, 如城镇化水平等。模型中各变量的操作定义参见后文表 1。

2. 空间计量模型

空间效应是某地区在某特征上的变化所引致的其相邻地区被解释变量的变动。空间计量模型常用的有空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)、空间混合模型(SMD)等, 模型的基本表达式如下:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \varphi \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it}, \epsilon_{it} = \gamma W \epsilon_{jt} + e_{it} \quad (2)$$

式中, W 为空间权重矩阵, μ_i 和 ν_t 分别为个体效应和时间效应。若 φ 和 γ 为 0, 则是 SLM 模型, WY 是空间滞后因变量, 表示临近地区因变量对本地因变量的影响; 若 φ 和 ρ 为 0, 则是 SEM 模型, $W\epsilon$ 表示临近地区其他因素会影响本地因变量; 若 γ 为 0, 则是 SDM 模型, WX 表示临近地区自变量对本地因变量影响; 若 φ 、 γ 和 ρ 皆不为 0, 则为 SMD, 此模型综合考虑临近地区各种因素影响; 若 φ 、 γ 和 ρ 皆为 0, 则退化为一元多元回归模型。应该选取何种模型, 一方面与研究问题息息相关, 一方面可以通过相关的空间计量检验进行选取, 下文会进行详述。

在进行空间计量分析时, 除了空间计量模型的选取外, 空间权重矩阵的

设定至关重要,已有研究主要有静态和动态两种设定方法(徐东波等,2019):静态空间权重矩阵,主要包括空间邻接权重矩阵和地理距离权重矩阵;动态空间权重矩阵,是根据经济和社会因素的权值矩阵设定的社会经济特征空间权重矩阵,如劳动力空间权重矩阵(邵朝对和苏丹妮,2017)等。针对空间面板数据,模型中空间效应应该被看作是固定形式还是随机形式,同样可以运用 Hausman 检验来确定。

基于理论和已有研究,本文主要选取静态空间权重矩阵,包括邻接矩阵 W_{01} 和地理距离权重矩阵 W_d ,以省 i 与省 j 的质心地 理距离平方 (d_{ij}^2) 的倒数来反映这种空间联系。

(二)数据来源与核心变量说明

本研究的被解释变量为城乡收入差距。在我国的现实情境中,城镇内部、农村内部收入差距相对较小,而城乡之间的收入差距相对较大,城乡间收入差距可以解释很大一部分总体收入差距(李实等,2019)。因此本文选取城乡收入差距作为被解释变量,现有文献对于城乡收入差距,一般用城乡居民收入比衡量,即城市居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入(2013年之后为农村人均可支配收入)之比,此指标在经济学(陈斌开和林毅夫,2013)、教育经济学(石大千和张卫东,2017)领域均有广泛应用。原始数据来自于《中国统计年鉴》。

核心解释变量主要有高等教育规模、省域高等教育质量和省域高等教育机会。其中高等教育规模具有多种测算方法,如普通高校在校生人数(李祥云,2014),由于本文被解释变量为城乡收入差距,而普通高校在校生人数对收入差距影响存在一定的滞后效应,可能需要动态面板模型对其进行估计,因此为模型简洁起见,本文采取普通高校毕业生人数作为高等教育规模的代理变量,此指标可通过历年《中国教育统计年鉴》获得。

对于省域高等教育质量测算,在文献中有一种综合性指标,即大学排名数据,因其所具有的全面性、合理性和普遍性,而常被认为能够相对较好地反映高校的教育质量(李子联和魏畅,2018),因此本文借鉴张艳等(2021)的方法,利用校友会等大学排名数据,首先选取出排名前500的高校;其次对这些高校进行倒序赋值,即第一名高校赋值500分,第二名499分,以此类推,第500名赋值1分;最后按高校所属省份将得分进行加总,得到各省份高等教育质量指标,由于此指标数值过大(均值超4000),本文将其统一除以1000后纳入模型中。

对于省域高等教育机会的衡量,本省18岁适龄人口高等教育录取率是被广泛使用的指标,即全国各高校在本省高考录取人数与本省18岁人口数之

比,以反映一个地区居民实际享有的高等教育机会。由于18岁人口数难以获得,文献中常将本省六年前小学毕业生数作为当年18岁人口数的代理变量(张东海和李莉,2019),以测度不同地区间高等教育入学机会,本文亦参照此种方法。

空间权重矩阵构建离不开各省经纬度数据,我们根据在经济学(牛婧和魏修建,2020)、地理学(焦美琪等,2021)等领域采用的GDAM全球行政区域数据库(Database of Global Administrative Areas),获取原始经纬度数据。

表1 核心变量及空间权重矩阵的说明

| 变量名 | 计算方法 | 数据来源 |
|----------------|--|---|
| 被解释变量 | | |
| 收入差距 | 城乡居民人均收入之比 | 《中国统计年鉴》(2004—2020) |
| 核心解释变量 | | |
| 高等教育规模 | 各省普通高校毕业生数 | 《中国教育统计年鉴》(2004—2020) |
| 高等教育质量 | 将排名前500的高校进行赋分(分值为501减去排名),然后加总计算出各省分值 | 网大(2003年) ^① 和校友会(2004—2019) ^② 中国大学排名数据 |
| 高等教育机会 | 本省高考录取人数与本省18岁人口之比(即适龄人口高等教育入学率) | 1. 高考录取数来自《中国教育考试年鉴》(2004—2013年数据)、权威媒体报道(2014—2019年数据),缺失数据采用招生计划数、移动平均法等方式插补。 2. 18岁人口数据采用本省六年前小学毕业生数作为代理变量,数据来自《中国教育统计年鉴》(1998—2014)。 |
| 劳动力市场分割指数 | 利用职工平均实际工资指数,采用相对价格法计算 | 《中国统计年鉴》(2004—2020) |
| 空间权重矩阵 | | |
| 邻接矩阵 W_{01} | 两地相邻为1,否则为0 | 中国行政区划地图 |
| 距离矩阵 W_{500} | 两地质心距离500公里内为1 | GADM数据库 |

① 网大排名2013年已停止更新,其官网(<http://www.netbig.com/>)无法访问。数据来源于第三方存档资料(web.archive.org/web/20191114164128/http://rank.netbig.com/)。

② 艾瑞深校友会网—校友会大学排名,2021年5月1日,<http://www.cuaa.net/>。

续表

| 变量名 | 计算方法 | 数据来源 |
|--------|----------------------|----------|
| 平方距离矩阵 | W_{ij} 两地质心距离平方的倒数 | GADM 数据库 |

除了核心解释变量外,为使估计结果更为准确,研究还需要将影响收入分配的重要变量加以控制。根据相关文献,本文控制变量包括:(1)经济发展水平,以人均 GDP 对数衡量;(2)城镇化率,以城镇常住人口占比衡量;(3)劳动力市场分割程度,地区间市场分割不利于人力资源的流动,劳动力市场分割会显著影响人力资本回报(吕新军和代春霞,2019)。桂琦寒等(2006)引入帕斯利(Parsley)等人的“相对价格法”对中国商品市场分割进行测度。此方法被广泛应用于测度各种市场的分割,如测算劳动力市场分割程度:第一步,计算相邻省份*i*和*m*的相对价格绝对值: $|P_{imt}^z| = |\ln(P_{it}^z/P_{mt}^z) - \ln(P_{it-1}^z/P_{mt-1}^z)|$,*z*表示三种不同类型职工(劳动力价格采取国有单位职工平均实际工资、城镇集体单位职工平均实际工资、其他单位职工平均实际工资三项)。第二步,消除与特定类型相关的固定效应导致的系统偏差: $|P_{imt}^z| - |P_t^z|$ 。第三步,计算方差: $Var(P_{imt}^z) = Var(|P_{imt}^z| - |P_t^z|)$ 。第四步,将计算得到的方差按省份合并求均值(如北京为北京-河北、北京-天津的均值),便可得到省份*i*的劳动力市场分割程度指标。本文即采取此类方法进行测度(赵奇伟和熊性美,2009);(4)地方政府对教育的投入力度,以地方财政教育支出占地方财政一般预算支出比例衡量;(5)金融发展水平,以银行贷款总额占 GDP 比例衡量。

四、实证结果分析

研究结果将分两部分进行呈现,第一部分为描述性统计,主要分析核心变量的特征及变动趋势;第二部分为计量模型结果的呈现,是本文的主体部分,以验证前文所提出的四个假设。

(一)描述性统计分析

在进行回归分析之前,首先需要对各变量进行描述性统计,以分析各变量的特征,本文的描述性统计如表 2 所示。

表2 变量的描述性统计

| 变量 | 符号 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 |
|-----------|--------|-----|---------|--------|--------|
| 城乡居民收入比 | ineq | 527 | 2.8740 | 0.5751 | 1.8451 |
| 毕业生数(十万人) | biye | 527 | 1.7725 | 1.3143 | 0.0175 |
| 高等教育质量 | heq | 527 | 4.1047 | 2.8790 | 0.1700 |
| 高等教育机会 | luqulv | 527 | 0.3808 | 0.1358 | 0.1024 |
| 人均GDP对数 | lnpgdp | 527 | 10.3120 | 0.7385 | 8.2164 |
| 劳动力市场分割指数 | fenge | 527 | 0.0100 | 0.0671 | 0.0002 |
| 城镇化率 | czh | 527 | 0.5201 | 0.1478 | 0.2190 |
| 教育投入力度 | edugov | 527 | 0.1601 | 0.0264 | 0.0896 |
| 地区金融发展水平 | jrong | 527 | 1.2264 | 0.4568 | 0.5372 |

从上表可以看出,被解释变量城乡居民收入比均值为2.87,说明我国城乡收入差距较大;各省毕业生数均值约为17.77万人,且标准差与均值接近,说明不同省份毕业生数存在较大差异,高等教育质量亦如此;各变量中波动最小的为政府教育投入力度。为更清晰呈现各变量自扩招当年(1999年)至2019年各核心变量的变动情况,下面进一步对其进行可视化分析。

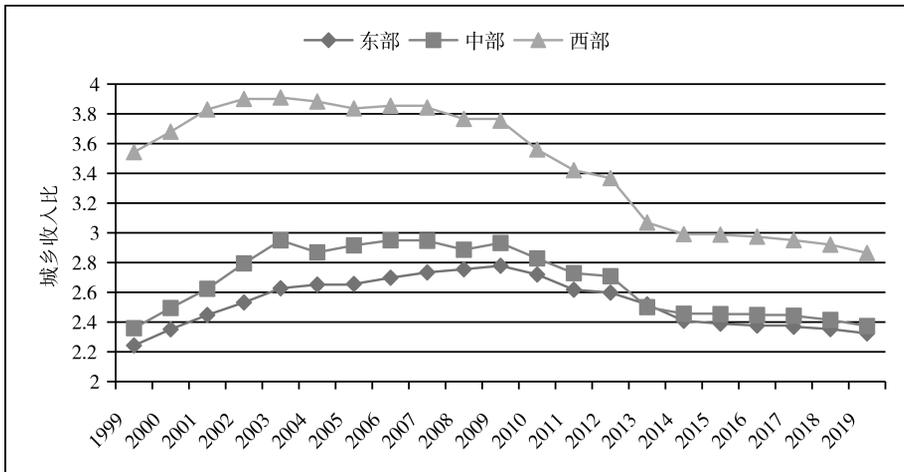


图1 各地区城乡居民收入比的变动(1999—2019)

我国东、中、西三大经济区域的划分方法最早可回溯到1986年国家“七五计划”中,即东部包括12省份、中部9省份、西部10省份,此划分方

法后被官方和学术界广泛采用。^①国家统计局在2003年的划分标准与“七五计划”相同,但在2011年国家统计局将我国划分为东、中、西和东北四大地区。鉴于本文分析的时间段,在此采纳2003年国家统计局东、中、西部的划分方法。

城乡居民收入比的变动情况如图1所示,可以看出:(1)各地区城乡居民收入比差距较大,但不同地区差距有逐年缩小的趋势。其中西部地区城乡居民收入比最大,其次为中部,最后为东部,且东中部之间差距较小,而西部与其他地区差距较大,但不同地区差距有缩小的趋势,如在2000年,东中西部城乡居民收入比分别为2.35、2.49和3.68,到2019年变为2.32、2.37、2.86;(2)东中西部地区城乡居民收入比变动呈现先增加、再平缓、后减小的趋势,如西部地区城乡居民收入比在2004年之前呈现上升趋势,在2004—2009年间变化不大,在2009年之后逐渐递减。

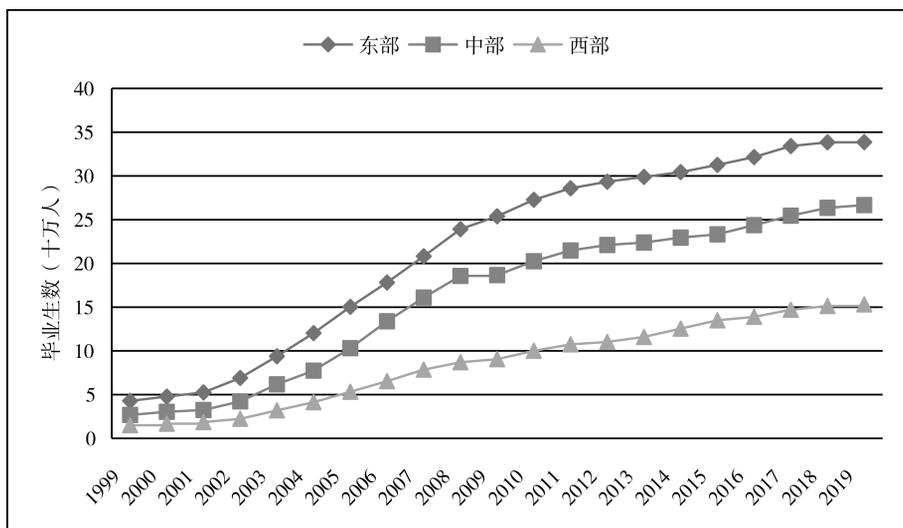


图2 各地区高校毕业生数的变动(1999—2019)

通过图2可以直观看出我国高等教育规模扩张的情况。(1)高校扩招速度呈现先增长后减缓的特点,在2008年之前增速很高,但在2008年之后扩招速度有所放缓。(2)不同区间扩招规模差别较大。中部地区虽然仅有9个省份,但扩招数量始终大于西部10个省份总和,且东部地区高校扩招规模明显大于中西部地区。不同地区高等教育扩招规模的差异必然使得我国高等教育

^① 国家发展和改革委员会国土开发与地区经济研究所:《中国西部开发信息百科·综合卷》,北京:中国计划出版社,2003年版,第3—4页。

规模空间分布产生明显变化。后文的实证研究表明,不同地区高等教育规模扩张对城乡收入差距的影响具有异质性。

(二) 计量模型结果

在进行空间计量回归之前,需要对被解释变量及核心解释变量的空间效应进行检验,存在空间效应时方可开展空间计量分析。需要说明的是,在稳健性检验之前的步骤中,本文采取文献中最常用的0-1邻接矩阵作为空间权重矩阵分析,包括空间效应的检验及后续空间计量模型的建立。

1. 空间效应的检验

第一步,通过全局莫兰检验分析核心变量是否存在空间效应。主要通过计算莫兰值(Moran's I)及其显著性得到,莫兰值在-1到1之间,绝对值越大表示所检验的变量空间相关性越强,莫兰值为正表示正向集聚(高高、低低集聚),莫兰值为负表示负向集聚(高低集聚)。篇幅所限,在此难以列出1999—2019年各变量历年莫兰值及其显著性,检验结果大体情况如图3所示。

除了高等教育质量这一变量外,其余核心变量莫兰值均显著,且不同变量莫兰值随时间变动呈现出不同的趋势,如城乡居民收入比和人均GDP对数都有逐年递减趋势,说明这些变量的空间效应逐年下降。

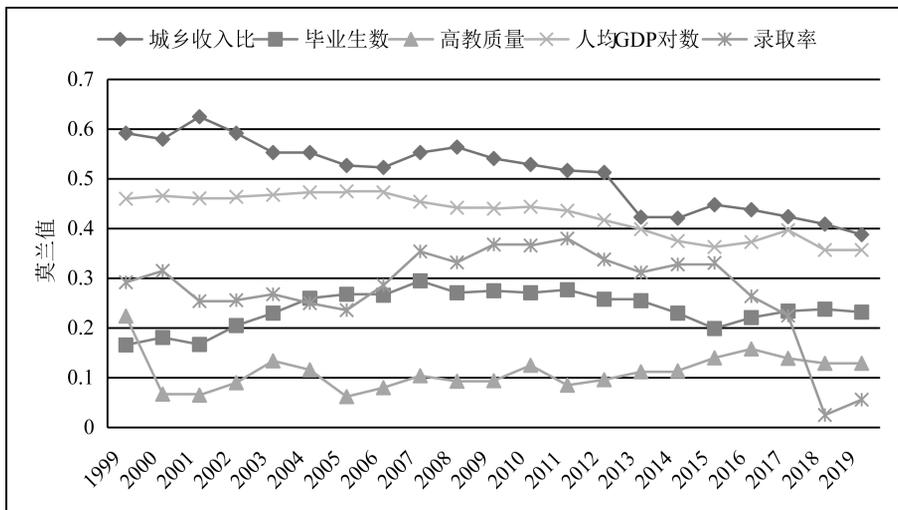


图3 核心变量的莫兰值变动情况

接下来,由于全局空间自相关的方法对不同地理位置的空间关联模式无法进一步分析,因此采用局部空间自相关LISA(Local Indicators of Spatial Association)图进行第二步检验,画出局部莫兰散点图。图4为被解释变量城

乡居民收入比在 2019 年的莫兰散点图，图中直线的斜率即为莫兰值 0.388。第一至第四象限分别表示高高集聚(HH)、低高集聚(LH)、低低集聚(LL)和高低集聚(HL)，第一象限高高集聚意味着本地区被解释变量取值较高，且相邻地区被解释变量同样取值较高，其他象限的解释与此类似。通过图 4 可以发现，我国大陆 31 个省份城乡收入差距呈现明显的空间集聚状态；且西部省份绝大部分处于第一象限，即高高集聚，说明这些地区城乡收入差距较大。

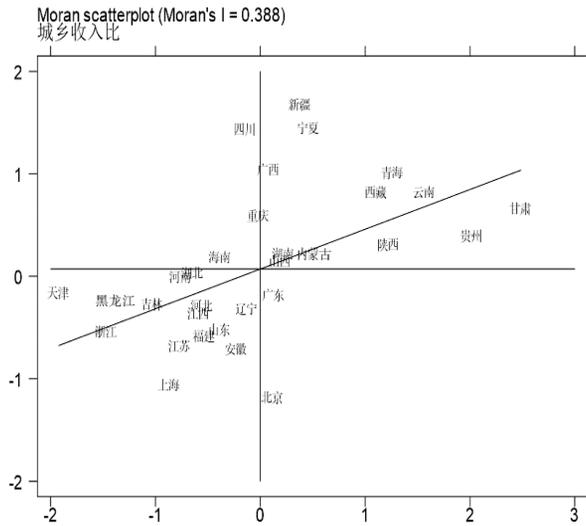


图 4 城乡居民收入比的莫兰散点图

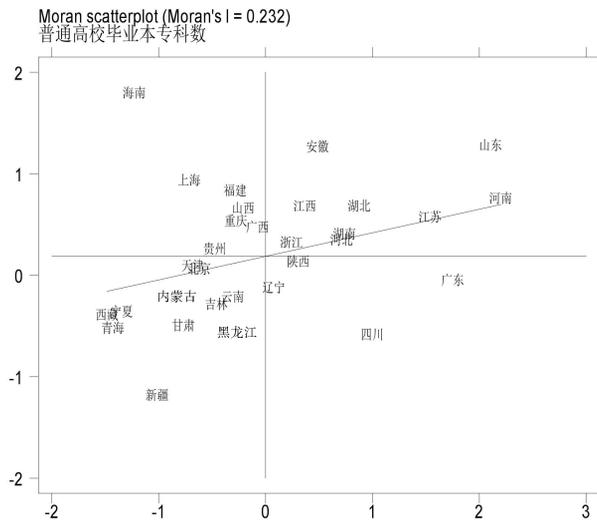


图 5 普通高校本专科毕业生数的莫兰散点图

图5为高校毕业生数在2019年的莫兰散点图,图中直线的斜率即为莫兰值0.232。通过图5可以发现,我国大陆31个省份高校规模情况呈现比较明显的空间集聚状态,绝大部分省份位于前三个象限,其中西部省份大都位于第三象限,说明这些省份规模处于低低集聚状态,即这些省份自身和其周边省份高等教育规模都较小。

2. 空间计量回归的结果

上述空间效应检验结果表明,被解释变量与核心解释变量均存在相当程度的空间效应,因此本文可以构建空间计量模型进行分析。具体应该选取何种空间计量模型,首先需要进行空间计量模型的检验。

第一步为拉格朗日乘子LM检验,即检验应当选择混合OLS还是空间面板模型,LM检验可分析是否存在空间误差效应和空间滞后效应,若两类效应都显著,此时无法判断使用哪种模型,需进一步利用似然比LR检验分析(若LM检验明显倾向于其中一类模型,则无需进行LR检验);第二步为LR检验,考察空间杜宾模型(SDM)是否可以退化为空间误差模型或空间滞后模型,结果显示无法退化为这两类模型,应该采用SDM模型;第三步为豪斯曼检验,即模型应该采用固定效应还是随机效应,结果显示应该采用固定效应;第四步是利用LR检验采取何种固定效应,即个体固定、时间固定还是双向固定,结果发现双向固定效应无法退化为个体或时间固定效应。综上,根据空间计量模型的系列检验结果,最终选择的模型为双向固定效应的SDM模型。模型结果参见表3。

表3 空间杜宾模型与一般面板回归模型的结果

| | OLS1 | SDM1 | OLS2 | SDM2 | OLS3 | SDM3 |
|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| lnpgdp | -1.653*** (-5.37) | -1.52*** (-4.19) | -1.767*** (-5.38) | -1.13*** (-2.97) | -1.258*** (-3.71) | -0.944** (-2.34) |
| lnpgdp ² | 0.068*** (4.45) | 0.065*** (3.61) | 0.070*** (4.38) | 0.049*** (2.65) | 0.044*** (2.68) | 0.040** (2.02) |
| czh | -0.579 (-1.55) | 0.775** (2.57) | -0.164 (-0.39) | 1.115*** (3.21) | 0.050 (0.12) | 1.236*** (3.60) |
| fenge | 0.326** (2.30) | 0.321** (2.51) | 0.316** (2.30) | 0.333*** (2.70) | 0.419*** (2.88) | 0.338** (2.51) |
| jrjng | -0.263*** (-7.46) | -0.11*** (-3.09) | -0.193*** (-5.29) | -0.079** (-2.15) | -0.194*** (-5.45) | -0.077** (-2.08) |

| 续表 | | | | | | |
|-------------------|--------------------|-----------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | OLS1 | SDM1 | OLS2 | SDM2 | OLS3 | SDM3 |
| edugov | 2.144*** (3.11) | 0.492 (0.75) | 1.699** (2.51) | 0.253 (0.39) | 1.366** (2.05) | 0.026 (0.04) |
| luqulv | | | -0.636*** (-4.43) | -0.261** (-2.23) | -0.534*** (-3.77) | -0.295** (-2.54) |
| heq | | | -0.039** (-2.22) | -0.05*** (-3.20) | -0.085*** (-4.31) | -0.058*** (-3.23) |
| biye | | | 0.242*** (4.07) | -0.073 (-1.32) | 0.126** (2.00) | -0.105* (-1.86) |
| biye ² | | | -0.026*** (-3.20) | 0.016** (2.26) | -0.036*** (-4.38) | 0.013* (1.75) |
| biye # heq | | | | | 0.028*** (4.62) | 0.006 (1.22) |
| biye # fenge | | | | | -1.178* (-1.94) | -1.782*** (-3.06) |
| _ cons | 12.910*** | | 13.747*** | | 11.337*** | |

注：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 下同。

首先，比较空间杜宾模型与一般面板回归模型发现，(1)控制变量中，绝大部分变量的 OLS 估计系数高于 SDM 估计系数，说明忽略空间效应可能导致模型系数的高估。(2)个别变量的显著性在 OLS 和 SDM 模型中估计结果不一致，例如政府教育投入变量。(3)核心解释变量高等教育质量与机会均对城乡收入差距有负向影响，但 OLS 的估计系数明显大于 SDM 模型的估计系数。

表 4 空间杜宾模型空间项的系数估计

| WX | SDM1 | SDM2 | SDM3 |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| lnpgdp | -3.460*** (-5.44) | -3.894*** (-5.25) | -4.201*** (-5.34) |
| lnpgdp ² | 0.152*** (4.77) | 0.171*** (4.73) | 0.186*** (4.84) |
| czh | -0.404 (-0.67) | -1.425** (-2.01) | -1.257* (-1.79) |

| 续表 | | | |
|-------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| WX | SDM1 | SDM2 | SDM3 |
| fenge | -0.104 (-0.47) | -0.201 (-0.92) | 0.014 (0.05) |
| jrong | 0.173*** (2.79) | 0.144** (2.34) | 0.157** (2.43) |
| edugov | -1.283 (-0.91) | -0.628 (-0.46) | -0.443 (-0.32) |
| luqulv | | 0.231 (0.98) | 0.200 (0.85) |
| heq | | 0.085*** (2.80) | 0.124*** (3.19) |
| biye | | 0.266** (2.39) | 0.354*** (3.02) |
| biye ² | | -0.044*** (-2.92) | -0.038** (-2.49) |
| biye # heq | | | -0.018* (-1.70) |
| biye # fenge | | | 0.785 (0.67) |
| ρ | 0.170*** (2.70) | 0.203*** (3.23) | 0.227*** (3.62) |
| Variance | | | |
| sigma2_e | 0.020*** (16.17) | 0.019*** (16.15) | 0.018*** (16.13) |
| R^2 | 0.517 | 0.570 | 0.556 |
| N | 527 | 527 | 527 |

(4) 高校规模扩张对城乡收入差距的影响在 OLS 和 SDM 模型中方向相反, 这可能是本研究中最意外的发现, 即在 OLS 模型中, 高校扩招对收入差距影响的一次项为正, 二次项为负, 整体呈现“倒 U 型”, 且对 OLS2 模型求偏导发现, 此“倒 U 型”拐点在毕业生数为 46.5 万人处, 2019 年我国绝大部分省份

尚处于“倒 U 型”曲线左侧；在 SDM 模型中，一次项为负，二次项为正，整体呈现“正 U 型”，且对 SDM2 模型求偏导发现，此“正 U 型”拐点在毕业生数为 22.8 万人处，2019 年我国有约一半省份处于“正 U 型”曲线右侧。(5) OLS 模型和 SDM 模型交互项的估计结果亦有不一致的地方，在 OLS 模型中，高等教育质量和劳动力市场分割变量都对高校规模扩张的收入分配效应有显著调节作用，但在 SDM 模型中，高等教育质量的调节作用不显著。以上两类模型结果的差异凸显本研究采用双向固定效应的 SDM 模型的重要性，基于普通 OLS 模型的结果很可能由于忽视空间效应导致估计的偏误。

其次，分析空间杜宾模型中空间项的估计结果发现，在核心解释变量中：(1) 高校规模扩张存在显著的空间效应($p < 0.01$)，假设 1 得到验证。且临近地区高校扩招对本地区城乡收入差距的间接影响呈现“倒 U 型”，即二次项为负，一次项为正，这与本地区高校扩招对本地区城乡收入差距的直接影响方式不同，后者呈现为“正 U 型”。并且此空间效应项系数绝对值明显大于直接效应，说明空间溢出效应强于直接效应。(2) 省域高等教育质量存在显著的空间溢出效应($p < 0.01$)，假设 2a 得到验证。且临近地区的高等教育质量会正向影响本地区的城乡收入分配不平等情况，即临近地区高等教育质量的上升会导致本地城乡收入差距的扩大。(3) 临近地区高等教育质量负向调节临近地区高校扩招对本地区城乡收入差距的影响，假设 2b 得到验证。即临近地区高等教育质量越高，临近地区高校扩招对本地区城乡收入差距的影响越低。(4) 高等教育机会的空间溢出效应不显著。假设 3 没有得到验证，即临近地区高等教育机会的上升不会导致本地城乡收入差距的扩大。

最后，对变量直接效应和间接效应的估计，除了上述表 3 和表 4 基于点估计的方法外，还有基于偏微分分解得出的直接效应和间接效应的估计，有文献发现后者比前者估计结果更为准确(埃尔霍斯特，2015)，因此本文对空间杜宾模型 SDM2 各变量的空间效应也进行了偏微分分解，即将空间效应进一步分解为直接效应和间接空间溢出效应，其中，直接效应反映核心解释变量和其他控制变量对本省城乡收入差距的影响，间接效应则是本省核心解释变量和其他控制变量对邻近省份城乡收入差距的影响。核心解释变量空间效应分解结果参见表 5。

由表 5 可知，(1) 高校规模扩张对城乡收入分配不平等同时存在直接效应和间接效应，直接效应呈现“正 U 型”关系，而间接效应呈现出“倒 U 型”关系；直接效应的拐点在毕业生数为 20.7 万人处，2019 年我国约一半省份处于拐点右侧，间接效应的拐点在 30.8 万人处，约三成省份处于拐点右侧，总效应拐点在 34 万人处，仅有约 1/4 的省份在拐点右侧。间接效应的影响明显

大于直接效应的影响,如高校扩招二次项的间接效应绝对值是直接效应的3.4倍,总效应表现出“倒U型”关系。(2)高等教育质量的直接效应和间接效应方向相反,本省高等教育质量负向影响城乡收入差距,但对临近省份影响为正,直接效应和间接效应绝对值较为接近,总效应不显著。(3)高等教育机会只存在直接效应,不存在间接效应,且直接效应为负向,总效应不显著。

表5 模型SDM2核心解释变量对城乡收入差距影响的空间效应分解

| | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
|-------------------|----------------------|----------------------|--------------------|
| luqulv | -0.256** (-2.15) | 0.237 (0.89) | -0.019 (-0.06) |
| heq | -0.050*** (-3.12) | 0.088** (2.33) | 0.038 (0.90) |
| biye | -0.058 (-1.10) | 0.296** (2.23) | 0.238* (1.71) |
| biye ² | 0.014** (2.01) | -0.048*** (-2.70) | -0.035* (-1.84) |

3. 高等教育规模扩张空间效应的区域差异

在描述性统计中可以发现,在核心解释变量高等教育规模扩张、高等教育质量等指标上,我国东中西部差异较大。此外我国三大地区长期以来存在经济社会发展水平上的差异,因此有必要探讨高校规模扩招空间效应的区域差异现象。

表6 高校规模扩招空间效应的区域差异

| | 全国SDM2 | 东部样本 | 中部样本 | 西部样本 |
|-------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
| 直接效应 | | | | |
| luqulv | -0.261** (-2.23) | -0.855*** (-6.12) | -0.178 (-1.05) | 2.141*** (6.06) |
| heq | -0.05*** (-3.20) | -0.051*** (-3.11) | -0.051** (-2.53) | -0.058 (-1.06) |
| biye | -0.073 (-1.32) | -0.264*** (-3.20) | -0.126* (-1.80) | -0.113 (-0.60) |
| biye ² | 0.016** (2.26) | 0.036*** (3.77) | 0.006 (0.67) | 0.000 (0.00) |

| 续表 | | | | |
|-------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 全国 SDM2 | 东部样本 | 中部样本 | 西部样本 |
| 空间项 WX | | | | |
| luqulv | 0.231 (0.98) | 0.216 (0.96) | 0.385 (1.19) | 4.646*** (3.82) |
| heq | 0.085*** (2.80) | 0.058*** (1.96) | -0.021 (-0.49) | -0.195 (-1.45) |
| biye | 0.266** (2.39) | 0.059 (0.39) | 0.294** (2.45) | 0.257 (0.47) |
| biye ² | -0.044*** (-2.92) | -0.028 (-1.35) | -0.036*** (-2.01) | -0.229** (-2.30) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ |
| ρ | 0.203*** (3.23) | 0.062 (-0.73) | 0.223** (2.30) | 0.095 (0.82) |
| sigma2_e | 0.019*** (16.15) | 0.009*** (10.09) | 0.003*** (8.64) | 0.018*** (9.21) |
| R ² | 0.570 | 0.367 | 0.754 | 0.192 |
| N | 527 | 204 | 153 | 170 |

表 6 呈现了不同地区直接效应和空间项系数的点估计值，为精确估计各变量对城乡收入差距影响的边际效应，表 7 展现了偏微分分解后的核心解释变量的直接效应、间接效应和总效应。

表 7 不同地区样本核心解释变量的空间效应分解

| | 东部地区 | | | 中部地区 | | | 西部地区 | | |
|-------------------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| luqulv | -0.872*** (-6.14) | 0.292 (1.44) | -0.580** (-2.31) | -0.141 (-0.69) | 0.430 (0.96) | 0.290 (0.47) | 2.269*** (5.40) | 5.353*** (3.38) | 7.622*** (4.06) |
| heq | -0.053*** (-3.32) | 0.058** (1.97) | 0.006 (0.16) | -0.055** (-2.47) | -0.042 (-0.76) | -0.097 (-1.36) | -0.064 (-1.23) | -0.221 (-1.43) | -0.284* (-1.67) |
| biye | -0.260*** (-3.22) | 0.076 (0.52) | -0.185 (-1.02) | -0.096 (-1.29) | 0.322** (2.08) | 0.227 (1.09) | -0.104 (-0.53) | 0.241 (0.38) | 0.137 (0.17) |
| biye ² | 0.036*** (3.89) | -0.029 (-1.66) | 0.007 (0.32) | 0.002 (0.23) | -0.042* (-1.85) | -0.039 (-1.29) | 0.006 (-0.19) | -0.247** (-2.12) | -0.253* (-1.75) |

首先,在东部地区,直接效应各核心解释变量的方向和显著性与全国样本模型结果一致,直接效应呈现“正U型”,拐点在36.11万人处,但间接效应空间项中,高校扩招的作用不显著;其次,在中部地区样本中,高校扩招的直接效应不显著,但间接效应呈现“倒U型”,拐点大约在38.33万人处,说明在中部地区,高校规模扩招影响城乡收入差距存在十分显著的空间溢出效应;最后,在西部地区样本中,高校扩招的直接效应不显著,间接效应仅有二次项系数显著为负。以上结果说明高校扩招对城乡收入差距影响的空间溢出效应在不同地区有所差异,东部地区高校扩招对城乡收入差距影响的空间溢出效应不显著,但中西部均存在显著的“倒U型”空间溢出效应,即假设4得到验证。

东部地区省份2019年高校毕业生均值为28.22万人,但已有3个省份毕业生数高于拐点36.11万人,整体看接近于直接效应的拐点(“正U型”最低点);中部地区省份2019年高校毕业生均值为29.63万人,仅有1个省份毕业生数高于拐点38.33万人,距间接效应拐点(“倒U型”最高点)还有一定距离。西部地区省份仅有二次项系数显著为负,说明高校扩招对西部地区城乡收入差距有十分显著的收敛作用。

4. 稳健性检验

空间计量模型对空间权重矩阵较为敏感,借鉴已有文献中惯常的做法,可通过选取不同类型的空间权重矩阵对模型进行稳健性检验。本文在此采用的矩阵包括基于地理位置的平方地理矩阵 W_d (矩阵元素为两地质心距离平方的倒数)和地理距离矩阵 W_{500} (当两地质心距离小于500公里时为1,否则为0),对文章中核心的模型,即全国样本SDM2模型进行稳健性检验,结果如下。

表8 全国样本SDM2模型的稳健性检验结果^①

| 变量 | 平方地理距离矩阵 W_d | 地理距离矩阵 W_{500} |
|-------------------|----------------|------------------|
| luqulv | -0.407*** | -0.394*** |
| heq | -0.052*** | -0.049*** |
| biye | -0.062 | -0.184*** |
| biye ² | 0.011 | 0.027*** |
| WX 空间项 | | |

^① 经检验,表8中两类矩阵均适宜做双向固定效应的空间杜宾模型,检验步骤同上文,由于篇幅所限,文中省略检验结果。如有读者需要,可通过邮件向作者索要(huym0718@bnu.edu.cn)。

续表

| 变量 | 平方地理距离矩阵 W_d | 地理距离矩阵 W_{500} |
|-------------------|----------------|------------------|
| luqulv | .200 | -.480** |
| heq | .122*** | .003 |
| biye | .837*** | .487*** |
| biye ² | -.097*** | -.086*** |
| 控制变量 | √ | √ |
| ρ | .038 | .116* |
| R^2 | 0.648 | 0.587 |

根据上述稳健性检验结果可以发现,基于地理位置的 W_d 和 W_{500} 矩阵空间核心变量空间效应显著,且核心解释变量对城乡收入分配的影响与基于邻接矩阵的影响方向相同,如高校扩招的直接效应和间接效应分别呈现“正 U”和“倒 U 型”,说明空间计量模型结果较为稳健;另一方面,高校扩招基于地理距离的空间溢出明显强于基于 0-1 邻接矩阵的空间溢出。

五、研究结论与政策启示

基于上述空间计量模型以及相关稳健性检验的分析结果,本文主要的研究结论有以下几点。

(1) 高等教育规模对城乡收入差距的影响存在“倒 U 型”空间溢出效应。空间杜宾模型发现,高等教育规模对城乡收入差距的间接影响存在显著的“倒 U 型”空间溢出效应,但高等教育规模对城乡收入差距的直接效应呈“正 U 型”,并且间接效应明显强于直接效应,总效应依旧呈现“倒 U 型”。总效应“倒 U 型”拐点在 34 万人处,仅有约 1/4 的省份在拐点右侧,大部分省份尚未到达拐点,说明高等教育规模还可进一步扩大。本文的发现与姚旭兵和邓晓霞(2020)利用 2000—2017 年省级面板数据的 SDM 模型的研究发现类似,他们发现高级农村人力资本既能有效显著缩小本省的城乡收入差距,又能通过空间溢出效应显著缩小邻近省份的城乡收入差距,且空间溢出效应比直接效应高出近 1 倍。

(2) 高等教育质量对城乡收入差距的影响存在正向空间溢出效应,即邻近省份的高等教育质量越高,越会加剧本地区城乡收入分配不平等程度。空间杜宾模型 SDM2 的效应分解发现,高等教育质量对城乡收入差距存在负向的直接效应与正向空间溢出效应,即邻近省份的高等教育质量越高,越会加剧

本地区城乡收入分配不平等程度。这与一般面板 OLS 模型估计高等教育质量对城乡收入差距仅存在负向的直接效应存在明显的差异，主要原因即在于一般面板模型忽视了空间溢出效应的存在，将总效应等同为直接效应。

(3)高等教育机会对城乡收入差距不存在空间溢出效应。本文发现高等教育机会对城乡收入差距只有负向的直接效应，不存在空间溢出效应。本文中高等教育机会以某省高考录取人数与 18 岁人口数之比衡量，代表某省居民接受高等教育的机会。高校地区分布的不均衡可能是造成招生计划数省际间差异的一个重要原因，中央高校主要面向全国招生，而省属高校主要面向本省招生，若某省的省属高校数量越多、规模越大，其所在省的招生计划数应当就越多。在我国大部分省份中央高校占比并不高，在这种情况下，更多增加本省居民高等教育机会，对城乡收入差距的影响可能不会出现明显的空间溢出效应。

(4)不同地区高等教育规模扩张对城乡收入差距的影响存在异质性，仅有中西部高校扩招存在显著的空间溢出效应。在东部地区，直接效应呈现与全国样本一致的“正 U 型”，当前接近于直接效应的拐点（“正 U 型”最低点），但高校扩招的间接作用不显著；在中部地区，高校扩招的直接效应仅有一次项显著为负，但间接效应呈现“倒 U 型”，当前距间接效应拐点（“倒 U 型”最高点）还有一定距离，说明中部地区高校需要加速扩招才能缩小城乡收入差距；在西部地区样本中，高校扩招的直接效应均不显著，仅有扩招间接效应的二次项系数显著为负，说明西部地区高校扩招通过空间溢出效应对城乡收入差距的收敛效果显著。

当前我国区域经济、教育发展不平衡问题突出，区域发展和城乡收入差距较大，因而，中央近期提出了在高质量发展中促进共同富裕的目标。基于上述实证研究发现，获得如下关于缩小区域间高等教育质量差距和城乡收入差距的三点政策启示：

(1)重视高等教育规模扩张的空间溢出效应，缩小相邻省份间高等教育质量差距。从本文的研究发现来看，高校扩招的空间溢出效应值得引起重视。在高等教育发展规划政策制定和政策评估时，应当充分考虑一项干预可能导致的空间溢出效应。本研究发​​现高等教育质量对城乡收入差距存在正向空间溢出效应，因此从减小城乡收入差距的角度出发，应当缩小相邻省份间高等教育质量的差距。

(2)中西部地区需要适度加快扩招速度。对于东部地区，高等教育规模扩张对收入差距的影响已经接近“正 U 型”的最低点，因而应当放缓扩招速度，以防出现扩大城乡收入差距的趋势；而中部地区高等教育规模扩张对城乡收入差距的影响距离“倒 U 型”最高点还有一定距离，可以适度加快扩招速度；西部地区高校扩招可显著降低城乡收入差距，同样可适当增加扩招速度。

(3)逐步缩小不同地区劳动力市场的高等教育回报率,在落后地区和农村更多扩招当地产业结构升级所迫切需要专业的本专科生。空间溢出效应的存在,很大程度上是因为不同省份间经济社会发展程度的差异,以及由此导致的人力资本在不同地区间回报存在的差异。因此需要关注和解决落后地区人力资本流失的问题,一方面可以通过完善中西部地区的人力资本市场,缩小不同受教育程度劳动者的工资差距、收入差距(闵维方,2017);另一方面在落后地区和农村更多扩招当地经济社会发展所迫切需要专业的本专科生,以满足当地产业结构升级对于高等教育人才的需求,从而通过产业结构升级缩小城乡收入差距。

我国当前城乡收入差距仍然较大,而高等教育规模分布对其有何影响尚存争议,可能的原因是高等教育规模对城乡收入差距影响的空间效应未受到足够重视。本文从空间溢出效应的视角出发,利用31个省份2003—2019年省级面板数据构建了双向固定效应的空间杜宾模型,以回应高等教育规模扩张是否对缩小城乡收入差距起到了显著作用,这也是本文最突出的研究贡献。需要说明的是,本文在模型设定、变量构建等方面尚有改进的空间。例如限于数据的可得性,本文对高等教育机会的定义为本省高考录取人数(普通本专科)与本省18岁人口之比,但本科和专科的学生所具备的人力资本有所差异,且本专科扩招规模并非一致,合并计算可能导致模型估计结果不够准确。此外,还有研究发现在同一省份内部,地市间教育公平程度和省域经济发展水平呈“倒U型”关系(王家齐和闵维方,2021),在地市间教育投入存在差异的情况下,空间溢出效应可能同样存在于省份内不同地市之间。如何从空间溢出的视角分析省域内教育资源配置的公平程度及其影响,或可作为进一步研究的方向。

[参考文献]

- 白雪梅,2004:《教育与收入不平等:中国的经验研究》,《管理世界》第6期。
- 陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
- 陈林、万攀兵,2017:《中国高等教育扩张的得与失——围绕国内学术界三大争鸣的政策效应评价》,《中国人口科学》第1期。
- 方超、罗英姿、黄斌,2018:《研究生教育扩展、人力资本积累与劳动力的收入差距——兼论收入差距的空间分布机制》,《中国高教研究》第3期。
- 顾佳峰,2010:《中国教育资源非均衡配置研究 空间计量分析》,北京:光明日报出版社。
- 桂琦寒、陈敏、陆铭等,2006:《中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析》,《世界经济》第2期。
- 何小钢、罗奇、陈锦玲,2020:《高质量人力资本与中国城市产业结构升级——来自“高校

- 扩招”的证据》，《经济评论》第4期。
- 何宜庆、吴铮波，2019：《高等教育发展、技术创新水平与产业结构升级——基于长江经济带的空间效应研究》，《高校教育管理》第3期。
- 焦美琪、杜德斌、桂钦昌等，2021：《“一带一路”视角下城市技术合作网络演化特征与影响因素研究》，《地理研究》第4期。
- 赖德胜，1997：《教育扩展与收入不平等》，《经济研究》第4期。
- 劳昕、薛澜，2016：《我国高等教育资源的空间分布及其对地区经济增长的影响》，《高等教育研究》第6期。
- 李实、岳希明、史泰丽等，2019：《中国收入分配格局的最新变化》，《劳动经济研究》第7期。
- 李祥云，2014：《中国高等教育对收入分配不平等程度的影响——基于省级面板数据的实证分析》，《高等教育研究》第6期。
- 李郁芳、艾兴勇，2015：《高校扩招改善了收入不平等吗？》，《产经评论》第2期。
- 李子联、魏畅，2018：《高等教育质量的宏观测度与时空差异——中国大学排行榜数据背后的故事》，《教育与经济》第4期。
- 吕新军、代春霞，2019：《劳动力市场分割、人力资本投资与收入回报》，《北京理工大学学报(社会科学版)》第1期。
- 闵维方，2017：《教育促进经济增长的作用机制研究》，《北京大学教育评论》第3期。
- 牛婧、魏修建，2020：《官员流动、地区间关联与省际贸易往来》，《财贸经济》第6期。
- 邵朝对、苏丹妮，2017：《全球价值链生产率效应的空间溢出》，《中国工业经济》第4期。
- 石大千、张卫东，2017：《高校扩招缩小了城乡收入差距吗？》，《教育与经济》第5期。
- 孙阳春、朱莲花，2016：《地方高等教育收益的“空间溢出”及困境》，《高教探索》第10期。
- 田浩然、李清煜，2022：《人才是会“流失”还是“集聚”——中西部地区高等教育规模影响科技人才集聚的实证分析》，《重庆高教研究》第1期。
- 王家齐、闵维方，2021：《教育公平对省域经济增长的影响研究》，《教育与经济》第1期。
- 徐东波、刘雅珍、孙若涵，2019：《中国与东盟国家经济增长的空间溢出——基于空间面板杜宾模型的实证分析》，《经济问题探索》第1期。
- 姚旭兵、邓晓霞，2020：《农村人力资本、空间效应与城乡收入差距》，《华南农业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 张东海、李莉，2019：《扩招与高等教育入学机会地区差异的再分析》，《北京大学教育评论》第1期。
- 张抗私、周晓蒙，2018：《大学毕业生就业的省际流动特征及其影响因素》，《人口与经济》第1期。
- 张男星、王纾、孙继红，2014：《我国高等教育综合发展水平评价及区域差异研究》，《教育研究》第5期。
- 张艳、李子联、金炜皓，2021：《高等教育质量影响产业结构升级的机理与证据》，《高等教育研究》第2期。
- 赵奇伟、熊性美，2009：《中国三大市场分割程度的比较分析：时间走势与区域差异》，《世界经济》第6期。

- 周扬、谢宇, 2020: 《从大学到精英大学: 高等教育扩张下的异质性收入回报与社会归类机制》, 《教育研究》第5期。
- J·保罗·埃尔霍斯特(J. Paul Elhorst), 2015: 《空间计量经济学 从横截面数据到空间面板》, 肖光恩译, 北京: 中国人民大学出版社。
- Becker, G. S. and C. R. Barry, 1966, "Education and the Distribution of Earnings", *The American Economic Review*, 56(1/2): 358-369.
- Borsi, M. T., O. M. V. Mendoza and F. Comim, 2022, "Measuring the Provincial Supply of Higher Education Institutions in China", *China Economic Review*, 71(1): 1-36.
- Liu, Y., 2015, "Geographical Stratification and the Role of the State in Access to Higher Education in Contemporary China", *International Journal of Educational Development*, 44(9): 108-117.

The Impact of the Scale and Quality of Higher Education on the Urban-Rural Income Gap: Spatial Econometric Analysis Based on Provincial Panel Data from 2003 to 2019

HU Yong-mei¹, XUE Yuan-kang²

(1. Faculty of Education, Beijing Normal University;

2. Faculty of Education, East China Normal University)

Abstract: From the perspective of spatial spillover effect, this paper uses the provincial panel data of 31 provinces from 2003—2019 to construct a Spatial Durbin Model of two-way fixed effects, analyzed the impact of the spatial distribution and quality of higher education on the urban-rural income gap. The research finds that: (1) The impact of higher education expansion on the urban-rural income gap has an "inverted U-shaped" spatial spillover effect, that is, when the higher education expansion exceeds a certain scale, it will inhibit the urban-rural income gap and promote social equity; (2) The impact of the quality of higher education on the urban-rural income gap has a positive spatial spillover effect, that is, the higher the quality of higher education in neighboring provinces, the greater the inequality of local urban-rural income gap; (3) From a subregional perspective, the spatial spillover effect of higher education expansion on the urban-rural income gap in the eastern region is not significant, but there is a significant "inverted U-shaped" spatial effect in the central and western regions. Based on the empirical research conclusions, the expansion speed in the central and western regions should be moderately increased, and should gradually reduce the rate of return on higher education in the labor market in different regions.

Key words: scale of higher education; income gap between urban and rural residents; spatial spillover effect; Spatial Dobbin Model

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 刘泽云)