

文章编号: 2095-1663(2019)06-0073-09

# 中国高校研究生规模对经济增长的空间溢出效应研究

王淑英, 王洁玉

(郑州大学 管理工程学院, 郑州 450001)

**摘要:** 运用2003—2016年我国29个省份的面板数据,在柯布一道格拉斯生产函数的基础上建立空间计量模型,实证研究我国高校研究生规模对经济增长的贡献及其所呈现的空间特征。发现:第一,我国高校研究生规模对经济增长存在正向的空间溢出效应,说明整体而言区域经济发展对高校研究生数量上的需求并未饱和;第二,硕博研究生和劳动力对经济增长的弹性系数都远小于物质资本存量的弹性系数,说明目前我国经济发展的方式仍然是资本驱动型;第三,博士研究生不仅可以促进本地的经济发展,而且能带动相邻省域的经济增长,硕士研究生对相邻省域的经济增长作用更为显著。

**关键词:** 研究生规模; 经济增长; 空间溢出; 空间杜宾模型

**中图分类号:** G40-054

**文献标识码:** A

习近平总书记在十九大报告中从新时代历史方位和战略高度重申强调了“坚定实施科教兴国战略、人才强国战略、创新驱动发展战略”,指出“两个一百年”目标和中华民族伟大复兴中国梦的实现,归根到底靠人才、靠教育。当前,“人口红利”式微,“人才红利”有望成为下一阶段经济增长的重要推力,为了促进我国实现从教育大国到教育强国的战略性转变,人力资源大国向人才资源大国的历史性跨越,首先从人才供给侧角度深入探究我国高校高层次人才的培养对经济增长的促进作用具有重要意义。

现有文献中,已有很多国内外专家、学者对教育与经济增长的关系展开了研究,Dennison运用经济增长因素分析法测算出美国1922—1957年教育对经济增长的贡献率是20%<sup>[1]</sup>。蔡增正使用世界上194个国家和地区1965—1990年的数据考察教育对经济增长的贡献,发现其在经济发展过程中表现为先弱、后强、最后稍有降低的趋势<sup>[2]</sup>。叶茂林等基于柯布一道格拉斯生产函数,创造性地提出教育生

产函数,测度不同教育程度劳动力对经济增长的贡献,结果表明高等教育程度的劳动力的产出弹性最高,为0.2011<sup>[3]</sup>。黄燕萍等基于知识的外溢性原理,运用面板数据实证分析不同层级教育对中国地区经济增长差异的影响,发现初级教育作为生产要素直接促进最终产出,而高级教育则通过加快技术创新与模仿的速度提高全要素生产率<sup>[4]</sup>。杨天平,刘召鑫根据人均受教育年限计算出教育综合指数表示教育投入,基于柯布一道格拉斯生产函数构建模型,并运用教育综合指数法测算出中国高等教育对经济增长的贡献率为3.62%<sup>[5]</sup>。

对现有文献进行梳理分析发现,虽然已有不少学者关注教育对经济增长的测算,但是鲜有关注高校的高层次人才的培养对我国经济增长的影响。Wendler通过研究发现,本科教育的作用主要是创造稳定的经济,体现在给大学生提供扎实的基础知识、工作技能和宽广的就业选择面等方面;而研究生教育不仅给学生提供高级知识和技能,更着重培养

收稿日期: 2019-05-24

作者简介: 王淑英(1968—),女,河南许昌人,郑州大学管理工程学院副院长,教授,博士。

王洁玉(1993—),女,河南郑州人,郑州大学管理工程学院硕士研究生。

基金项目: 国家自然科学基金项目“基于组合创新理论的管理研究新方法”(71801195);中国高等教育学会“中国高等教育改革发展重大理论实践问题研究”课题“高校服务国家战略需要和区域经济社会发展研究”(2017ZD006)

学生的批判性思维和创新精神。美国的全球竞争力和创新能力得益于其强大的研究生教育体系,在知识经济时代,研究生学位将成为新的学士学位<sup>[6]</sup>。由此证明了研究生层次人才培养的重要性。在我国正大力实施创新驱动发展战略的当下,研究生培养也无疑成为了我国实现“人才红利”的关键,而关于研究生对经济增长的影响,黄海军,李立国采用地区每十万人口授予研究生学位数衡量研究生教育水平,基于索洛模型、卢卡斯的人力资本外部性模型展开实证研究,发现1996—2009年间我国研究生教育对GDP年均增长的贡献率为4.11%<sup>[7]</sup>。二位学者的研究对研究生教育的重要性提供了力证,但没有考虑到研究生培养的空间溢出效应,由于我国经济社会发展正趋向融合和协调,区域经济相互独立假说已不成立,而人才具有较大的流动性,因此考虑空间溢出效应的研究会更符合现实情况。此外,以上研究多以教育水平为切入点,而没有考虑到教育的数量规模,鉴于高校扩招现象一直是社会关注的热点话题,本文拟将研究生培养规模作为主要观测点,采用2003—2016年间省级面板数据,运用计量经济学空间杜宾模型对中国高校研究生规模对经济增长的空间溢出效应展开实证研究。

## 一、研究生规模的发展及其对经济增长的影响

### (一)我国高校研究生数量规模的发展概况

我国高等教育起源于清朝末年,新中国成立后尤其改革开放四十年来,高等教育事业的蓬勃发展,使我国完成了从曾经文盲率90%以上到高等教育普及化的转变。1999年,为解决经济和就业问题,教育部出台《面向21世纪教育振兴行动计划》,高等教育(包括大学本科、研究生)开启了扩大招生人数的教育政策改革。这些年来,我国博士、硕士在校人数逐年上涨,从2003至2016年,博士在校生由136687人增加到342027人,增长2.5倍,硕士在校生由514115人增加到1639024人,增长3.2倍。研究生在高校博、硕、本、专四个层次在校生总数中的比重由3.76%增长到5.69%。

从逐年增长率来看,博士和硕士研究生增长率在整体上呈现逐年下降的趋势,2003至2005年,受高校扩招政策的影响,博士和硕士在校生增长率仍然较大,但同时也在以较大幅度逐年下降。2006年以来,博士研究生增幅放缓,趋于平稳,硕士研究生增长率

整体上逐年下降,但2009和2010年出现增长率突增的情况,这是由于在2009年环球金融风暴的背景下,教育部对研究生招生比例进行了调节(见表1图1)。

表1 2003—2016年我国研究生规模统计表

年份	博士 人数	博士 增长率	博士 占比	硕士 人数	硕士 增长率	硕士 占比
2003	136687	25.70%	0.79%	514115	31.11%	2.97%
2004	165610	21.16%	0.90%	654286	27.26%	3.57%
2005	191317	15.52%	0.91%	787293	20.33%	3.76%
2006	208038	8.74%	0.88%	896615	13.89%	3.78%
2007	222508	6.96%	0.88%	972539	8.47%	3.85%
2008	236617	6.34%	0.88%	1046429	7.60%	3.88%
2009	246319	4.10%	0.87%	1158623	10.72%	4.10%
2010	258950	5.13%	0.89%	1279466	10.43%	4.38%
2011	271261	4.75%	0.90%	1374584	7.43%	4.55%
2012	283810	4.63%	0.90%	1436008	4.47%	4.56%
2013	298283	5.10%	0.91%	1495670	4.15%	4.57%
2014	312676	4.83%	0.92%	1535013	2.63%	4.53%
2015	326687	4.48%	0.95%	1584719	3.24%	4.59%
2016	342027	4.70%	0.98%	1639024	3.43%	4.71%

### (二)高校研究生规模对经济增长的影响机制

高校作为人才培养的重要场所,肩负着为经济社会发展输送优秀人才的重任,在当今知识经济时代,经济的增长愈加依靠知识生产和创新,因而研究生人才对经济增长的促进作用将更为突显。一方面,高校培养的研究生作为高层次人才,是社会生产领域所需的重要人力资本;另一方面,研究生所具备的创造知识、科研创新能力是我国科学技术不断进步的重要推动力,有数据显示,中国高校承担了60%以上的国家重大科学研究计划以及80%以上的国家自然科学基金项目,国家科技奖中中国重要的科技进步奖有1/3来自高校。

高校研究生对经济增长的空间溢出效应也主要通过人力资本和科研创新的空间溢出来体现,首先,有研究表明,人力资本能够显著促进技术的进步和生产率的增长<sup>[8-11]</sup>,人力资本的空间溢出效应在劳动力输入地显示出内溢效应,在劳动力输出地显示出外溢效应<sup>[12-13]</sup>,本地区经济增长受到来自相邻地区人力资本溢出作用的影响,相邻地区高等教育人力资本每提高1%,可促进本地区经济增长4.79%<sup>[14]</sup>。其

次,科研创新对经济增长的溢出效应主要通过本省科研创新产出带动邻近省域科研产出同向变化、科研创新在其他省域经济领域的成果转化、在本省份科研成果转化后通过人力资本和科技产出在省域间

流动等三种途径来实现<sup>[15]</sup>,有研究表明,高校科研产出在省域间具有正向的空间溢出效应,即一个省域科研产出增长,会促进其邻近省域高校科研产出的增加<sup>[16]</sup>(图2所示)。

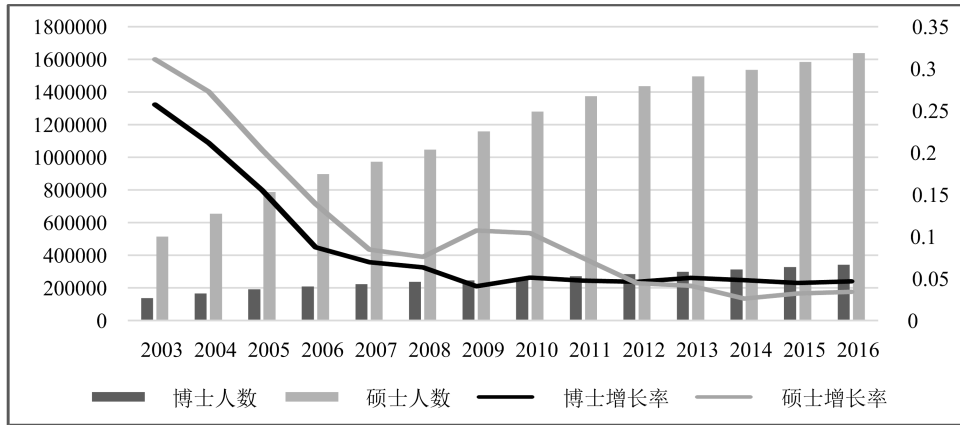


图1 2003—2016年博硕研究生人数及其增长率

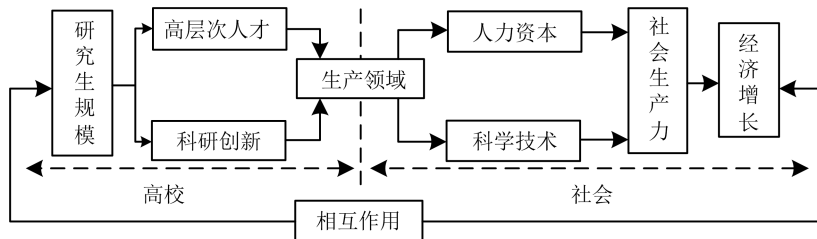


图2 高校研究生规模对经济增长的影响

## 二、区域经济空间相关性分析

### (一)数据说明与变量处理

本文使用2003—2016年我国大陆地区29个省、市、自治区的相关数据进行实证研究,其中各地区国内生产总值及其指数、固定资产投资及其价格指数等来自《中国统计年鉴》,研究生在校人数来源于《中国教育年鉴》,劳动力(从业人数)数据来自《中国统计年鉴》和各省统计年鉴。由于重庆市缺少独立的基期资本存量数据,故将其并入四川省,西藏地区缺少固定资产投资价格指数,所以将其剔除。数据处理运用了ArcGis、GeoDa和MATLAB软件。

一是经济增长。研究用我国29个省(市、自治区)的实际GDP衡量经济增长水平,GDP以2000年为基期进行了平减处理。

二是研究生规模。用《中国教育年鉴》中各省份高等教育学校(机构)在校研究生数衡量研究生规模,其中博士在校生用DOC表示,硕士在校生用MAS表示。考虑到高校研究生规模对当年经济增

长的影响具有一定的滞后性,本研究中博士DOC和硕士MAS采取的是对滞后效应的计量,滞后期选取为3年。

三是资本存量。本文对资本存量的估算沿用张军<sup>[17]</sup>改进的永续盘存法,即选取某一年作为基期,然后按不变价格计算各省份的资本存量,基本公式为:

$$K_{it} = I_{it} + (1 - \delta_{it})K_{it-1} \quad (1)$$

式(1)涉及投资流量 $I$ 、投资价格指数、折旧系数 $\delta$ 、基期物质资本存量等四个变量。本研究选取“固定资产投资”表示投资流量,以2000年为基期折算不变价格,折旧系数采用张军给出的9.6%,基期资本存量为张军估算的中国省际物质资本存量中2000年数据。

四是劳动人口。本研究选取各省份年末从业人员数量作为衡量劳动力人口的指标,该指标反映了一定时期内社会劳动力的投入量,用 $L$ 表示。

### (二)空间相关性检验

1. 空间权重矩阵。空间权重矩阵是通过 $n$ 阶方阵 $W$ 设定观察值之间的位置关系,目前有相邻空间权重矩阵、距离空间权重矩阵、经济空间权重矩阵等

三种典型的设定方式,由于在实际操作中地理距离很难获取且易产生较大误差,而经济空间权重矩阵会导致模型出现多重共线性问题,因此本文采用相邻空间权重矩阵的一阶 Rook 矩阵测量区域间的空间关系。

2. 全局空间相关性。即变量在全局区域内的空间自相关特征,在空间计量经济学中常用 Moran'I 来度量。Moran'I 指数的计算公式为:

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

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2)$$

式(2)中,  $x_i$  为  $i$  地区的观测值,  $W_{ij}$  为空间权重矩阵,  $n$  为样本地区数。Moran'I 指数取值区间为  $(-1, 1)$ , 其值大于 0 代表变量在整体区域内存在正的空间自相关性, 小于 0 代表存在负的空间自相关性, 且其绝对值越大, 代表空间自相关性越强。

利用 GeoDa 生成的空间权重矩阵, 计算 2006—2016 年我国地区生产总值的全局 Moran'I 值如表 2, 可以看出各年的 Moran'I 值都非常显著, 说明我国经济增长存在显著的空间正相关性。

表 2 2006—2016 年 Moran'I 值

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Moran'I	0.3497	0.3525	0.3547	0.3546	0.3561	0.3521	0.3472	0.3449	0.3442	0.3447	0.3469
Z-value	3.4418	3.5912	3.5248	3.5073	3.5016	3.4773	3.5741	3.4045	3.4948	3.3891	3.4296
P-value	0.002	0.003	0.003	0.001	0.001	0.002	0.002	0.004	0.002	0.002	0.002

3. 局部空间相关性。即全局区域内每个地区与其临近地区的空间关系, 可用局部 Moran'I 指数、Moran 散点图或 LISA 集聚图进行测量。其中局部 Moran'I 指数计算公式为:

$$\text{LocalMoran}'I_i = \frac{n(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})} \sum_{j=1}^j w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (3)$$

式(3)中, 各符号的解释与式(2)相同。

图 3 是我国 2006 年、2011 年和 2016 年各省 GDP 局部空间自相关的 Moran 散点图。图中, 横轴为区域 GDP, 纵轴为邻近地区 GDP, 每一个点则表示其所代表省份的 LocalMoran'I 值。可以看出, 这些观测值无规则地分布于四个象限中, 表现出集聚特征, 这说明区域 GDP 在空间上存在着联系。

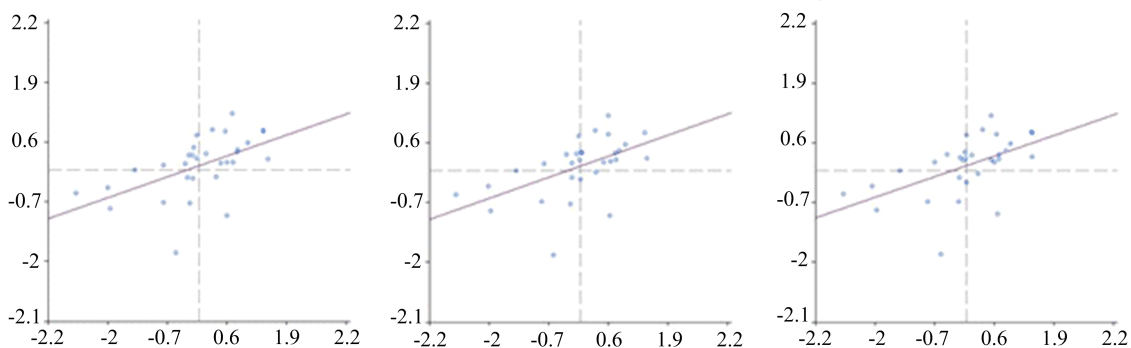


图 3 我国区域经济增长 2006、2011、2016 年 Moran 指数散点图

### 三、空间计量模型的构建与选择

#### (一) 理论模型构建

本研究基于 Cobb-Douglas 生产函数建立经济模型。Cobb-Douglas 生产函数的基本形式为

$$Y = AK^\alpha L^\beta \quad (4)$$

式(4)中,  $Y$  代表产出,  $A$  代表技术水平,  $K$  代表资本投入,  $L$  代表劳动力投入,  $\alpha$  是资本产出的弹性系

数,  $\beta$  是劳动力产出的弹性系数。

对式(4)取对数并引入研究生变量, 得到本研究的基本模型:

$$\ln Y_{it} = \ln A + \beta_1 X_{it-3} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + u \quad (5)$$

式(5)中,  $i = 1, 2, \dots, 29$ , 代表具体的省/直辖市/自治区;  $t = 2006, 2007, \dots, 2016$ , 代表年份; 高校研究生规模对当年经济增长的影响具有一定的滞后性, 因此本研究中博士  $DOC$  和硕士  $MAS$  采取的是对滞后效应的计量, 滞后期选取为 3 年。

## (二)空间计量模型

现实中许多经济数据都不可避免地受到空间位置的影响,而现有研究则通常假定各个地区的变量相互独立,根据“任何事物之间都有关联性且距离越近的省份关联性越强”的地理学第一定律<sup>[18-19]</sup>,本研究在基础模型中加入空间位置信息,构建空间计量模型。

在本研究基础模型中加入被解释变量的空间滞后项  $W_y$  即可得到空间滞后回归模型(SLM),其基本形式为:

$$y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (6)$$

式(6)中,  $y$  为被解释变量的  $n$  维列向量,  $X$  为解释变量的  $n \times k$  阶矩阵,  $\rho$  是空间自相关系数,用以衡量相邻地区的变值对本地区变量的影响方向,  $\rho > 0$  表示存在空间溢出效应,反之则不存在;  $\beta$  为  $k \times 1$  阶参数向量,  $\varepsilon$  为随机扰动项,  $W$  是  $n \times n$  阶空间权重矩阵。由此得到本研究的空间滞后模型为:

$$\ln GDP_{it} = \ln A + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln GDP_{it} + \beta_1 \ln X_{it-3} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (7)$$

在本研究基础模型中加入随机误差的空间滞后项即可得到空间误差模型(SEM),其基本形式为:

$$y = \beta X + \mu, \mu = \lambda W\mu + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (8)$$

式(8)中,  $\lambda$  为  $n \times 1$  阶空间误差系数,用以衡量相邻地区的变值对本地区变量的影响方向,  $\lambda > 0$  表示存在空间溢出效应,反之则不存在;  $\mu$  为服从正态分布的随机误差向量;其他符号含义与式(7)相同。由此得到本研究的空间滞后模型为:

$$\ln GDP_{it} = \ln A + \beta_1 \ln X_{it-3} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \mu + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (9)$$

在本研究基础模型中既加入被解释变量的滞后项又加入解释变量的滞后项即可得到空间杜宾模型(SDM),其基本形式为:

$$y = \rho W_y + X\beta + \lambda WX + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (10)$$

式(10)中各符号含义与式(6)式(8)相同。由此得到本研究的空间杜宾模型为:

$$\ln GDP_{it} = \ln A + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln GDP_{it} + \beta_1 \ln X_{it-3} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \lambda_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln X_{it-3} + \lambda_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln K_{it} + \lambda_3 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln L_{it} + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (11)$$

## (三)模型的选择

为了确定最优模型,本文进行了 Wald 检验和

似然比 LR 检验,结果如表 3 所示。由表中数据可知,无论解释变量是博士生还是硕士生,两种检验结果统计量的伴随概率均小于 0.01,即在 1% 显著性水平下拒绝  $\zeta(\xi) = 0$  和  $\zeta(\xi) + \lambda\alpha(\beta) = 0$  的原假设,表明对于省域经济增长而言,空间杜宾模型较之空间滞后模型和空间误差模型的效果更好。

表 3 Wald 检验和 LR 检验

TEST		lnGDP	lnMAS
SDM against SLM	Wald	53.5862	49.8700
	P	0.0000	0.0000
	LR	51.2729	46.8924
	P	0.0000	0.0000
SDM against SEM	Wald	87.2318	82.8070
	P	0.0000	0.0000
	LR	77.2744	72.9653
	P	0.0000	0.0000

## 四、实证结果

### (一)Hausman 检验

为了确定空间杜宾模型应选用何种效应(固定效应或是随机效应),本研究通过 Hausman 检验考察空间效应与解释变量之间的相关性,结果如表 4。由表可知,统计量伴随概率为 0.0000,表明在 1% 显著性水平下拒绝个体效应与解释变量无关的原假设,应选择空间面板固定效应模型。

表 4 Hausman 检验

统计量	博士研究生	硕士研究生
test-statistic	47.7455	40.9165
degrees of freedom	7	7
probability	0.0000	0.0000

### (二)结果分析

表 5 列出了我国省域经济生产函数的空间杜宾模型各类固定效应模型估计及检验结果,表 6 列出了空间杜宾各个模型直接效应、间接效应和总效应。在 3 种固定效应的估计中,时间固定效应模型的调整后  $R^2$ 、 $\text{Sigma}^2$ 、 $\log L$  等统计量均具有较好的拟合度,因此后续的研究中选择时间固定效应模型的估计结果进行讨论。

从表5可知,模型的空间自相关系数 $\rho$ 为正且通过5%水平的显著性概率检验,验证了中国高校研究生规模对推动经济增长存在空间效应。具体而言,从空间交互项来看, $W * \ln\text{DOC}$ 和 $W * \ln\text{MAS}$ 的系数均为正,分别为0.113、0.137,皆通过了1%水平的显著性检验,说明博士、硕士研究生都对经济

增长存在正向的空间溢出效应,且硕士生的空间溢出效应大于博士生。 $W * \ln\text{K}$ 的系数为正,且通过了10%水平的显著性检验,说明资本存量对推动经济增长也具有正向的空间相关性;而 $W * \ln\text{L}$ 的系数为负,通过了1%水平的显著性检验,说明劳动力对推动经济增长具有负向的空间相关性。

表5 研究生规模影响区域经济增长的空间杜宾模型

变量	博士研究生			硕士研究生		
	地区固定效应	时间固定效应	双固定效应	地区固定效应	时间固定效应	双固定效应
lnDOC	-0.020* (-1.730)	0.027*** (2.859)	0.000 (0.032)	/	/	/
lnMAS	/	/	/	0.004 (0.212)	0.017 (0.989)	-0.008 (-0.420)
lnK	0.200 (1.009)	0.709*** (20.122)	0.006 (0.039)	0.201 (1.024)	0.749*** (20.585)	0.068 (0.414)
lnL	0.034 (0.635)	0.424*** (13.580)	-0.083* (-1.726)	0.023 (0.457)	0.407*** (12.833)	-0.095** (-2.094)
$W * \ln\text{DOC}$	-0.002 (-0.082)	0.113*** (3.770)	0.062* (1.867)	/	/	/
$W * \ln\text{MAS}$	/	/	/	-0.131*** (-3.536)	0.137*** (2.858)	-0.246*** (-4.766)
$W * \ln\text{K}$	2.007*** (8.021)	0.139* (1.632)	0.232 (0.718)	2.376*** (8.959)	0.205*** (2.603)	0.858*** (2.654)
$W * \ln\text{L}$	-0.127 (-1.377)	-0.312*** (-4.580)	-0.522*** (-5.318)	-0.123 (-1.370)	-0.403*** (-6.252)	-0.593*** (-6.125)
$\rho$	0.178*** (2.592)	0.095** (2.152)	-0.187** (-2.393)	0.162** (2.394)	0.123*** (2.837)	-0.142** (-1.855)
C-R <sup>2</sup>	0.9844	0.9615	0.1450	0.9849	0.9600	0.2016
sigma <sup>2</sup>	0.0019	0.0341	0.0014	0.0018	0.0349	0.0013
log L	561.8686	90.0041	599.0510	568.0142	85.3193	608.3284

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著,括号内数字为t统计值。

据表6中实证结果,从直接效应来看,博士研究生的系数为0.031,且通过了1%水平的显著性检验,说明博士研究生每增加1%,会促进本地区三年后的经济增长0.031%;硕士研究生的系数为0.021,但这一结果没有通过显著性检验,说明硕士研究生对本地区经济增长的促进作用并不显著。从间接效应来看,博士、硕士研究生均能显著地促进相邻省域的经济增长,其回归系数值分别为0.126、0.153,且都在1%水平上显著,这说明博士研究生

不仅能够促进其所在地区经济增长,还能带动邻近省域的经济增长,博士生规模每扩大1%,可促进邻近省域三年后经济增长0.126%,而硕士研究生规模每扩大1%,会促进相邻省域三年后的经济增长0.153%。从总效应来看,博士、硕士研究生均通过了1%水平的显著性检验,回归系数分别为0.157和0.174,说明其二者对所有地区的经济增长有显著促进作用,博士、硕士研究生规模扩大1%,可分别促进我国三年后的经济增长0.157%、0.174%。

表6 研究生规模对经济增长影响的直接效应、间接效应和总效应

变量		博士研究生			硕士研究生		
		地区固定效应	时间固定效应	双固定效应	地区固定效应	时间固定效应	双固定效应
直接效应	lnDOC	-0.020* (-1.726)	0.031*** (3.016)	-0.003 (-0.265)	/	/	/
	lnMAS	/	/	/	-0.001 (-0.047)	0.021 (1.287)	0.000 (0.001)
	lnK	0.289 (1.550)	0.713*** (20.330)	-0.006 (-0.033)	0.302 (1.602)	0.757*** (21.397)	0.042 (0.251)
	lnL	0.031 (0.576)	0.419*** (14.047)	-0.060 (-1.276)	0.021 (0.424)	0.397*** (13.213)	-0.077 (-1.687)
间接效应	lnDOC	-0.007 (-0.220)	0.126*** (3.728)	0.054* (1.863)	/	/	/
	lnMAS	/	/	/	-0.153*** (-3.585)	0.153*** (2.816)	-0.224*** (-4.553)
	lnK	2.392*** (11.499)	0.223** (2.682)	0.225 (0.717)	2.780*** (11.794)	0.332*** (4.451)	0.771** (2.477)
	lnL	-0.139 (-1.275)	-0.296*** (-4.163)	-0.447*** (-4.985)	-0.135 (-1.278)	-0.392*** (-5.879)	-0.529*** (-6.181)
总效应	lnDOC	-0.027 (-0.762)	0.157*** (4.098)	0.051* (1.718)	/	/	/
	lnMAS	/	/	/	-0.154*** (-3.591)	0.174*** (3.118)	-0.224*** (-4.390)
	lnK	2.682*** (23.327)	0.936*** (11.071)	0.219 (0.806)	3.081*** (21.193)	1.089*** (15.646)	0.813*** (2.934)
	lnL	-0.109 (-0.868)	0.123** (2.093)	-0.508*** (-5.329)	-0.113 (-0.957)	0.005 (0.095)	-0.605*** (-6.537)

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著,括号内数字为t统计值。

## 五、结论建议

本文运用2003—2016年我国大陆地区29个省份的面板数据,在柯布一道格拉斯生产函数的基础上建立空间计量模型,实证研究了我国高校研究生规模对经济增长的贡献及其所呈现的空间特征。研究发现:第一,我国高校研究生规模对经济增长存在正向的空间溢出效应,说明整体而言区域经济发展对高校研究生数量上的需求并未饱和,也远未达到均衡状态;第二,硕博研究生、从业人员对经济增长的弹性系数都远小于物质资本存量的弹性系数,说明我国目前仍然是资本驱动型经济发展方式,同时也说明当前我国研究生教育总体发展仍然不足,需要加强人力资本投资;第三,博士和硕士研究生规模对经济增长的空间溢出效应存在差异,博士研究生不仅可以促进本地的经济发展,而且能带动相邻省域的经济增长,而硕士研究生对相邻省

域的经济增长作用更为显著,考虑到博士研究生规模仅为硕士研究生规模的1/5,说明高层次人才具有更大的生产潜力。基于以上研究,本文提出以下政策建议:

### (一)推进人才培养供给侧结构性改革

近年来,我国高校研究生规模实现稳增长,但是随着经济的快速发展,经济结构的调整和变动不可避免,由此产生了对不同专业人才的需求变化,而高等教育本身具有滞后性和周期长的特点,并且人才需求的预测难以准确无误,这就导致高校人才培养的专业结构难以与社会需求相吻合,专业人才的培养也往往滞后于经济结构的调整。要改变这种人才供给侧结构性失衡状况,高校必须根据学科的最新发展,做好人才培养与用人单位的衔接,及时增设新兴、边缘、交叉学科,加快布局人工智能、云计算、大数据、媒体融合等战略性新兴产业发展和民生领域急需相关专业,推动学科群、专业群与产业群对接;同时树立前瞻性思维和变革性理念,加快构建与未来发展和产业优化升级方向相适应的学科专业体

系,为经济发展提供人才支撑。

### (二)厚植创新引领力,打造创新驱动发展模式

当前,我国进入高质量发展阶段,经济发展的新动能将更多依靠科技创新,因此需要厚植创新引领力,实现我国经济发展模式由资本驱动向创新驱动的根本性转变。高校作为最重要的科研创新平台,应充分发挥自身优势,推动产学研用四方面深度融合,聚焦受制于人的核心技术、转型升级的关键难题和经济高质量发展的迫切需要,与科研院所、企业合作组建产学研用联盟,整合各方优势资源,推动跨学校、跨学科、跨行业联合攻关,从而源源不断地催生新技术、新业态、新行业。同时,要致力于破除科技成果转化及产业化应用的制度性障碍:一方面要加强成果转移、转化平台建设,支持高校科技创新成果和核心技术产业化,破除高校科研成果与市场、企业间的壁垒,打通科技成果转化通道,促进创新链、产业链和市场需求有机衔接;另一方面要落实以增加知识价值为导向的分配政策,下放科技成果使用、处置和收益分配权,从而充分激发高校科研人员投身产业技术攻关的积极性、主动性和创造性。

### (三)提升引才聚才质量,聚力打造人才优势

基于本文研究,我们发现博士研究生与区域经济发展适应性良好,博士生规模的增加为社会经济发展提供了高素质的劳动力,显著促进了本地区和邻近地区经济增长;硕士研究生对本地区经济增长的影响不显著,对邻近地区经济增长具有显著的促进作用,这反映出相较于博士研究生,硕士研究生具有更大的流动性,同时也意味着硕士研究生存在较为严重的人才流失问题。当前,我国各地区对于高层次人才竞争持续升温,一些“新一线”和二、三线城市陆续出台人才新政,追逐高端人才红利,而中西部欠发达省份由于自然禀赋较差、经济基础薄弱,对高层次人才缺乏足够的吸引力和凝聚力,导致人才外流严重、引进困难,这也成为制约当地经济发展的最大“瓶颈”。因此,欠发达地区要聚焦自身产业布局,建立贴合市场需求的人才培育体系,同时,改革人才激励、评价、分配机制,向用人主体放权,为人才松绑,以更加开放的举措和更加优惠的政策打造高层次人才施展才华的广阔空间,让高层次人才的创造活力竞相迸发、聪明才智充分涌流。

#### 参考文献:

- [1] 崔玉平. 教育对经济增长贡献率的估算方法综述[J]. 清华大学教育研究, 1999(1):71-78.
- [2] 蔡增正. 教育对经济增长贡献的计量分析:科教兴国战略的实证依据[J]. 经济研究, 1999(2):39-48.
- [3] 叶茂林, 郑晓齐, 王斌. 教育对经济增长贡献的计量分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2003, 20(1):89-92.
- [4] 黄燕萍, 刘榆, 吴一群, 等. 中国地区经济增长差异:基于分级教育的效应[J]. 经济研究, 2013(4):94-105.
- [5] 杨天平, 刘召鑫. 中国高等教育对经济增长贡献率的分析比较[J]. 高校教育管理, 2014, 8(3):7-16.
- [6] Wendler C, etc. The Path Forward: The Future of Graduate Education in the United States[J]. Educational Testing Service, 2011:71.
- [7] 黄海军, 李立国. 我国研究生教育对经济增长的贡献率:基于1996—2009年省际面板数据的实证研究[J]. 高等教育研究, 2012(1):57-64.
- [8] Romer P M. Human capital and growth: Theory and evidence[C]// Carnegie-rochester Conference Series on Public Policy. RePEc, 1990:251-286.
- [9] Benhabib J, Spiegel M M. The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data [J]. Journal of Monetary Economics, 1994, 34(2):143-173.
- [10] Teixeira A A C, Fortuna N. Human capital, R&D, trade, and long-run productivity. Testing the technological absorption hypothesis for the Portuguese economy, 1960-2001 [J]. Research Policy, 2006, 39(3):335-350.
- [11] Lucas, R E. Human Capital and Growth[J]. American Economic Review, 2015, 105(5):85-88.
- [12] 魏下海. 人力资本、空间溢出与省际全要素生产率增长:基于三种空间权重测度的实证检验[J]. 财经研究, 2010, 36(12):94-104.
- [13] 王爱民. 教育差距及其对经济增长影响的研究[D]. 南京:南京农业大学, 2009.
- [14] 黄萃. 地区人力资本溢出与经济增长分析[J]. 经济经纬, 2008(3):67-69.
- [15] 高杨, 张艳芸, 李静晶. 中国高校数量规模对经济增长的空间溢出效应研究[J]. 中国高教研究, 2017(8):61-67.
- [16] 刘舒玉. 区域高校科研投入与产出的空间计量研究[D]. 苏州:苏州大学, 2013.
- [17] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10):35-44.
- [18] 刘志民, 杨洲. “一带一路”沿线国家来华留学生对我国经济增长的空间溢出效应[J]. 高校教育管理, 2018, 12(2):1-9.
- [19] Tobler W R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region [J]. Economic Geography, 1970, 46(sup1):234-240.



## A Study on Spatial Spillover Effect of Postgraduate Education Scale on Economic Growth in China

WANG Shuying, WANG Jieyu

(School of Management Engineering, Zhengzhou University, Zhengzhou, 450001)

**Abstract:** Based on the panel data of 29 provinces in China from 2003 to 2016 and a spatial econometric model developed from the Cobb-Douglas production function, the authors carry out empirical research to study the contribution of the scale of the postgraduate education in China to the economic growth and the spatial characteristics thereof. It is found that: firstly, there is a positive spatial spillover effect of the postgraduate education scale on the economic growth in China, which indicates that the overall demand for the population of postgraduates in regional economic development has not yet been saturated; secondly, the elastic coefficients of postgraduate, doctoral students and laborers to economic growth are far less than that of the physical capital stock, indicating that the economic development in China is still in the capital-driven mode at present; and thirdly, doctoral students can not only promote local economic development but also drive economic development in neighboring provinces, while postgraduates can play a more significant role in the economic development of neighboring provinces.

**Keywords:** the scale of postgraduate education; economic growth; spatial spillover; spatial Tobin Model

(上接第 46 页)

### 参考文献:

- [1] 岳爱武,黄晗,杨长年. 中国近代研究生培养制度变迁的历史省察:基于学制演变的视角[J]. 教育评论,2015(9):155-159.
- [2] 中华人民共和国教育部. 共和国教育 50 年[M]. 北京:北京师范大学出版社,1999:9.
- [3] 秦惠民. 关于“缩短硕士生学制”和“硕博连读”问题的思考[J]. 学位与研究生教育,1994(06):37-39.
- [4] 别敦荣,陈亚玲. 论我国硕士研究生教育学制及其改革[J]. 教育研究,2005(11):50.
- [5] 周叶中,胡甲刚. 关于研究生教育实行弹性学制的思考[J]. 学位与研究生教育,2004(1):3.
- [6] 任兵. 博士生学制合理确定和调整的思考[J]. 北京教育(高教),2017(9):20-24.
- [7] 徐岚,陶涛,吴圣芳. 以学制改革为切入点的研究生培养方案修订:厦门大学的行动研究[J]. 高等教育研究,2017(1):43.
- [8] 张民宪,丁康. 全面质量观与多元培养目标:论硕士研究生学制改革[J]. 学位与研究生教育,2006(8):19-24.

## Historical Evolution and Realistic Problems of the Postgraduate Education System in China and Reform Suggestions

ZHOU Wenwen<sup>a</sup>, YU Qian<sup>b</sup>, NI Jiani<sup>a</sup>

(a. Graduate School; b. School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310058)

**Abstract:** The postgraduate education system has experienced several reforms since new China was founded. The need for reaching international standards, the policy support of the state, the demand of the society in economic development, the competition among higher-learning institutions, and the conflict between supervisors and postgraduates are the main factors that trigger reforms of the postgraduate education system. Meanwhile, the need of the society for talented professionals at different levels is the logic followed by the postgraduate education in system changes. The attention paid to the training process and the respect to universities for their autonomous school-running are the main features of the reform of the postgraduate education system. At present, there are still some problems in the postgraduate education system in China, such as assimilation among different types, different levels and different profession education systems, and the training quality failure to the demand of the society. In order to improve the quality of postgraduates across the board, this paper proposes to clarify the relationship between the postgraduate education system and training quality, define the orientation and training objectives of postgraduate education, respect discrepancies and the training nature among different disciplines and majors, and improve support systems for the education system.

**Keywords:** graduate education; school system reform; influencing factors; flexible school system; countermeasures and suggestions