

教育层次结构与经济增长关系研究

——基于安徽 2005-2015 年面板数据的分析

汪行东^{1, 2}

(1. 深圳职业技术学院, 广东深圳 518000; 2. 深圳大学经济学院, 广东深圳 518000)

【摘要】通过使用教育层次结构将教育分为基础教育和高等教育,文章利用 2005-2015 年安徽各地市教育数据,使用面板数据固定效应和系统广义矩估计方法,发现:对全省而言,基础教育和高等教育对经济增长都有着积极的贡献,基础教育的贡献水平要高于高等教育;对皖江城市带而言,高等教育经济增长的贡献率要高于基础教育,其他城市则与全省的情况相似。政策建议:安徽大力发展高等教育加大高层次人才供给的同时,优化产业结构,为高层次人才提供充足的就业机会,减少高技能劳动力人才流失;另一方面,也应持续投入基础教育,提高基础教育质量。

【关键词】经济增长;教育层次结构;固定效应;系统广义矩估计

【中图分类号】F08; G40-054

【文献标识码】A

【文章编号】1674-8638 (2018) 02-0068-06

一、引言

经济增长理论中把增长的源泉归结为劳动、资本要素投入的增加和技术进步。古典政治经济学家威廉·配第有“土地是财富之母,劳动是财富之父”的观点,强调劳动作为主要的投入要素的积极意义。到 20 世纪 40 年代, Schultz 提出人力资本的理念,指出人力资本是体现在人身体上的知识、能力和健康^[1]; Becker 深入研究了人力资本的形成、教育、培训和其他人力资本投资过程^[2]; Denison 通过使用计量分析的方法,估算出 1929-1957 年美国经济增长中,人力资本的贡献率高达 23%^[3]。另一方面,卢卡斯在人力资本溢出模型中,使用人力资本的溢出效应来解释技术进步,认为技术进步是教育部门进行人力资本投资的结果^[4]。人力资本在促进技术进步上也有着重要的意义。

改革开放以来,我国凭借劳动力价格低、供给充足的比较优势,吸引西方劳动力密集型产业进入中国,一跃而成为世界工厂。中国经济的增长奇迹中,人口红利是其中最重要的因素之一^[5]。随着经济不断增长和 1984 年以来推行以“一孩政策”为主的计划生育政策效果显现,蔡昉认为中国已经进入以农业剩余劳动力供给锐减的“刘易斯拐点”,发端于沿海地区的劳动力短缺将逐渐蔓延到全国^[6]。随着“刘易斯拐点”的来临,经济增长需要从劳动力要素投入扩大,转向提高劳动力素质,提高劳动力的知识、技能,从人口红利向人力资本红利转变。教育作为人力资本形成最主要方式,对经济增长有着积极促进作用。本文通过将教育结构按教育层次分解为基础教育和高等教育,以探讨其对经济增长的不同影响,以期待丰富人力资本理论的内涵,为经济增长提供理论支持。

收稿日期: 2017-11-14

作者简介: 汪行东 (1987-), 男, 安徽怀宁人。讲师, 博士, 研究方向: 城市经济学。

二、文献回顾

本文的文献基础主要集中在教育对经济增长的影响上。教育对于经济增长的作用，主要体现在内部作用和外溢作用两个方面：教育内部作用是个人的人力资本对其生产力（率）的作用^[4]；教育的外溢作用较为复杂，包括提高本人及家庭成员的健康水平、促进技术进步和新技术采用等多个方面。Krueger 和 Mikael 发现，对于教育水平低的国家，教育对经济增长的贡献是正的，但对教育水平高的国家，过度教育则抑制了经济增长^[7]。Bassanini 等使用 1971-1998 年经合组织国家数据，以每工作年龄个人 GDP 为被解释变量，以成年人口受教育平均年数为解释变量，结论表明人力资本存量提高 1% 引致人均 GDP 增长达 0.57%^[8]。Liberto 发现地区受教育程度与经济发展水平高度相关，意大利的经济发展有 60% 来自于南部，南部的教育发展速度远远高于北部地区^[9]。

国内学者方面，范先佐认为教育可以提高人口的质量，改变人口结构，减少人口的数量，对社会经济的发展和生产的增长，具有直接或间接的作用^[10]。蔡增正使用世界上 194 个国家和地区的数据，考察了教育在 1965-1990 年对经济增长的贡献，研究发现教育对于经济增长的贡献巨大而具实质性，具有正的外溢作用：教育对于经济增长的作用在经济发展的过程中表现为先弱后强最后稍有降低的趋势^[11]。李洪天计算 20 世纪 90 年代我国教育发展对国内生产总值年均增长率的贡献，得出了与发达国家相比我国教育的经济效益尚存在明显差距，随着教育事业的发展，教育对国民经济增长的贡献将日益增强的结论^[12]。

在不同教育层次对于经济增长的贡献上，艾丽等以 1985-2006 年全国高等教育和人均经济增长率面板数据，发现高等教育的经济影响在东中西不呈递增的趋势^[13]。朱晓东等发现东中部地区高等教育经济贡献率较高，均达到 0.9% 以上，而西部较弱^[14]。王家庭使用空间计量方法发现，我国教育对于区域经济发展具有显著的促进作用，特别是高等教育贡献率较大，中等教育也是有一定的贡献^[15]。

对前人文献的梳理发现，教育对经济增长影响的研究已经较为系统。研究中仍存在着多个方面的不足之处。一是在对教育的度量上，大部分文献均采用人均受教育年限作为指标，忽略了教育层次的内部差异，特别是基础教育和高等教育的区别。二是在教育的贡献上，文献均侧重于研究高等教育对于经济增长的贡献，忽略了基础教育的重大意义。基础教育是为劳动者提供基本的文化知识、生产经验和劳动技能，对于促进经济发展有着重要的意义。本文从我国教育发展实际出发，将教育结构区分为基础教育和高等教育，分别研究其对区域经济增长的影响。基础教育可以分为小学教育、中等教育和普通中学，而高等教育主要为研究生、普通高校、成人高校等教育形式。三是现有的研究主要集中在全国范围内，缺乏对于省域范围的研究。中国幅员辽阔，区域经济发展水平参差不齐。本文使用中省份安徽作为研究对象，安徽地处中部地区，经济发展水平处于全国的中游水平：经济发展处于工业化中期，兼具持续工业化和向后工业经济转型的两大重任，在经济发展上具有典型意义。在将教育按层次结构分解后，本文使用安徽 2006-2015 年面板数据的研究发现，安徽高等教育和基础教育对经济增长均有着正面的贡献，基础教育的贡献率更高。

三、模型与指标建构

（一）计量模型

在模型的建构上，本文使用柯布道格拉斯模型为基础。柯布道格拉斯模型中，主要投入变量为劳动 L、资本 K 和技术 A，有：

$$Y = AL^{\alpha} K^{\beta} \quad (1)$$

其中 α 、 β 分别为劳动和资本对于经济增长的贡献率。在上式中，我们引入教育因子 E，公式可改写为：

$$Y = AL^{\alpha} K^{\beta} E^{\delta} \quad (2)$$

由于教育结构可以区分为基础教育 P 与高等教育 H，假定其对经济增长的作用是复合的，即 $E^{\delta} = P^{\rho} H^{\sigma}$ ，可得：

$$Y = AL^{\alpha} K^{\beta} P^{\rho} H^{\sigma} \quad (3)$$

其中 ρ 、 σ 分别是基础教育和高等教育对经济增长的贡献率。对上式取对数就可以求出高等教育和基础教育对于经济发展的贡献率，有：

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K + \rho \ln P + \sigma \ln H \quad (4)$$

由上式，我们得出本文的计量模型：

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \text{Con}_{it} + \epsilon_i + \varepsilon_{it} + it \quad (5)$$

其中，a 为城市，t 为年份。Y_{it} 是城市的产出水平，P_{it} 和 H_{it} 分别表示基础教育和高等教育， ϵ_i 是不可观测的城市个体效应， ε_{it} 是随机误差项。

根据经济增长研究的相关文献，本文在模型中加入了一些有利于提高模型解释力的控制变量 Conit，包括劳动力 L、固定资本投入 K、产业结构 S、对外开放水平 F、技术进步 Te。

（二）指标的建构

被解释变量：被解释变量为区域经济产出水平，以区域 GDP 和人均 GDP 作为主要的解释变量。GDP 和人均 GDP 能够较好地反映区域经济发展的状况。

核心被解释变量：基础教育 P 和高等教育 H。基础教育使用年度小学毕业人数、年度中学毕业人数和年度中等学校毕业人数之和相加得到。高等学校使用高等学校毕业人数。

控制变量：①劳动力 L，使用年平均在岗人员数作为指标。②资本 K，使用固定资产投资作为指标。③对外开放程度 F，使用实际使用外资金额作为指标。④政府规模 Gov，政府是经济活动的主要参与者，政府对经济活动的宏观调控和产业政策制定在经济发展过程中起着重要的作用；另一方面，政府主导的投资活动也是经济活动的重要内容。在本文中，使用政府财政支出占 GDP 的比重作为衡量政府规模和经济活动强度的指标。⑤产业结构 Str，使用第二产业产值占 GDP 比重作为解释变量。安徽经济发展上，仍处于工业化中期，2015 年第二产业占比仅为 49.75%，工业化进程仍在持续。⑥技术进步 Te，技术进步是经济发展的重要驱动力，本文使用 GDP 增长率作为技术进步的代理变量。

数据主要来源于《安徽统计年鉴（2007-2016）》，数据缺失使用《中国城市统计年鉴（2006-2017）》补足。GDP、人均 GDP、

固定资产投资、数据均进行了平减。为了避免出现多重共线性，对涉及价值形态的数据进行了对数化处理，数据描述性表格①如下：

表 1 数据描述表格

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
lngdp	5.770	0.580	4.610	5.720	8.040
lnpgdp	9.150	0.600	8.060	9.120	10.55
lnH	9.080	0.980	6.430	9.070	11.75
lnP	11.57	0.770	9.490	11.61	12.92

续表 1

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
lnL	3	0.590	1.860	3.020	4.960
lnK	15.29	0.810	13.69	15.24	17.63
lnF	12.01	0.970	9.210	11.87	14.26
Gov	0.350	0.180	0.090 0	0.330	0.930
Str	49.92	11.18	26.72	48.76	74.73
Te	12%	2.6%	-0.4%	12.1%	19.41%

备注：变量依次含义为：GDP、人均 GDP、高等教育毕业生数、基础教育毕业生数、人均受教育年限、劳动力、固定资产投资、实际利用外资、政府规模、产业结构、技术水平，ln 表示取对数。数据来源《安徽统计年鉴(2007-2016)》、《中国城市统计年鉴(2007-2016)》。

四、实证结果分析

（一）全样本回归结果

本文的数据为面板数据，（5）式为普通面板模型，估计方法主要有随机效应和固定效应。在进行面板单位根检验后，发现变量均不存在单位根，数据为平稳的时间序列。豪斯曼检验（Hausman Test）的结果显示，模型在 1%的显著性水平上拒绝了随机效应模型，数据较为适合固定效应模型。结果报告在下表中。第 I、II 列报告的是未加入控制变量的回归结果，作为参照，III、IV 列报告了加入控制变量的回归结果。

先对模型的控制变量进行解释。在第 III 列以总产出水平为被解释变量的模型中，劳动力 L 的系数为 0.223 且高度显著，劳动力投入的增加对与产出水平的提高有着积极正面的影响。资本投入 K 的系数为 0.0822 且高度显著，资本投入的增加有利于总产出水平的提高。对外开放水平 F 系数为正且高度显著，外商直接投资（FDI）为地区经济增长带来先进的技术和管理经验及其产出的溢出效应，对本地的经济增长有着显著的促进作用，这符合经济理论也与中国对外开放多年的发展实践相符合的。产业结构 Str 上，系数为正且高度显著。安徽处于工业化阶段，Str 使用的第二产业占 GDP 的比重为解释变量，工业化水平的提

升对区域经济发展有着显著的促进作用。政府规模变量 Gov 上,系数显著且为负,政府支出的提升对民间消费、投资有着显著的挤出效应。技术进步 Te 变量上,系数为正但并不显著,表明技术水平并未成为区域经济增长的促进力,区域经济增长仍主要依赖于要素投入的扩张。与这一点相对应的,资本投入 K、对外开放 F、技术水平 Te 系数均远低于劳动力 L 的系数,也表明区域经济增长上,高度依赖于劳动力投入的增加,资本投入不足、新技术采用缓慢导致技术进步不足、外商投资意愿不高,均成为经济发展的重要阻碍。在第 IV 列以人均产出水平为解释变量的模型中,劳动力、资本、对外贸易、政府规模的系数均不显著:对人均产出水平有显著提升的是产业结构,也即工业化水平的提高。工业化水平的提高,大量的劳动力会从生产率较低的农业劳动中转移到生产率较高的工业生产上,对人均产出水平的提高有着显著的贡献。

在核心解释变量上。模型 III 中的高等教育 H 的系数为 0.121 且高度显著,高等教育的发展对经济发展有着明显的促进作用。基础教育的 P 的系数为 0.133 且高度显著。从系数的大小看,基础教育对总体产出水平的提高的贡献率要高于高等教育。这与控制变量的系数的结果是高度一致的。区域的经济增长高度依赖于劳动力投入的增加,作为劳动力投入在重要部分的技能劳动力和高技能劳动力对经济增长的贡献较大,是符合预期的。由于资本投入对经济增长的贡献不足和技术水平较低,高技能劳动力对经济增长的贡献会低于与现有的产业结构、技术水平匹配程度更高的低技能劳动力。模型 IV 中,高等教育 H 对人均产出水平的贡献为正但并不显著,高等教育能够提高人均产出水平但在经济发展的现阶段并未显现出来。基础教育 P 的系数高度显著且为正,表明基础教育水平对人均产出水平的提高贡献更大。

表 2 全样本回归结果

变量	I	II	III	IV	V	VI
	lngdp	lnpgdp	lngdp	lnpgdp	lngdp	lnpgdp
L.lngdp					0.152*** (0.0383)	
L.lnpgdp						0.092 6* (0.051)
lnH	0.180** (0.070 0)	0.000 821 (0.071 9)	0.121*** (0.034 3)	0.051 0 (0.054 2)	0.048*** (0.051 8)	0.088** (0.091 8)
lnP	0.105 (0.064 0)	0.035 6 (0.065 7)	0.133*** (0.027 6)	0.127*** (0.038 1)	0.107*** (0.021 5)	0.103 5*** (0.034 1)
lnL			0.223***	0.004 59 (0.069 8)	0.186*** (0.050 8)	0.046 6 (0.029 6)
lnK			0.082 2*** (0.029 4)	0.028 3 (0.037 3)	0.049 7 (0.031 1)	0.017 9 (0.045 7)
lnF			0.042 1** (0.018 3)	0.008 52 (0.023 3)	0.123*** (0.023 1)	0.051 5** (0.025 7)
Str			0.005 18** (0.002 04)	0.012 2*** (0.002 78)	-0.004 05** (0.001 62)	0.003 54 (0.003 54)
Gov			-0.032*** (0.082 6)	-0.017 1 (0.118)	-0.481*** (0.085 4)	-0.092* (0.212)
Te			0.001 23 (0.003 88)	0.003 20 (0.004 95)	0.004 20 (0.003 19)	0.004 49 (0.006 33)
Constant	2.960** (1.235)	9.571*** (1.269)	0.545 (0.520)	10.97*** (0.807)	-0.186 (0.760)	6.986*** (0.931)
样本数	128	128	121	121	121	121
R ²	0.576	0.407	0.290	0.387		
Hausman test	0.032 7**	-42.07	-38.88	446.46***		
Sargan test					7.852	11.404
估计方法	FE	FE	FE	FE	SYSGMM	SYSGMM

注:(1)L.lngdp、L.lnpgdp 是 lngdp、lnpgdp 的一阶滞后项;(2)Hausman test 的原假设为 Ho: difference in coefficients not systematic;(3)Sargan test 的原假设为 H0: overidentifying restrictions are valid;(4)括号中为标准误;显著性上,*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。下文同。

由于城市的教育发展受到城市经济发展水平的影响，可能产生同时性偏差（simultaneity bias）导致模型估计结果不稳健。在计量上，我们引入系统广义矩估计（表中为记为 SYSGMM）方法，使用解释变量和被解释变量的滞后项作为模型的工具变量，结果报告在上表第 V、VI 行。在引入较多工具变量的情形下，模型会产生过度识别的问题。Sargan test 检验原假设是工具变量有效，表中的汇报的结果表明系统 GMM 模型不存在过度识别问题，工具变量有效。系统 GMM 模型估计的结果系数比固定效应模型稍低，与 FE 模型倾向于高估变量系数的计量经验是一致的。在模型 6 中，高等教育 H 的系数为正且在 5% 的显著性水平上显著，高等教育在促进人均产出水平的提高上有着积极的意义。

（二）分区域回归结果

安徽省各区域城市间存在着经济发展水平、自然历史条件、交通区位条件的巨大差异。由于这种差异的存在，本文按照国务院 2010 年批复《皖江城市带承接产业转移示范区规划》形成的区域经济体系，将城市分为皖江城市带和其他城市。皖江城市带包括合肥、芜湖、马鞍山、安庆、滁州、池州、铜陵、宣城和六安市的金安区、舒城县。考虑到数据的完整性和一致性，本文将六安市整体纳入皖江城市带，以 GDP 为解释变量的回归结果②报告在下表：

表 3 分区域回归结果

变量	VII	VIII	IX	X
	lngdp	lngdp	lngdp	lngdp
lnH	0.122** (0.056 7)	0.059 0 (0.098 5)	0.0889** (0.074)	0.080*** (0.347)
lnP	0.101*** (0.032 9)	0.159*** (0.057 2)	0.0417** (0.0090)	0.171*** (0.062 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Constant	1.384** (0.680)	11.54*** (1.181)	-0.0114*** (0.003 13)	-0.0254*** (0.004 51)
样本数	65	65	56	49
R ²	0.682	0.482		
Hausamn test	102.33**	-38.74		
Sargan test			7.532	6.473
估计方法	FE	FE	SYSGMM	SYSGMM
区域	皖江城市带	其它	皖江城市带	其他

由上表可知，对于皖江城市带而言，高等教育 H 对与总产出的贡献率是高于基础教育 P 的贡献率的，特别是在使用系统 GMM 方法估计时，高等教育 H 的系数超过了基础教育 P 的两倍。但对与非皖江城市带而言，情况就完全不同了：在固定效应模型中，高等教育 H 的系数虽为正，但并不显著；在系统 GMM 模型中，高等教育 H 系数显著，但仍低于基础教育 P 的贡献率。

五、结论

由前文的实证结果可以，对于安徽省现阶段的经济发展的现状，由于仍处在工业化阶段，经济发展的技术水平不高，资本投入有限，高度依赖劳动要素的扩张，高等教育和基础教育对经济增长均有显著的贡献，但基础教育对于经济增长的贡献更高。具体到省内不同的区域，由于经济发展水平的不同，对于皖江城市带而言，高等教育对总产出的贡献要高于基础教育；对于非皖江城市带的城市而言，基础教育的经济贡献率更高。基于这个结论和安徽经济发展的现状，有以下政策建议。

首先，安徽经济增长高度依赖于劳动力投入的扩张，高等教育的经济贡献率不足，应致力发展高等教育，提高产业的技术水平、为高技能人才提供就业机会。另一方面，应大力建设技术研发机构，吸引本地区的人才就业，为产业发展提供技术支持。高等教育为区域的经济增长培养了大量的高素质劳动力，对于高端制造业、生产性服务业和科研研发机构等而言，高校毕业生作为其主要的来源有着重要的意义。

其次，劳动力和人才的流失严重也成为制约安徽发展的重要因素。安徽临近长三角，成为长三角地区重要的劳动力重要的提供地，劳动力大量流失的同时，技能劳动力流失也十分严重。2006年，安徽外出务工人员达1377.37万人，到2015年为1560.08万，占全省人口的比例超过20%，劳动力的大规模流失，特别是其中技能劳动力的流失。由表4，中国科技大学的2350名毕业生中仅545人在安徽省就业，比重仅为23.1%，合肥工业大学留省内就业仅为33.27%，2/3的毕业生流失到省外。华东省份其他地区985高校，学校毕业生在学校所在地就业人数均在50%左右，复旦大学、上海交通大学本地就业比例更是分别高达78.5%、85.7%。如何建立留住优质人才，也是安徽经济发展过程中的必修课。

再者，对于皖江城市带而言，高等教育对经济发展的贡献大，应着力于建设一批优质的、有区域影响力的高校，进行产学研合作，促进区域经济增长。在承接长三角区域的产业转移的同时，发挥本地的高校专业优势，做好对接，为产业的长期发展做基础。对于非皖江城市的城市而言，基础教育对于经济发展的贡献率较高，应着力于产业的转型升级，培育新兴现代产业体系，提高高等教育对经济发展的贡献率，实现弯道超车。

最后，由于基础教育对于经济发展的突出贡献，也应提高基础教育的发展水平。在全面实施九年制义务教育的基础上，积极提高高中入学率，健全中等职业教育体系，提高区域整体教育程度，培养心智健全的产业劳动者。

表4 2016年安徽与华东地区主要高校毕业生
就业去向

高校	省内就 业数	毕业生 数	省内就 业比	所在地	备注
中国科技 大学	545	2 350	23.1	安徽 合肥	985、211 高校
合肥工业 大学	2 372	7 130	33.27	安徽 合肥	部属 211 高校
安徽大学	1 491	7 206	20.7	安徽 合肥	省属 211 高校
安徽师范 大学	3 829	6 683	57.3	安徽 芜湖	省属高校
安徽农业 大学	2 922	4 166	70.1	安徽 合肥	省属高校
安徽财经 大学	3 267	6 135	53.25	安徽 蚌埠	省属高校
复旦大学	2 965	7 590	78.5	上海	985、211 高校
上海交通 大学	3 824	4 462	85.7	上海	985、211 高校
南京大学	2 523	5107	49.40	江苏 南京	985、211 高校
山东大学	3 928	11 368	56.12	山东 济南	985、211 高校
浙江大学	3 919	6 729	58.24	浙江 杭州	985、211 高校

数据来源:各大高校2016年毕业生就业质量报告,作者整理所得。毕业生数单位为人,占比单位为%。

由于篇幅所限,本文未对基础教育、高等教育对促进经济增长的机制作进一步的区分和阐释,这也是作者进一步写作的方向。

注释

①2011 年安徽省对行政区划进行了重要调整,原地级市巢湖市被一分为三,庐江县划归合肥,无为、和县沈巷镇划归芜湖,含山县、和县(不含沈巷镇)划归马鞍山市,在数据处理上,2011 年前的巢湖市经济数据按照各县 GDP 占地级市的比重,进行划分,加到后并入的城市上;涉及人数的数据按照各县人口占比进行划分,加到后并入的城市上。沈巷镇人口规模和经济规模均较小,不做处理不影响最终结果。

②人均 GDP 的回归结果显示系数与总产出类似,因篇幅所限未汇报,需要请向作者索取。

参考文献

[1] 舒尔茨.教育的经济价值 [M]. 长春: 吉林人民出版社, 1982.

- [2] 贝克尔, 梁小民. 人力资本: 特别是关于教育的理论与经验分析 [M]. 北京: 北京大学出版社, 1987.
- [3] DENISONEF. The sources of economic growth in the United States and the alternatives before us [M]. Committee for Economic Development, 1962.
- [4] JRREL. On the mechanics of economic development [J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 22 (1): 3-42.
- [5] 汪小勤, 汪红梅. “人口红利”效应与中国经济增长 [J]. 经济学家, 2007 (1): 104-110.
- [6] 蔡昉. 发展阶段转折点与劳动力市场演变 [J]. 经济学动态, 2007 (12): 25-29.
- [7] KRUEGERAB, LINDA HLM. Education for Growth: Why and For Whom? [J]. Journal of Economic Literature, 2001, 39 (4): 1101-1136.
- [8] BASSANINIA, SCARPETTAS, Hemmings P. Economic Growth: The Role of Policies and Institutions. Panel Data Evidence from OECD Countries [J]. Ssrn Electronic Journal, 2001.
- [9] LIBERTOAD. Education and Italian regional development [J]. Economics of Education Review, 2008, 27 (1): 94-107.
- [10] 范先佐. 教育经济学. 第2版 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2012.
- [11] 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): 41-50.
- [12] 李洪天. 20世纪90年代我国教育发展对经济增长的贡献研究 [J]. 南京政治学院学报, 2001 (6): 100-104.
- [13] 艾丽, 石刚. 地区间高等教育与经济增长关系比较 [J]. 北京社会科学, 2010 (3): 82-87.
- [14] 朱晓东, 张忠家, 王利军. 我国高等教育对经济增长贡献的区域差异研究——基于人力资本产出弹性视角 [J]. 江西社会科学, 2014 (2): 82-86.
- [15] 王家庭. 教育对我国区域经济增长的贡献——基于31省区面板数据的实证研究 [J]. 复旦教育论坛, 2013 (3): 30-36.