

中国义务教育资源配置效率再评价

——基于随机前沿生产函数与空间计量经济学的实证研究

方超, 黄斌, 云如先

[摘要] 本文利用我国2002—2015年的省级面板数据, 构建转型发展时期义务教育投入—产出指标, 采用随机前沿生产函数与空间计量经济学的实证研究方法, 从“财力”“人力”与“物力”的视角评价了我国义务教育资源配置的效率。结果发现: (1) 生均教育经费支出和用于教学活动的计算机数抑制了义务教育资源配置的产出效率, 但专任教师数的增长却有利于优化资源配置的产出效率。(2) 样本期内义务教育资源配置的技术效率呈现出逐年递减的状态, 反映了实际产出与最优可能产出的不断偏离, 但现阶段的义务教育投入模式有利于推进义务教育的区域均衡发展。(3) 全域莫兰指数、吉尔里指数C以及Getis-Ord指数G显示出义务教育投入在全域范围内存在着较强的空间自相关性, 并且在局域分布上亦体现出了一定的非均衡分布状态。空间趋同效应放大了生均教育经费支出与计算机数对相邻省份空间配置效率的抑制作用, 而专任教师数则通过空间竞争效应驱动相邻省份空间配置效率的提升。在此基础上本文进一步讨论了新时代义务教育更有质量的发展中公平与效率的辩证关系。

[关键词] 义务教育; 投入—产出; 资源配置; 随机前沿生产函数; 空间计量经济学
DOI:10.19512/j.cnki.issn2096-2088.2019.01.004

一、问题的提出

1978—2018年, 四十年的对内改革与对外开放推动中国经济在前期实现了高速增长, 这种高增长率下的社会发展被誉为“中国奇迹”(China Miracle)。

[收稿日期] 2018—11—20

[基金项目] 南京财经大学2018年度校级高等教育研究及改革发展专项课题(GY201832); 国家社科基金面上项目“财政性教育专项经费投入机制研究”(13BYJ158)。

[作者简介] 方超, 南京财经大学公共管理学院, E-mail: 99288137@qq.com; 黄斌, 南京财经大学公共管理学院, E-mail: james7526@163.com; 云如先, 南京财经大学公共管理学院, E-mail: jssyyrx@163.com。

[致谢] 感谢匿名审稿人以及北京师范大学刘泽云教授、郑磊副教授提供的宝贵意见。

教育事业的发展在市场化转型中取得了长足的进步，两次外生型的教育扩张政策——1986 年《中华人民共和国义务教育法》与 1998 年《面向 21 世纪教育振兴行动计划》分别拉开了中国义务教育与高等教育改革的序幕，助推教育事业在后发外生型的路径选择下取得了跨越式的发展。就本文所关心的义务教育而言，《中华人民共和国义务教育法》普及了小学与初中两级基础教育构成的义务教育体系，并且规定、统一了九年义务教育学制。根据全国教育事业统计公报的相关数据，小学学龄儿童的净入学率为 99.91%，而义务教育巩固率——初中毕业班学生数占该年级入小学一年级时学生数的百分比也已达到了 93.8%（教育部，2018）。同时，经济活动人口中文盲比重也由 1996 年的 13%，下降到了 2016 年的 2.6%（国家统计局，2017）。教育事业与劳动力市场两方面的证据表明了义务教育改革极大地提高了人口受教育程度，促进了劳动人口的初级教育人力资本积累。

随着义务教育的普及与发展，如何兼顾地理空间与经济发展水平，譬如东部与中西部地区、经济发达与欠发达地区、农村与城镇之间，更好地促进包括财政性经费投入、专任教师数、教学设施等方面的义务教育资源投入均衡发展，全面提升义务教育公平，并最终实现党的十九大提出的“发展公平而有质量的教育”，便成为党和政府在“后义务教育”发展时期所面临的首要问题。因此，为了深入研究“更加公平地推进义务教育的发展质量”这一课题，本文将引入随机前沿生产函数与空间计量经济学的实证研究方法，构建我国 31 个省/自治区/直辖市（港澳台地区除外）的平衡面板数据，评价转型发展时期义务教育资源配置的效率，以期从效率维度为新时代义务教育更有质量的发展提供信息支撑与决策基础。余文结构安排如下：第二部分为文献回顾与述评；第三部分为本文的研究设计，包括研究方法与研究数据的介绍；第四部分为实证研究结果报告与分析；最后为全文的总结和讨论。

二、文献回顾与述评

国外学者对于教育资源配置是否有效的相关研究始于弗里德曼（Friedman，1962），他认为公共教育财政在教育资源配置中的单一主导地位可能导致了教育产出的低效性。引起教育经济学界广泛思考教育经费投入能否带来相应产出“回报”的是汉纳谢克（Hanushek，1986），他开创性地将教育教学行为视作生产性活动，将学生学业成绩视作教育产出，通过投入—产出维度上对教育生产函数的刻画，从而实现了教育资源配置在数量与质量维度上的科学评测。教育生产函数具体刻画了政府的公共教育支出、学校的教育

质量、家庭教育决策中的人力资本投资以及同伴或同群效应四大因素对教育产出的现实影响,而这四大因素也为后续研究对教育资源配置有效性的评价提供了借鉴。譬如,Jayasuriya(2003)采用跨国、跨期面板数据的实证研究,便在教育生产函数的基础上,检验了政府财政支出与公共教育资源配置的效率。

进入21世纪后,国内学者逐步增强了对义务教育资源配置有效性的探讨,早期研究采用了不同的研究方法,包括数据包络分析法(DEA)与多层线性模型(HLM),从微观学校场域的研究视角出发,讨论了我国中西部农村学校以及昆明市(高中)的学校教育产出效率(胡咏梅、杜育红,2009;丁延庆、薛海平,2009)。随着2010年《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》的出台,党和政府更加强调通过校际、城乡、区域差距的缩小切实保障义务教育发展的均衡性,因而后期研究在早期研究关注效率的基础上,增强了对资源配置均衡性的思考。譬如,凡勇昆、邬志辉(2014)基于东、中、西部8省、17个区(市、县)调研数据的实证研究,发现义务教育均衡发展在转型改革时期的成效显著,尤其是在高级职称、专任教师培训等指标上极大地缩小了城乡差距。赵琦(2015)的研究则有针对性地抽取了东部某市的1019所小学,利用主成分分析同时结合DEA的实证研究方法,从整体上揭示了小学教育资源配置具有较高的效率,而过度投入与管理落后则是造成DEA非有效的原因。李玲、陶蕾(2015)的研究同样利用了DEA-Tobit的效率测评方法,选取人力、物力与财力的投入指标,发现义务教育整体效率在样本期内呈现出上升的趋势,但配置过程中也存在着投入冗余的现象。

整体上看,国内外学者围绕教育资源配置的相关研究,已经积累了大量宝贵经验,并且对于如何推进城乡、区域义务教育均衡发展也提供了有针对性的政策建议。但是基于对既有研究的梳理与总结,我们发现该主题仍然存在三处值得深入讨论的地方:第一,对于义务教育阶段的讨论较为笼统。义务教育由小学和初中两级学历教育体系构成,但缺乏对小学和初中学校资源配置组内效率差异的讨论,这可能不利于我们在新时代全面释放小学与初中教育的产出效率,服务公平和有质量的义务教育发展;第二,研究方法较为同质。多数研究采用非参数的数据包络分析法(DEA),鲜有研究选取参数法的随机前沿生产函数(SFA),对于相同的研究对象而言,可能不利于从方法异质性的角度进行横向比较,或检验研究结论的稳健性;第三,对于资源配置效率在地理空间上是否存在空间趋同或空间竞争的关注不足。

针对上述研究不足,本文将构建我国31个省市自治区的平衡面板数据,采用参数法的随机前沿生产函数,划分小学与初中教育阶段,划分东、中、

西部地区,客观评价转型改革时期义务教育资源配置的有效性,比较两级义务教育体系以及不同经济发展水平间,义务教育资源配置的组内与组间效率差异,计算样本期内技术效率(TE)的变动趋势。同时,利用不断完善、成熟的空间计量经济学,采用空间杜宾模型检验义务教育在“人、财、物”的配置过程中,可能存在的空间趋同效应或空间竞争效应,这也是本文的创新点所在。

三、研究设计

(一)模型设定与研究方法

1. 随机前沿生产函数

参数法的随机前沿生产函数法(Stochastic Frontier Production, SFA)有两种形式,分别为技术效率随时间变化的形式(time-invariant)与技术效率不随时间变化的形式(time-varying)(方超、黄斌、罗英姿,2017;方超、黄斌,2018a)。根据本文的研究设计,我们采用的数据类型是既包含截面维度*i*,又涵盖时间维度*t*的省级平衡面板数据,因而技术非效率项将会随着截面(省域)数的增多而呈现出不断上升的趋势。同时,结合宏观数据的可获得性,我们对于样本期*t*的选取为转型改革时期,即2002—2015年,当*t*的时间跨度较长时,技术效率不随时间变化的随机前沿生产函数便不适用描述义务教育的资源配置效率。因此,我们利用贝特斯和科埃利(Battese & Coelli, 1992)提供的技术效率随时间变化的函数形式:

$$Y_{it} = f[x_{it}(t), \beta] * \exp(v_{it} - \mu_{it}) \quad (1)$$

式中,下标*i*、*t*分别表示样本期与省域数,而 Y_{it} 则为省域*i*在样本期内的义务教育产出。 $f(\cdot)$ 为前沿面的确定产出, $x_{it}(t)$ 为样本期内义务教育在人、才、物上的投入量, β 为确定前沿面的估计系数, v_{it} 是满足独立分布的随机误差项,同时服从 $v_{it} \sim i.i.d N[0, \sigma_v^2]$ 的假定,而 μ_{it} 则是随机前沿生产函数中的技术无效率项,将技术效率随时间改变的随机前沿生产函数换作线性表述为:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Fincial_{it} + \beta_2 Material_{it} + \beta_3 Human_{it} + \beta_4 \sum Control_{it} + v_{it} - \mu_{it} \quad (2)$$

式中,因变量 Y_{it} 为省域*i*在*t*时期内的义务教育产出, $Fincial_{it}$ 、 $Material_{it}$ 与 $Human_{it}$ 则分别为义务教育在财政、物力与人力上的投入指标, $Control_{it}$ 则为影响产出的一系列控制变量,而 β_1 、 β_4 则为相应变量的参数估

计值。

2. 空间趋同效应或空间竞争效应

地理学第一定律指出,任何事物都有可能与其他事物产生联系,而地理范围上较近的事物相对于较远的事物而言具有更强的空间关联性(Tobler, 1970)。基于对地理学第一定律的借鉴,本文认为省域义务教育人力、物力、财力投入不仅能够影响辖区内的静态资源配置效率,并且有可能打破地理空间上的割裂状态,对相邻省份义务教育资源配置的效率性可能产生推动作用(空间趋同),也可能产生抑制作用(空间竞争效应)。因此,根据这一假设,我们利用空间计量经济学改造式(2),检验义务教育资源配置的空间趋同或空间竞争效应:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Fincial_{it} + \beta_2 Material_{it} + \beta_3 Human_{it} + \beta_4 \sum_{j=1}^n Contorl_{it} + \beta_5 \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Fincial_{it} + \beta_6 \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Material_{it} + \beta_7 \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Contorl_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中,因变量义务教育产出 Y_{it} 被置于 i 空间单元内,因而从式(2)中的“地理孤立”状态转变为空间相联, $\sum_{j=1}^n W_{ij}$ 则刻画了义务教育人力、物力、财力投入的空间效应, W_{ij} 则为空间非负权重矩阵, ρ 为空间滞后项的参数估计值(Rho), μ_i 与 λ_t 则刻画了方程(3)的时间效应和空间效应。

(二) 数据与指标

1. 数据

本文所用数据源自《中国教育经费统计年鉴》《中国教育统计年鉴》以及《中国统计年鉴》。其中,省域 i 为除港澳台之外我国 31 个省/自治区/直辖市,样本期 t 为 2002—2015 年。需要指出的是,由于《中国教育经费统计年鉴》并未公布 2014 年的数据,对于缺失数据本文采用线性插值法进行替代处理。需要指出的是,由于缺少的是 2014 年我国除港澳台地区以外的 31 个省/自治区/直辖市的原始数据,故线性差值法的使用可能造成观测误差,从而可能引致估计偏误。但是,考虑到本文在研究设计上旨在兼顾对于整个转型发展时期义务教育资源配置效率的评价,因而仍将样本期选定为 2002—2015 年,并且当 2014 年统计数据公布后,后续研究的开展也可与本文的实证研究结果进行纵向对比。

2. 指标处理

教育经济学界在衡量义务教育产出时,多采用毕业生数、在学人数、升学率、辍学率等指标作为代理变量,通过教育投入与产出的相互关系刻画教

育资源配置的效率。借鉴既有研究对投入—产出指标的构建(薛二勇, 2013), 本文选取小学、初中两级义务教育体系中毕业学生数作为被解释变量, 用以衡量义务教育产出。

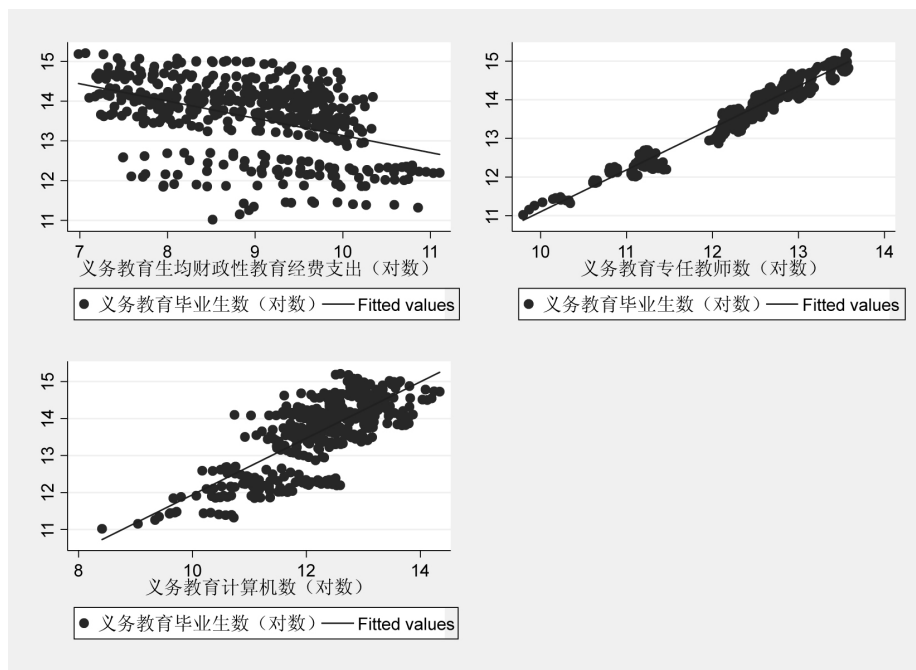


图 1 义务教育投入—产出的线性关系图(95%置信区间)

解释变量方面, 为了考察转型改革时期义务教育在“财力、人力、物力”上的投入水平对产出效率的影响, 本文选取生均预算内教育经费支出、专任教师数以及用于教学的计算机数作为投入指标, 并将其取对数做平滑处理后代入前述效率方程。为了直观反映核心解释变量与被解释变量之间的线性关系, 我们进一步制作了如图 1 所示的线性散点图。从图 1 可知, 在 95% 的置信区间内, 公共财政预算内的生均教育经费支出与毕业生数呈反比例关系, 即毕业生规模越大则生均教育经费支出越低, 而小学与初中的专任教师数以及用于教育教学活动中的计算机数则与毕业生数量之间表现为正相关的关系, 也就是说专任教师数与计算机投入的上升会带来义务教育毕业生数的扩大。

此外, 考虑到诸如地区经济发展水平、人口出生率的地区差异可能会对省域教育发展的进程产生一定的影响。譬如, 方超和黄斌(2018b、2018c)的研究便指出, 在一个高人口出生率的国家或地区, 教育资源更有可能流向新生婴儿的安置, 而相对于欠发达经济体来说, 发达经济体则可能有着更为充裕的资源投资于教育领域。因此, 我们在方程(2)和方程(3)中还纳入了省域

经济增速、人口出生率以及人口城镇化率，作为可能影响义务教育资源配置效率的控制变量组，表 1 列出了主要变量的基本统计信息。

表 1 主要变量的基本统计信息

变量名	均值			标准差		
	小学阶段	初中阶段	义务教育	小学阶段	初中阶段	义务教育
毕业生数	12.918	12.90	13.606	0.925	0.965	0.939
生均支出	8.112	8.321	8.918	0.918	0.973	0.946
专任教师	11.838	11.335	12.314	0.832	0.884	0.848
计算机数	11.616	11.329	12.187	0.911	0.974	0.922
经济增速		0.115			0.040	
人口出生率		0.115			0.029	
人口城镇化率		0.478			0.160	

注：全样本的观测值为 434 个，即省域(i)31 * 样本期(t)14=434。

四、实证研究结果

(一)随机前沿生产函数的估计结果

1. 影响义务教育资源配置效率的因素分析

根据前述研究设计，本小节将首先采用随机前沿生产函数，选择技术效率随时间可变(衰减)的模型形式，检验包括控制变量组在内的各项义务教育投入因素对产出效率的影响，表 2 报告了全样本与分样本回归的结果。其中，表 2 第 2 至 4 列回报了小学教育阶段、初中教育阶段与义务教育阶段的全样本回归结果，第 5 至 7 列报告了东、中、西部地区的分样本回归结果。

从随机前沿生产函数的各项诊断性指标上看，本文对于小学、初中与义务教育阶段投入—产出方程的设置具有较强的合理性。具体看来，方程的对数似然值较大，说明各变量能够较好的捕捉各阶段学历教育资源配置产出效率的变化。 σ^2 为随机前沿生产函数的总体方差，在小学教育阶段、初中教育阶段与义务教育阶段下分别为 0.019、0.051 与 0.036。变差率 $\gamma = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2}$ 的含义为无效率项的方差在误差项方差中的比重，其参数估计值越大，表明义务教育资源配置中的无效率项对于生产波动具有越强的解释力，而小学、初中与义务教育阶段中 γ 的参数估计值分别为 0.578、0.874 与 0.883，说明小学教育、初中教育与义务教育的实际产出，与其最大可能产出之间的差距分

别有 57.8%、87.4%、88.3% 的相关因素可以用技术无效率予以解释。 γ 作为时变参数有三种形态：(1) $\gamma > 0$ 表示无效率项随时间推移而呈现出递减状态；(2) $\gamma = 0$ 表示无效率项不随时间趋势发生变化；(3) $\gamma < 0$ 则表示无效率项随时间推移而呈现出递增状态。小学阶段时变参数的参数估计值为 0.026，并且在 10% 水平上显著，说明生产无效率在样本期内不断递减，也就是说生产的效率性在样本期内呈现出上升状态。与小学教育阶段相反的是，初中与义务教育阶段时变参数的估计值为负，并且均在 0.01 水平上通过了显著性检验，说明初中教育与整体义务教育的生产无效率在样本期内呈不断递增的状态。

“财力”方面，与既有研究较为一致的是，公共财政预算内的生均教育经费支出在小学、初中与义务教育阶段均为负数，说明生均经费支出负向影响各阶段学历教育资源配置的产出效率(杨斌、温涛，2009；陈岳堂、赵婷婷，2018)。小学、初中与义务教育阶段生均教育经费支出的对数值每增加一个单位，将分别造成各阶段资源配置效率下降 23.5%、0.9% 以及 9.5%，生均经费支出对小学阶段教育资源配置效率提升的负效应显著高于初中与义务教育阶段。“人力”方面，专任教师在各学历教育阶段的参数估计值正向显著，说明专任教师数的增加能够有效的促进产出效率的提升，而初中教育阶段 1.024 的参数估计值显著高于小学教育阶段的 0.997，表明专任教师对初中教育资源配置效率的拉升作用高于小学。“物力”方面，用于教学环节的计算机数增加，对不同教育阶段资源配置产出效率的影响具有一定的异质性。其中，小学(-0.045)与义务教育阶段(-0.035)的参数估计值负向显著，表明计算机投入的增加将会造成产出效率的下降，而初中教育阶段(0.068)的参数估计值则正向显著，表明计算机在初中教学中的广泛运用能够显著提升产出效率。

基于“财力”的参数估计结果，我们认为，从效率维度上单纯扩大生均教育经费支出并不有利于资源配置的效率提升，生均经费支出在样本期内的上升趋势反而造成了无效率的现象。因此，在教育财政步入“后 4%”的时期，中央与地方财政应在稳定规模、适度提升的基础上，做好结构性调整，尤其是做好小学教育阶段生均教育经费支出的结构性调整，优化经费投入中的无效率行为。根据“物力”投入的参数估计值，我们认为基于物质资本推动资源配置产出效率时，需要将物质资本的投入“量”与投入“质”充分结合，并且考虑不同阶段学龄儿童的学习特点，通过专任教师利用信息技术辅助教学的高水平授课方式，充分调动学龄儿童的好奇心与求知欲，旨在全面释放信息技

术在提升资源配置效率上的积极作用(方超、黄斌, 2018d), 而这也暗自契合了过去二十年我国正由教育信息化的数量时代步入质量时代的时代特征(顾小清、王春丽、王飞, 2017)。此外, 控制变量方面, 除了初中教育阶段以外, 区域经济增长与资源配置效率呈正相关性, 即经济发展水平越高, 义务教育资源配置越有效。人口出生率的参数估计值负向显著, 表明教育资源配置的效率在高人口出生率的地区呈现出下降状态, 这与我们之前的理论预期较为一致, 但并未有明显证据证明, 人口城镇化率的提升将会优化教育资源配置的产出效率(陈岳堂、赵婷婷, 2018)。

表 2 随机前沿生产函数的估计结果

变量名	全样本回归			分样本回归		
	小学阶段	初中阶段	义务教育	东部地区	中部地区	西部地区
生均支出	-0.235*** (0.033)	-0.009 (0.024)	-0.095*** (0.013)	-0.190*** (0.021)	-0.114*** (0.021)	-0.273*** (0.032)
专任教师	0.997*** (0.040)	1.024*** (0.034)	1.134*** (0.040)	1.135*** (0.039)	1.576*** (0.081)	1.032*** (0.027)
计算机数	-0.045** (0.020)	0.068*** (0.025)	-0.035** (0.017)	-0.079** (0.038)	-0.081** (0.038)	-0.079** (0.031)
经济增速	0.109 (0.124)	-0.008 (0.126)	0.167 (0.102)	0.167* (0.101)	0.005 (0.204)	0.732*** (0.204)
人口出生率	-0.948* (0.563)	-1.855*** (0.410)	-2.40*** (0.334)	-1.066* (0.590)	-3.510*** (0.721)	-1.245** (0.521)
人口城镇化率	0.017 (0.105)	-0.305*** (0.103)	-0.113 (0.088)	0.146 (0.097)	-0.102 (0.351)	-0.113 (0.154)
常数项	4.357*** (0.708)	1.572*** (0.270)	1.518*** (0.440)	2.480*** (0.575)	-3.454*** (0.849)	5.067*** (0.635)
$\sigma^2(\text{sigma}^2)$	0.019 (0.004)	0.051 (0.013)	0.036 (0.011)	0.010 (0.007)	0.101 (0.233)	0.004 (0.001)
$\gamma(\text{gamma})$	0.578 (0.085)	0.874 (0.034)	0.883 (0.038)	0.707 (0.201)	0.962 (0.089)	0.082 (0.074)
$\mu(\text{mu})$	0.604 (0.403)	0.855*** (0.207)	0.332** (0.141)	0.107 (0.067)	-0.312 (1.401)	0.406 (0.260)

续表

变量名	全样本回归			分样本回归		
	小学阶段	初中阶段	义务教育	东部地区	中部地区	西部地区
η	0.026 [*] (0.014)	-0.053 ^{***} (0.010)	-0.028 ^{***} (0.006)	0.026 (0.023)	-0.004 (0.010)	0.068 ^{***} (0.024)
对数似然值	384.320 ^{***}	417.258 ^{***}	507.293 ^{***}	231.469 ^{***}	153.638 ^{***}	180.275 ^{***}
截面数(i)	31	31	31	12	9	10
样本量	434	434	434	168	126	140

注：(1)括号内为标准；(2)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

为了进一步讨论义务教育资源配置效率的地区差异，我们在全样本回归的基础上，根据地理位置同时结合经济发展水平，将我国划分为东、中、西部地区。其中，东部地区包括北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、广西壮族自治区以及海南省，共计12个省/自治区/直辖市，样本量为168个观测值；中部地区则包括山西省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北与湖南省，共计9个省/自治区，样本量为126个观测值；西部地区则涵盖了重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区以及新疆维吾尔自治区，共计10个省/自治区/直辖市，样本量为140个观测值。从各项诊断性指标上看，本文对随机前沿生产函数的变量设置对于东、中、西部地区分样本同样具有较强的解释力。时变参数的参数估计值在中部地区为负(-0.004)，但在东部地区(0.026)、西部地区(0.068)为正，说明相对于东、西部地区技术无效率项在样本期内不断递减，技术效率不断上升而言，中部地区义务教育资源配置的无效率项在样本期内呈上升趋势，因而技术效率则呈现出下降的态势。

从参数估计值上看，分样本回归的估计结果与全样本呈现出一定的相似性，但在某些地区特征上却表现出一定的差异。生均教育经费支出方面，东中西部地区的参数估计值分别为-0.190、-0.114以及-0.273，并且都在1%水平上显著，表明各地区义务教育生均经费支出的对数值每增加一个单位，将会使得辖区内的资源配置效率下降19.0、11.4以及27.3个百分点，西部地区教育经费投入对产出效率的负效应显著高于东部与中部地区。专任教师对义务教育资源配置的影响正向显著，东、中、西部地区的弹性产出表明小学或初中专任教师的对数值每增加一个单位，可推动资源配置产出效率提升113.5%、157.6%以及103.2%，中部地区因教师投入量提升的产出效

率显著高于东部地区，而东部地区则高于西部地区。用于教育教学活动的计算机投入方面，各地区的参数估计值均在 1% 水平上负向显著，显示出教育信息化由数量时代过渡为质量时代，单纯依靠增加计算机的使用量并不能有效的促进区域教育资源配置效率的提高。

2. 义务教育资源配置技术效率的估算

基于随机前沿生产函数对全样本的估计，我们进一步估计了样本期内义务教育资源配置的技术效率(Technical Efficiency, TE)：

$$TE = E[\exp(-\mu_{it}) | v_{it} - \mu_{it}] \quad (4)$$

式中，技术效率 TE 表示义务教育实际产出与可能最大产出之间的比率，取值范围在[0, 1]之间，当技术效率的取值越接近于 1 时，表示义务教育的生产效率越高，反之则越低。当 TE 取值为 1 时，表明义务教育产出在水平最优前沿面上，因而不存在技术无效率，而这相当于实现了义务教育资源配置的帕累托最优。根据表 3 给出的估计结果，我们发现我国省域义务教育资源配置的技术效率存在两点特征：

第一，技术效率在样本期内呈现出逐年递减的趋势，义务教育实际产出与其在理想状态下最大可能产出之间呈现出偏离状态，反映了近年义务教育在“人、财、物”上不断增长的投入水平，可能引致了产出结果的无效率，而这一结果也印证了前文有关预算内生均教育经费支出以及用于教学环节的计算机数的增长对资源配置效率具有消极影响的论断。第二，区域经济发展水平与义务教育资源配置的技术效率并未表现出正相关性。传统意义上经济较发达的地区，譬如北京、上海、江苏、广东等省市在配置义务教育资源时的技术效率，反而落后于海南、广西、贵州等经济相对欠发达的地区。西藏自治区义务教育资源配置的技术效率在 2015 年为 0.967，高于其他所有省份，说明当前义务教育资源配置的主导模式有利于缩小各地区因经济发展水平不同而造成的初始投入差距，从而能够实现省域义务教育的均衡发展(郑展鹏、岳帅，2017；方超、黄斌，2018e)。

表 3 各省市区义务教育资源配置技术效率的变动趋势

省份	2002	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
北京	0.704	0.683	0.676	0.668	0.661	0.653	0.645	0.637	0.629	0.621	0.612	0.604
天津	0.744	0.724	0.718	0.711	0.704	0.697	0.690	0.683	0.676	0.668	0.660	0.653
河北	0.729	0.709	0.702	0.695	0.688	0.681	0.673	0.666	0.658	0.650	0.642	0.634
山西	0.729	0.710	0.703	0.696	0.689	0.681	0.674	0.666	0.659	0.651	0.643	0.635
内蒙古	0.677	0.655	0.647	0.639	0.631	0.622	0.614	0.606	0.597	0.588	0.580	0.571

续表

省份	2002	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
辽宁	0.692	0.670	0.662	0.654	0.646	0.638	0.630	0.622	0.614	0.605	0.597	0.588
吉林	0.612	0.586	0.577	0.568	0.559	0.550	0.541	0.531	0.522	0.512	0.502	0.493
黑龙江	0.636	0.611	0.602	0.594	0.585	0.576	0.567	0.558	0.549	0.540	0.530	0.521
上海	0.791	0.774	0.769	0.763	0.757	0.751	0.745	0.739	0.733	0.726	0.720	0.713
江苏	0.763	0.745	0.739	0.733	0.726	0.720	0.713	0.706	0.699	0.692	0.685	0.678
浙江	0.831	0.817	0.813	0.808	0.803	0.798	0.793	0.788	0.782	0.777	0.771	0.766
安徽	0.858	0.846	0.842	0.838	0.834	0.830	0.825	0.821	0.816	0.811	0.807	0.802
福建	0.778	0.761	0.755	0.749	0.743	0.737	0.731	0.724	0.718	0.711	0.704	0.697
江西	0.810	0.795	0.790	0.785	0.779	0.774	0.768	0.762	0.756	0.750	0.744	0.738
山东	0.701	0.680	0.672	0.665	0.657	0.649	0.642	0.633	0.625	0.617	0.609	0.60
河南	0.755	0.737	0.730	0.724	0.717	0.711	0.704	0.697	0.690	0.682	0.675	0.667
湖北	0.767	0.749	0.743	0.737	0.731	0.724	0.718	0.711	0.704	0.697	0.690	0.683
湖南	0.769	0.751	0.745	0.739	0.732	0.726	0.719	0.713	0.706	0.699	0.692	0.684
广东	0.854	0.842	0.838	0.833	0.829	0.825	0.820	0.816	0.811	0.806	0.801	0.796
广西	0.867	0.856	0.852	0.848	0.844	0.840	0.836	0.832	0.828	0.823	0.819	0.814
海南	0.910	0.903	0.90	0.898	0.895	0.892	0.889	0.886	0.883	0.880	0.877	0.874
重庆	0.859	0.848	0.844	0.840	0.835	0.831	0.827	0.822	0.818	0.813	0.808	0.804
四川	0.768	0.750	0.744	0.738	0.732	0.725	0.718	0.712	0.705	0.698	0.691	0.684
贵州	0.914	0.906	0.904	0.901	0.899	0.896	0.893	0.890	0.887	0.884	0.881	0.878
云南	0.80	0.785	0.780	0.774	0.768	0.763	0.757	0.751	0.745	0.739	0.732	0.726
西藏	0.977	0.975	0.974	0.973	0.973	0.972	0.971	0.970	0.970	0.969	0.968	0.967
陕西	0.767	0.749	0.743	0.737	0.730	0.724	0.717	0.710	0.703	0.696	0.689	0.682
甘肃	0.810	0.795	0.790	0.785	0.780	0.774	0.769	0.763	0.757	0.751	0.745	0.737
青海	0.956	0.952	0.951	0.950	0.948	0.947	0.945	0.944	0.942	0.941	0.939	0.937
宁夏	0.966	0.963	0.962	0.961	0.960	0.959	0.957	0.956	0.955	0.954	0.952	0.951
新疆	0.763	0.745	0.738	0.732	0.726	0.719	0.712	0.705	0.698	0.691	0.684	0.677

注：估计结果保留小数点后三位。

(二)义务教育资源配置的空间效率评价：空间趋同还是空间竞争性

1. 空间自相关性检验

基于空间计量经济学评价义务教育资源配置之前，需要构建空间权重矩阵，检验义务教育在地理空间上的“财力、人力、物力”投入水平是否具备空间自相关性，而这一步骤是进行空间效率分析的前提条件。鉴于我国东、中、西部地区在经济发展水平、人口与资源分布上的非对称性，本文遵循 Anselin (1988)提供的空间邻接权重矩阵的(contiguity)的构建原则，建立如下标准化形式的空间权重矩阵：

$$W_{ij} = \begin{cases} 0: i \text{ 省与 } j \text{ 省在地理空间上相连} \\ 1: i \text{ 省与 } j \text{ 省在地理空间上不相连} \end{cases}$$

基于上述空间邻接权重矩阵的设计原则，本文将首先对义务教育投入中的“财、人、物”的空间自相关性进行检验。具体说来，义务教育资源配置中的空间自相关性是指地理空间邻接的省域在教育投入的过程中会表现出一定的空间相似性，而这种相似性又有着正负之分。如果教育投入在地理空间上表现出高值与高值，或者低值与低值的空间分布状态，则表明省域义务教育资源配置具有空间正自相关性(positive spatial autocorrelation)的地理特征。相反，如果教育投入呈现出高值与低值的错配空间状态，则表明省域义务教育资源配置具有空间负自相关性(negative spatial autocorrelation)的地理特征。Moran(1950)提供的全域莫兰指数(Moran's I)则成为我们判断义务教育投入中“财、人、物”是否具有空间自相关性，以及究竟具有空间正相关还是空间负相关的检验依据(方超、沈豪、熊筱燕，2018)：

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (5)$$

在上式中， $s^2 = \frac{\sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 代表样本方差， W_{ij} 为空间邻接权重矩阵，

$\bar{x} = \frac{1}{n \sum_{j=1}^n x_i}$ ， x_i 为样本观测值，而n为省份数。

全域莫兰指数以0为分界线，取值范围在-1到1之间，取值大于0时表明义务教育投入在地理空间上具备相关性的鲜明特征，并且在方向上表现出高值被高值(High-High)或低值被低值(Low-Low)包围的正自相关性状态。反之，如果全域莫兰指数取值小于0，则说明义务教育投入在地理空间上呈现出高值被低值(High-Low)或低值被高值(Low-High)包围的负自相关性状态。

根据莫兰指数在检验空间自相关性时的操作性规定，我们利用 stata15 估计了预算内生均教育经费支出、专任教师数以及用于教学的计算机数的全域莫兰指数。同时，为了检验全域莫兰指数在刻画空间自相关性时的稳健性，

本文还进一步估计了吉尔里指数 C 与 Getis-Ord 指数 G, 并且进行双边检验。吉尔里指数 C 的取值范围在 0 到 2 之间, 取值大于 1 为空间负自相关; 取值小于 1 则为空间负自相关。因此, 吉尔里指数 C 对于空间自相关性的刻画恰好与全域莫兰指数相反, 但其优点在于能够较为敏感的捕捉被测变量在局域上的自相关性。

表 4 义务教育配置的空间自相关性检验

年份	莫兰指数 I			吉尔里指数 C			Getis-Ord 指数 G		
	生均经费	专任教师	计算机	生均经费	专任教师	计算机	生均经费	专任教师	计算机
2002	0.295***	0.187**	0.228**	0.502***	0.677**	0.670*	0.144***	0.153***	0.152**
2003	0.277***	0.184**	0.231**	0.517***	0.677**	0.664**	0.144***	0.153***	0.152**
2004	0.273***	0.183**	0.206**	0.508***	0.677**	0.690*	0.144***	0.153***	0.152**
2005	0.292***	0.180**	0.196**	0.490***	0.678**	0.694*	0.144***	0.153***	0.152**
2006	0.30***	0.184**	0.199**	0.438***	0.671**	0.689*	0.145***	0.153***	0.151**
2007	0.273***	0.182**	0.205**	0.445***	0.673**	0.674**	0.145***	0.153***	0.151*
2008	0.294***	0.183**	0.183**	0.428***	0.674**	0.692*	0.145***	0.153***	0.151*
2009	0.287***	0.181**	0.157*	0.462***	0.676**	0.717*	0.145***	0.153***	0.151*
2010	0.324***	0.180**	0.149*	0.440***	0.677**	0.720*	0.145***	0.153***	0.151**
2011	0.298***	0.177*	0.170*	0.461***	0.683**	0.717*	0.145***	0.153***	0.151**
2012	0.264***	0.175*	0.170*	0.476***	0.687**	0.721*	0.146***	0.153***	0.151**
2013	0.230**	0.176*	0.161*	0.502***	0.689**	0.735*	0.146***	0.153***	0.151**
2014	0.213**	0.180**	0.153*	0.538***	0.689**	0.748*	0.146***	0.153***	0.152**
2015	0.215**	0.183**	0.169*	0.571***	0.689**	0.722*	0.146***	0.153***	0.152**

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

从表 4 给出的估计结果上看, 义务教育“财力”“人力”与“物力”投入在全域莫兰指数 I、吉尔里指数 C 以及 Getis-Ord 指数 G 上的表现良好, 估计值为正, 表明公共财政预算内教育经费支出、专任教师数以及用于教学的计算机数在地理空间上均具备自相关性, 并且方向为正同时具备统计学上的显著意义, 因而可以说本文对于义务教育资源配置空间效率的讨论具备研究假设的合理性。在莫兰指数、吉尔里指数 C 以及 Getis-Ord 指数 G 对全域空间自相关性检验的基础上, 为深入探讨省域义务教育“财力、人力与物力”投入在不同辖区的非均衡分布, 我们继续利用局域莫兰散点图(图 2-1、2-2、2-3)刻画义务教育投入的局部空间自相关性。

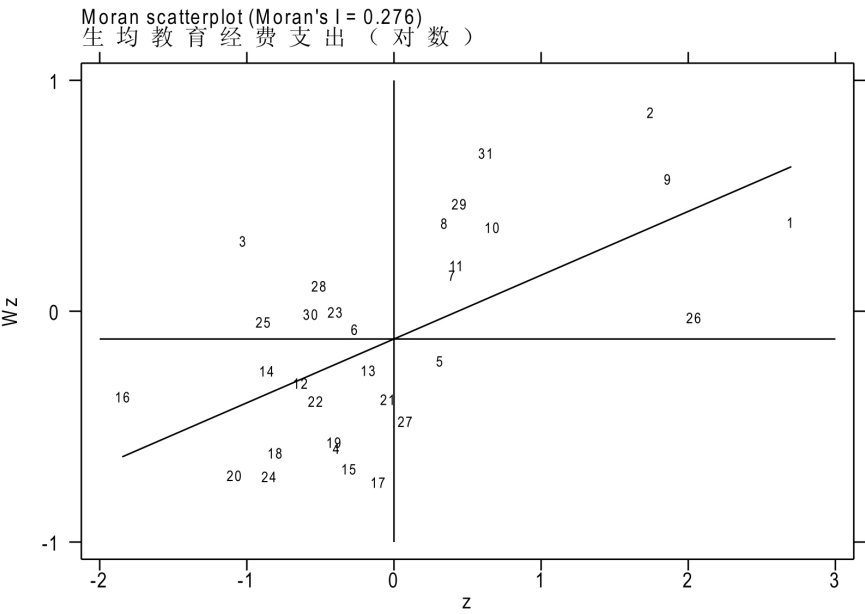


图 2-1 预算内生均教育经费支出的局域莫兰散点图(2015 年)

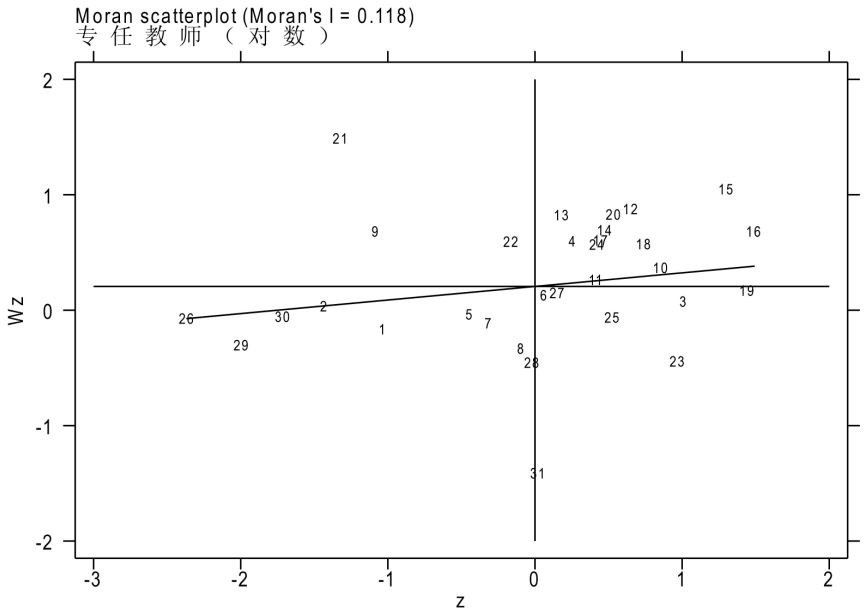


图 2-2 专任教师数的局域莫兰散点图(2015 年)

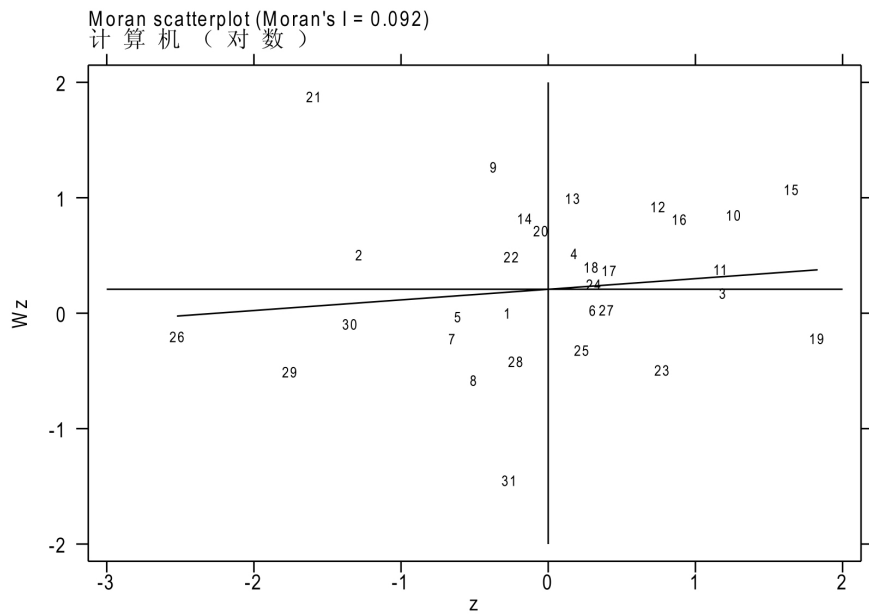


图 2-3 计算机投入的局域莫兰散点图(2015 年)

在图 2-1、2-2 和 2-3 中，预算内生均教育经费支出、专任教师数以及计算机数在局域莫兰散点图中，按照逆时针的方式被分别置于四个象限之中，分别表示义务教育“财、人、物”投入在地理空间上的高值与高值、低值与高值、低值与低值以及高值与低值的相聚的空间状态。

表 5 义务教育投入的空间象限分布

变量名	第一象限(H-H)	第二象限(L-H)	第三象限(L-L)	第四象限(H-L)
生均教育经费支出	北京、天津、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、西藏、青海、新疆	河北、辽宁、四川、云南、甘肃、宁夏	山西、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、贵州	内蒙古、陕西
专任教师数	山西、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州	上海、海南、重庆	北京、天津、内蒙古、吉林、黑龙江、西藏、甘肃、青海、宁夏	河北、辽宁、广东、四川、云南、陕西、新疆

续表				
变量名	第一象限(H-H)	第二象限(L-H)	第三象限(L-L)	第四象限(H-L)
计算机数	山西、江苏、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖北、湖南、海南、贵州	天津、上海、江西、广西、重庆	北京、内蒙古、吉林、黑龙江、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆	河北、辽宁、广东、四川、云南、陕西

根据表 5 给出的空间分位图可知，省域义务教育投入在地理空间上呈现出非均衡的分布状态。其中，江苏省、浙江省的生均经费支出、专任教师数以及计算机数在地理空间上均落入高投入—高辐射的第一象限(High-High)；而上海市与重庆市的专任教师与计算机投入量落入了低投入—高辐射的第二象限(Low-High)；“两湖”与“两广”地区的生均教育经费支出落入了低投入—低辐射的第三象限(Low-Low)；作为传统意义上的教育强省陕西省，在义务教育“财、人、物”的投入上均落入了高投入—低辐射的第四象限(High-Low)。从整体上看，省域义务投入在空间局域自相关性上并未与区域经济增长表现出一致性。

2. 义务教育资源配置空间效率的评估

在义务教育投入空间自相关性检验的基础上，本文进一步利用方程(3)刻画的空间机制，基于空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)讨论义务教育资源配置的空间效率，并甄别省域义务教育资源配置中可能存在的空间趋同效应或空间竞争效应，表 6 汇报了空间杜宾模型对方程(3)的估计结果。根据表 6 提供的诊断性指标，我们发现对数似然值为 588.2632，衡量固定效应(Fixed-Effect)的组内 R^2 则达到了 0.8471，说明方程(3)中列出的核心解释变量能够较好的体现资源配置空间效率的变化情况，而针对固定效应还是随机效应模型选择的豪斯曼检验(χ^2)的统计量为 20.58，并且在 1%水平上显著，从而拒绝了采用随机效应模型的原假设，故我们利用固定效应的形式估计方程(3)，空间滞后项 $\text{Rho}(\rho)$ 的参数估计值正向显著，说明省域义务教育投入与产出之间确实存在着效率影响的空间机制。

表 6 义务教育资源配置的空间效率评价

变量名	直接效应	间接效应	总效应
生均支出	-0.110*** (0.011)	-0.013*** (0.005)	-0.124*** (0.011)

续表

变量名	直接效应	间接效应	总效应
专任教师	1.292*** (0.059)	0.162** (0.068)	1.454*** (0.090)
计算机数	-0.013 (0.023)	-0.071** (0.030)	-0.084*** (0.023)
经济增速	0.219** (0.087)	0.026* (0.013)	0.245*** (0.095)
人口出生率	-2.608*** (0.328)	-0.326** (0.142)	-2.933*** (0.382)
人口城镇化率	-0.030 (0.081)	-0.004 (0.011)	-0.034 (0.091)
Rho(ρ)		0.111*** (0.041)	
R ² -within		0.8471	
对数似然值		588.2632	
χ^2		20.58***	
Mean of Fixed-Effects		-1.6353	
截面数(i)		31	
样本量(Obs)		434	

注：(1)括号内为标准差；(2)Rho(ρ)为空间滞后项系数；(3) χ^2 为 Hausman test 的卡方检验值；(4)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

表 6 给出了义务教育资源配置的三种空间效率的表现形式，分别为直接效应、间接效应与总效应。直接效应是指辖区内义务教育投入对本地区资源配置效率的影响；间接效应则是指辖区内义务教育投入对临近省域资源配置效率的影响，这种空间溢出效应主要表现为空间趋同或空间竞争性。具体看来，公共财政预算内的生均教育经费支出在直接效应、间接效应与总效应上均对资源配置的空间效率施加负向、显著的消极影响。间接效应的参数估计值为 -0.013，说明本省财政性生均教育经费支出的对数值每增加一个单位，地方政府基于横向竞争的“锦标赛”制度，放大了教育经费增量投入中的空间

趋同效应(周黎安, 2007), 从而对临近地区义务教育资源配置的效率将造成了 1.3% 的消极影响, 而该估计值低于直接效应中对本辖区的 11% 的消极影响。

与静态资源配置效率估计的结果较为类似, 专任教师数在空间效率评估中的参数估计值为正, 并且在三种效应中均通过了 1% 水平的显著性检验, 表明小学与初中教育阶段专任教师数量的增长对本地区和临近地区义务教育资源配置效率的提升均有着显著的积极意义, 但在参数估计值的绝对量上存在着一定的差异。具体看来, 本地区义务教育阶段的专任教师数的对数值每增加一个单位, 可将辖区内和相邻地区义务教育资源配置的效率分别提高 129.2% 与 16.2%。从本质上讲, 专任教师投入属于人力资本的范畴, 而人力资本对劳动力又有着极强的依附属性, 因而地方政府在通过提高专任教师数优化资源配置效率时, 便存在着省域间的人才竞争, 即空间竞争效应, 而空间竞争效应则是导致专任教师数的参数估计值在间接效应中高于直接效应的根本原因。

最后, “物力”投入方面, 用于教学的计算机数在直接、间接与总效应中的参数估计均为负数, 说明计算机投入的空间效率同样为负。就间接效应而言, 计算机数的参数估计值为 -0.071, 其解释含义为用于教学的计算机数的对数值每增加一个单位, 在空间趋同效应的作用下将会造成相邻地区义务教育资源配置的效率下降 7.1 个百分点。此外, 区域经济增长在直接效应、间接效应与总效应中正向影响空间资源配置效率, 而人口出生率与人口城镇化率在三种效应中负向影响空间资源配置的效率。

五、结论与讨论

(一) 研究结论

本文利用 2002—2015 年我国义务教育在转型改革时期的省级面板数据, 借鉴并构造投入—产出指标体系, 利用参数法的随机前沿生产函数与空间计量经济学的实证研究方法, 评估了义务教育投入的资源配置效率与空间效率, 得到以下几点富有意义的研究发现:

第一, 利用随机前沿生产函数对影响义务教育资源配置的各因素进行分析后发现, 生均教育经费支出以及用于教学的计算机数对于优化义务教育资源的配置效率具有消极影响, 但有针对性的提高专任教师数则可明显提升省

域义务教育资源的配置效率。

第二，基于技术效率的测算，发现样本期内义务教育资源配置的技术效率呈现出逐年递减的状态，体现了义务教育投入模式在实际产出与可能最优化产出之间的不断偏离。同时，技术效率的变动趋势与区域经济增长间并未表现出一定的正相关性，因而现阶段的投入模式有可能使得期初投入差距在后期呈现收敛的态势，推动落后省域实现对发达省域的赶超，从而促进区域义务教育的均衡发展。

第三，利用全域莫兰指数、吉尔里指数 C 以及 Getis-Ord 指数 G ，发现生均教育经费支出、专任教师数以及计算机数在全域上存在着较强的空间自相关性，并且在局域上呈现出非均衡的分布状态。空间杜宾模型进一步揭示了义务教育投入在影响相邻省域空间产出效率上的不同作用机制，生均教育经费支出与计算机数通过空间趋同效应抑制了相邻省域的空间配置效率，而专任教师数则通过空间竞争效应推动相邻地区资源配置空间效率的提升。

(二) 延展讨论

本文在既有研究基础上，进一步利用参数法的随机前沿生产函数与不断完善、成熟的空间计量经济学再次评价了转型改革时期我国义务教育资源配置的效率，从异质性方法的视角丰富了既有的研究结论。同时，本文的研究结论实际上是对教育领域经典问题的重新探讨，即政府在承担发展公共教育的职能时，究竟应采取公平取向还是效率取向的路径选择问题。本文发现当前的义务教育投入模式虽然有利于促进区域义务教育的均衡发展，但不断增长的生均教育经费支出以及用于教学的计算机数对资源配置的效率提升却起到消极的抑制作用。因此，从效率维度上看，现阶段义务教育投入模式并非是最有效的。

在新时代，我国教育面临着深入推进“富有公平与更具质量”的发展任务，需要在教育公平的基础上，重新思考质量与效率间的辩证关系。如果提高义务教育资源配置的效率与发展更具质量的教育之间并不存在矛盾，那么教育质量的提升就需要改革既有的投入模式，重新调整教育投入中公平与效率的结构性关系。因此，如何在保障教育公平的基础上，以发展更具质量的教育为主体，重新梳理公平、效率与质量的辩证关系，将是我们下一阶段重点研究的议题。

[参考文献]

- 陈岳堂、赵婷婷, 2018:《义务教育资源配置效率实证研究——以湖南省为例》,《湖南社会科学》第 5 期。
- 陈岳堂、赵婷婷, 2018:《中部地区农村义务教育资源配置效率研究——基于县域视角和湖南 39 个县(市)的数据》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第 3 期。
- 丁延庆、薛海平, 2009:《从效率视角对我国基础教育阶段公办学校分层的审视——基于对昆明市公办高中的教育生产函数研究》,《北京大学教育评论》第 4 期。
- 凡勇昆、邬志辉, 2014:《我国城乡教育资源均衡发展研究报告——基于东、中、西部 8 省 17 个区(市、县)的实地调查分析》,《教育研究》第 11 期。
- 方超、黄斌、罗英姿, 2017:《政府与市场:高等教育财政投入的资源配置效率评价——基于随机前沿生产函数的实证研究》,《宏观质量研究》第 4 期。
- 方超、黄斌, 2018a:《从经济增长到索罗残差:教育人力资本与省域技术效率的变动——基于随机前沿生产函数的实证研究》,《西安财经学院学报》第 4 期。
- 方超、黄斌, 2018b:《人口城镇化对省域教育人力资本收敛的非线性影响研究》,《复旦教育论坛》第 2 期。
- 方超、黄斌, 2018c:《教育投入对中国经济增长的影响——基于增长回归框架的空间计量研究》,《大连理工大学学报(社会科学版)》第 6 期。
- 方超、黄斌, 2018d:《信息技术促进了学生的学业表现吗?——基于中国教育追踪调查数据的实证研究》,《开放教育研究》第 6 期。
- 方超、黄斌, 2018e:《城镇化进程中教育人力资本收敛性的门槛效应与空间效应:理论假说与现实证据》,《西北师大学报(社会科学版)》第 4 期。
- 方超、沈豪、熊筱燕, 2018:《我国学前教育经费投入的资源配置效率评价——基于空间计量经济学的实证检验》,《学前教育研究》第 8 期。
- 顾小清、王春丽、王飞, 2017:《回望二十年:信息技术在教育改革与发展中的历史使命及其角色》,《电化教育研究》第 6 期。
- 国家统计局人口和就业统计司, 1999—2017:《中国劳动统计年鉴[M]》,北京:中国统计出版社。
- 胡咏梅、杜育红, 2009:《中国西部农村初级中学配置效率评估:基于 DEA 方法》,《教育学报》第 5 期。
- 胡咏梅、杜育红, 2009:《中国西部农村小学资源配置效率评估》,《教育与经济》第 1 期。
- 教育部. 2017 年全国教育事业发展统计公报 http://www.moe.edu.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/201807/t20180719_343508.html
- 李玲、陶蕾, 2015:《我国义务教育资源配置效率评价及分析——基于 DEA-Tobit 模型》,《中国教育学刊》第 4 期。

- 薛二勇, 2013:《区域内义务教育均衡发展指标体系的构建——当前我国深入推进义务教育均衡发展的政策评估指标》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第4期。
- 杨斌、温涛, 2009:《中国各地区农村义务教育资源配置效率评价》,《农业经济问题》第1期。
- 赵琦, 2015:《基于DEA的义务教育资源配置效率实证研究——以东部某市小学为例》,《教育研究》第3期。
- 郑展鹏、岳帅, 2017:《我国教育资源配置的区域差距缩小了吗?——基于省际面板数据模型的分析》,《教育发展研究》第9期。
- 周黎安, 2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Springer.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli, 1992, "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3(1-2): 153-169.
- Friedman, M., 1962, *Capitalism and Freedom*. Chicago: University of Chicago Press.
- Hanushek, E. A., 1986, "The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public School", *Journal of Economic Literature*, 24(3): 1141-1177.
- Moran, P. A. P., 1950, "Notes on Continuous Stochastic Phenomena", *Biometrika*, 37(1/2): 17-23.
- Jayasuriya, R. and Q. Wodon, 2003, "Measuring and Explaining Country Efficiency in Improving Health and Education Indicators", World Bank Working Paper.
- Tobler, W. A., 1970, "Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region", *Economic Geography*, 46(2): 234-240.

**Re-evaluation of Resource Allocation Efficiency of
Compulsory Education in China: An Empirical Study
Based on Stochastic Frontier Production
Function and Spatial Econometrics**

FANG Chao, HUANG Bin, YUN Ru-xian

(College of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics)

Abstract: Based on provincial panel data from 2002 to 2015 in China, Construction of input output index of compulsory education in the period of transformation and development, Using stochastic frontier production function and spatial econometrics, This paper evaluates

the efficiency of compulsory education resource allocation in China from the perspective of “financial resources”, “human resources” and “material resources”. It was supported that: (1) The output efficiency of the allocation of compulsory education resources is restrained by the expenditure per student and the number of computers used for teaching activities, while the growth of full-time teachers is conducive to optimizing the output efficiency of resource allocation. (2) The technical efficiency of the allocation of compulsory education resources in the sample period is decreasing year by year, which reflects the deviation between the actual output and the best possible output, while the current mode of investment in compulsory education shows that it is conducive to promoting the balanced development of compulsory education in the region. (3) The Moran's I, Geary's G , Getis & Ord's G^* show that compulsory education investment has strong spatial autocorrelation in the whole world, while the local distribution shows non-balanced distribution. Spatial convergence enlarges the inhibiting effect of per-student educational expenditure as well as computer number on spatial allocation efficiency in adjacent provinces. On this basis, this paper further discusses the new era, the new era of the quality of compulsory education development in the dialectical relationship between fairness and efficiency.

Key words: compulsory education; input-output; resource allocation; stochastic frontier production function; spatial econometrics

(责任编辑: 郑 磊 责任校对: 郑 磊 胡咏梅)