

教育人力资本促进经济增长的效应研究^{*}

——基于抽样面板因果检验方法的实证分析

胡宏兵

[摘 要] 采用能够充分考虑面板个体特点的抽样面板数据因果检验方法(Bootstrap Panel Causality Test)来实证研究教育人力资本对经济增长的促进效应。研究表明,我国各地区教育人力资本对经济增长的作用存在着较大差异。教育人力资本对经济增长的促进效应在我国少数地区是显著的,但是对于大多数地区来说则不显著;同时还发现,在我国超过1/3的省份,经济增长实际上促进了教育人力资本水平的提高。研究结果预示着我国教育人力资本对经济增长的解释力非常有限,有必要采取相应措施来充分释放和提升教育人力资本对经济增长的促进效应。

[关键词] 教育人力资本;经济增长;抽样面板因果检验

[作者简介] 胡宏兵,中南财经政法大学金融学院副教授 (武汉 430073)

一、引言

随着现代经济增长理论从外生增长向内生增长的演进,知识和人力资本逐渐被引入经济增长模型中。教育人力资本作为人力资本的重要构成要素,自然也渐渐被纳入解释范畴。美国经济学家Schultz首次从理论上系统阐述了人力资本对经济增长的关键作用,并指出教育在人力资本形成中的影响。^[1]此后,新增长理论把教育投资及人力资本作为经济增长的决定因素,对人力资本的认识有了新的飞跃。教育投资及教育人力资本在多数研究中也当作为人力资本的替代变量,成为Romer和Lucas等人内生增长模型中用来分析人力资本与增长之间关系的重要桥梁。

Romer根据知识溢出模型提出知识积累是现代经济增长的新源泉^[2],随后,又将人力资本作为独立影响因素引入到了经济增长驱动模型中^[3]。他认为,人力资本水平越高,总人力资本越丰富的国家,其经济增长率越高,而一些落后国家,由于人力资本总水平太低,没有足够的人力资本投入研发活动,被锁在“低收入陷阱”里,甚至根本不发生经济增长。Lucas继承了Romer人力资本内生化的思想,并在此基础上给出了技术进步的具体化过程。他用人力资本的溢出效应解释技术进步,说明经济增长是人力资本不断积累的结果。^[4]Romer和Lucas等人的新增长理论将知识和人力资本因素纳入经济增长模型,为经济的持续增长找到了源泉和动力。

从国外文献来看,尽管教育投入及其形

^{*} 感谢平安银行武汉分行苏萌对本文的大力支持;感谢台湾逢甲大学张仓耀教授对本文提出的宝贵建议。

成的人力资本存量对经济增长的作用在理论上得到了一致认同,但是实证结果却颇有争议。多数研究结果认为,人力资本对经济增长具有显著的正面效应。如Barro认为,初始人力资本存量通过促进技术进步、扩散和学习对经济增长产生积极的促进作用。^[5]Islam、Pritchett等人却得出了相反结论:人力资本与经济增长无关甚至具有负效应。^[6]有学者认为,人力资本与经济增长之间在本质上可能呈现出较为复杂的非线性关系。^[7]还有学者提出,在不同经济水平的国家,教育投资产生的作用和效应具有明显差异^[8],或者人力资本对经济增长的作用会因人力资本存量高低而不同^[9]。

国内文献方面,部分学者的研究结果证实了人力资本对经济增长的促进效应。沈坤荣与耿强从传统经济增长理论出发,阐释了人力资本对经济增长的影响,尤其是专业化的人力资本积累对经济长期增长的决定性作用。^[10]刘海英等认为,人力资本“均化”程度对经济增长具有明显的促进作用。^[11]王宇和焦建玲的研究表明,人力资本存量与经济增长之间存在长期的协整关系,两者之间具有相互促进作用。^[12]林伟光的研究认为,加快人力资本积累速度是实现社会经济高速发展的最优路径。^[13]李飞跃等认为,如果一个经济体的技术选择偏离其人力资本构成决定的最优结构,那么该经济体的经济增长速度将显著下降。^[14]

但是,多数国内学者认为,我国经济增长主要由物质资本带动,人力资本的作用较不显著。林毅夫、刘培林以各省区1982年具有小学文化程度的人口占总人口的比例作为起始时刻的人力资本存量指标进行研究,结果发现人力资本变量对人均地区生产总值增长率影响的系数符号悖于理论预期。^[15]李秀敏的研究表明,我国绝大多数地区的经济增长还处于物质资本推动阶段,人力资本对经济增长的促进作用只在少数地区显著。^[16]钱

晓烨等以技术创新水平为媒介考察人力资本对经济增长的影响,结果表明,从业人员的教育水平与省域创新活动有着显著的正相关关系,但对经济增长的间接贡献并不明显。^[17]

此外,也有国内学者将注意力集中在人力资本对经济增长影响的地区差异上。魏下海、余玲铮的研究表明,人力资本对经济增长具有显著的促进作用,但是影响大小在东、中、西部存在明显的区域差异。^[18]边雅静、沈利生认为,从地域差异来看,人力资本对东部地区的促进作用要明显大于西部地区。^[19]于东平、段万春实证研究了健康人力资本、教育人力资本对经济增长的影响作用,结果表明,物质资本投资仍然是影响我国经济增长的主要因素,人力资本存量对经济的影响作用具有明显的地区差异性。^[20]此外,刘长生、简玉峰考察了人力资本对经济增长的促进机制,结果表明,人力资本积累能够有效地促进社会资本积累从而对经济增长产生显著的积极影响,但是这种促进机制存在较强的地区差异性。^[21]

总之,现有文献为教育人力资本与经济增长之间的关系提供了广泛的证据,但由于教育投资变量在经济系统中表现的内生性特征,实证研究中在检验教育投资及人力资本对经济增长作用方面还没有得出一致结论。^[22]而且,根据我们掌握的文献,多数实证研究是基于GMM(Generalized Method of Moments)和2sls(Two Stage Least Square)估计做整体性评价,缺乏对面板个体的差异化研究。特别是采用的方法忽视了截面相关和斜率异质性,可能出现估计偏误和不一致问题,结论并不十分可靠。针对这一问题,本文运用更能反映面板数据个体特点的抽样面板因果检验方法来考察教育人力资本对于经济增长的影响。

二、变量测度和数据来源

(一)教育人力资本测度及数据来源

由于教育人力资本的投资主体除了个人以外,还包括企业和政府的培训和投入,因此,在研究中测算人力资本是一个比较复杂的问题。目前,关于教育形式的人力资本的度量方法主要有劳动者报酬法、学历指数法、技术等级或职称等级法、教育经费法、人才与非技术劳动分解法、受教育年限法等,其中受教育年限法运用最为广泛。^[23]这些方法主要根据初、中、高等教育水平的从业人员占总从业人员的比重计算出某一地区劳动从业人员的平均受教育年限。其优点在于:首先,它不局限于各地区高等院校数量这一受历史原因影响的变量,也不受制于地区的经济增长水平和政府公共教育经费投入;其次,它考虑了劳动人口在地区间的流动,因此更能够反映一个地区真正的人力资本水平。从业人员平均受教育年限的计算公式为:

$$H = \sum_{i=1}^n p_i h_i \quad (1)$$

(1)式中, H 为从业人员平均受教育年限; i 为受教育程度, p_i 为受教育程度为 i 的从业人员占比, h_i 为第 i 层次受教育程度的受教育年限。相关数据来源于1997—2013年的《中国劳动统计年鉴》。

根据公式(1)计算出全国各省、直辖市和自治区的从业人员平均受教育年限,计算结果见表1。

从表1可以看出,各省级区域之间人力资本的总体水平差别较大。北京市、上海市和天津市从业人员的平均受教育年限普遍大于其他地区,分别达到了11.58年、10.88年和10.15年,而贵州、云南、西藏和青海这些经济水平与教育水平较为落后的地区平均受教育年限还不到7年;此外,在1997—2012年间,各地区从业人员平均受教育年限都得到了普遍提高,但增长幅度明显不同。增长幅度最大的三个省份为青海、西藏和山东,2012年度的从业人员平均受教育年限比1997年分别提高了4.5年、4.1年和2.8年;黑龙江、吉林、辽宁三省的提高幅度较为不显著,尤其是黑

龙江省,16年间从业人员平均受教育年限仅仅提高了0.7年。从东、中、西部三大区域来看,东部地区的从业人员平均受教育年限最高,西部最低,中部居中。从人力资本水平的提高幅度来看,西部地区的从业人员平均受教育年限增长幅度最大,特别是2009—2011年间增长速度明显加快。对比2012年和1997年,西部地区的平均受教育年限提高了2.81年;东部地区次之,提高了2.27年;中部地区增长速度较为缓慢,仅提高了1.83年。(见图1)

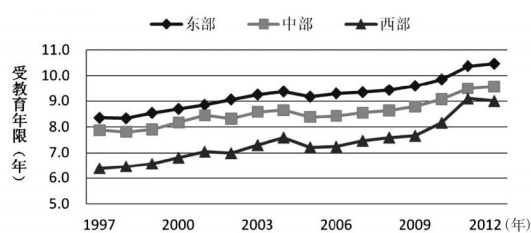


图1 东、中、西部从业人员平均受教育年限变动趋势图

(二)经济增长的度量及数据来源

经济增长指标我们采用省域人均国内生产总值(GDP)表示,数据来源于1997—2013年的《中国统计年鉴》,并运用GDP平减指数(1997年=100)进行了平减处理。我国东、中、西部地区人均GDP的平均变动趋势如图2所示。从图2可以看出,东部地区的人均GDP显著高于中西部地区;而中西部地区人均GDP的增长速度则略高于东部地区。

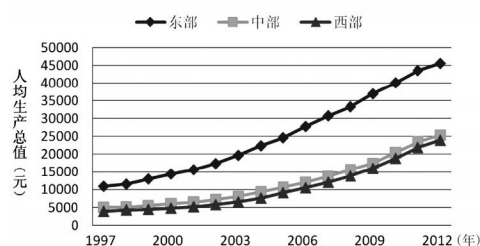


图2 东、中、西部地区人均GDP平均变动趋势图

三、计量方法及模型建立

实证研究分两个步骤进行。首先要对面板数据的截面相关性和斜率同质性进行检

表1 1997—2012年全国各省、直辖市、自治区从业人员平均受教育年限^① (单位:年)

年 地区	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
北京	10.7	10.8	11.0	10.9	10.8	11.1	11.4	11.4	11.6	11.8	11.8	11.7	11.8	12.2	13.1	13.3
天津	9.4	8.9	9.6	9.7	9.7	10.1	10.0	10.5	10.0	10.3	10.4	10.4	10.5	10.6	11.1	11.2
河北	7.9	8.1	8.1	8.2	8.3	8.6	8.9	8.9	8.6	8.5	8.5	8.7	8.8	9.1	9.7	9.8
山西	8.3	8.1	8.5	8.7	8.9	9.1	9.1	9.1	9.1	9.2	9.2	9.1	9.2	9.6	10.0	10.2
内蒙古	7.6	7.9	7.8	7.9	8.1	8.3	8.2	8.6	8.7	8.4	8.5	8.6	8.7	9.2	9.9	10.0
辽宁	8.8	8.6	8.8	8.8	8.8	9.0	9.4	9.3	9.2	9.2	9.2	9.4	9.5	9.7	9.8	9.8
吉林	8.7	8.5	8.8	8.9	9.0	9.1	9.1	9.1	8.9	8.8	9.0	9.1	9.2	9.4	9.6	9.6
黑龙江	8.6	8.5	8.5	8.6	8.7	8.8	8.9	9.0	9.0	8.9	9.1	9.0	9.1	9.4	9.2	9.3
上海	9.8	9.8	10.3	10.3	10.4	10.3	11.1	11.2	10.7	11.4	11.3	11.4	11.6	11.2	11.6	11.7
江苏	7.4	7.5	7.8	8.1	8.3	8.1	8.3	8.4	8.6	8.6	8.6	8.7	8.8	9.5	9.8	10
浙江	7.4	7.5	7.6	7.7	7.8	8.3	8.4	8.7	8.1	8.4	8.4	8.5	8.8	9.1	9.7	9.8
安徽	6.9	6.8	6.8	7.1	7.4	7.2	7.8	7.9	7.2	7.3	7.2	7.6	7.7	8.2	8.7	8.9
福建	7.2	7.2	7.3	7.7	8.2	8.0	8.1	8.0	8.1	8.0	8.2	8.2	8.9	9.1	9.7	9.8
江西	7.4	7.4	7.5	7.9	8.2	7.9	8.9	8.5	8.0	8.0	8.6	8.5	8.9	8.9	9.3	9.4
山东	7.0	7.1	7.3	7.8	8.3	8.6	8.4	8.6	8.2	8.4	8.5	8.6	8.7	9.0	9.9	9.8
河南	7.7	7.7	7.5	8.0	8.5	8.6	8.4	8.7	8.4	8.4	8.4	8.6	8.7	8.9	9.3	9.4
湖北	7.7	7.8	7.7	8.1	8.5	7.6	8.1	8.3	8.1	8.4	8.4	8.6	8.7	9.0	9.8	9.7
湖南	7.7	7.7	7.9	8.1	8.4	8.3	8.4	8.6	8.4	8.4	8.5	8.6	8.8	9.2	10.1	10.1
广东	8.4	8.4	8.4	8.5	8.6	9.0	8.9	9.0	9.1	9.1	9.3	9.4	9.4	9.7	10.0	10
广西	7.1	7.3	7.3	7.7	8.1	8.0	8.2	8.5	8.2	8.4	8.4	8.4	8.5	8.8	9.2	9.3
海南	7.9	7.8	7.8	8.0	8.2	8.6	8.9	9.1	8.7	8.6	8.6	8.8	8.8	9.2	9.7	9.9
重庆	6.9	7.0	7.1	7.3	7.4	7.7	7.9	7.5	7.6	7.6	7.9	7.9	8.0	8.6	9.0	9.2
四川	6.9	7.1	6.9	7.2	7.5	7.6	7.8	7.8	7.0	7.2	7.5	7.5	7.8	8.2	9.0	9.0
贵州	5.9	6.6	6.1	6.4	6.6	6.8	7.1	7.2	6.4	6.5	6.9	7.2	7.2	7.5	8.1	8.3
云南	6.0	5.9	6.0	6.1	6.3	3.8	6.2	7.1	6.5	6.7	6.8	7.0	7.0	7.6	8.1	8.2
西藏	2.9	2.6	2.1	2.8	3.5	3.9	3.0	4.0	3.5	3.7	4.3	4.3	4.1	5.1	9.0	7
陕西	7.6	7.5	7.6	7.8	8.0	7.7	8.5	8.8	8.4	8.4	8.5	8.6	8.6	9.2	10.1	10.2
甘肃	6.4	6.1	6.5	6.7	6.9	6.9	7.2	7.5	6.9	6.5	6.8	7.1	7.2	7.9	8.9	8.9
青海	4.7	4.8	6.1	6.1	6.1	6.4	7.0	7.1	6.9	7.1	7.3	7.4	7.5	7.8	9.1	9.2
宁夏	6.6	6.7	6.8	7.2	7.6	7.7	7.6	8.1	7.7	7.8	7.9	8.3	8.4	8.8	9.3	9.1
新疆	8.0	8.0	8.5	8.5	8.4	9.0	8.9	8.9	8.7	8.6	8.8	8.8	8.9	9.3	9.6	9.7

验。其次,如果存在截面相关性和斜率异质性,则采用恰好能充分考虑上述两种现象的由K ó nya提出的抽样面板因果检验方法^[24]对变量之间的因果关系^②进行检验,以确保检验结果的稳健性^[25]。

(一) 截面相关检验 (Cross-sectional Dependency Test)

由于交互效应和溢出效应的作用,相邻的地区常常比相隔较为遥远的地区表现出更多的共性,因此,地区型截面数据往往存在截

① 《中国劳动统计年鉴2011》中西藏地区的未受过教育的人口占比为36.6%,《中国劳动统计年鉴2012》中该比例降至5.3%,因此造成了该地区从业人员平均受教育年限的巨大差别。

② 这里的因果关系指的是Granger意义上的因果关系。即如果一个变量是另一个变量的Granger原因,则意味着第二个变量的过去信息对第一个变量的预测具有显著作用。

面相关现象。为了判断个体之间是否存在截面相关, Breush 和 Pagan 提出了 LM 检验方法。^[26] 计算 LM 统计量之前, 首先需要估计如下面板模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + u_{it} \\ \text{for } i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

其中, i 和 t 分别表示面板数据的截面个体数目和时间序列长度。 α_i 和 β_i 分别代表各个不同省份的截距项和斜率系数。LM 检验的原假设与备择假设分别是 $H_0: \text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0$ (对于所有的 $t; i \neq j$) 和 $H_1: \text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) \neq 0$ (至少有一个 $i \neq j$)。如果拒绝原假设, 则说明相邻区域之间存在截面相关现象。

为了检验原假设, Breush 和 Pagan 构筑了 LM 统计量:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (3)$$

其中 $\hat{\rho}_{ij}$ 是针对每个个体 i 对 (2) 式进行 OLS 估计的残差相关系数。当 $T \rightarrow \infty$ 时, LM 统计量近似服从于自由度为 $N(N-1)/2$ 的 χ^2 分布。但是 LM 检验仅仅对于 $N < T$ 的面板数据有效。为了消除这项限制, Pesaran 于 2004 年提出了改进的 CD_{LM} 检验和 CD 检验^[27] 并进一步在 2008 年提出了 LM_{adj} 检验^[28]。① 本文分东、中、西三个区域研究, 满足 $N < T$ 的条件, 以上检验均可适用。

(二) 斜率同质检验 (Slope Homogeneity Test)

考虑斜率系数是否同质 (或截面间的异质性) 也是一个很重要的问题。Granger 曾指出, 变量之间的因果关系推断必须服从斜率系数同质的严格假定。^[29] 但是地区同质的假

设忽略了由于地区特征等因素可能导致的异质性。^[30]

F 统计量广泛运用于检验一组面板数据是否存在同质性。它的原假设是 H_0 : 对于所有 i , 存在 $\beta_i = \beta$, 即斜率系数是同质的; 备择假设是 H_1 : 至少对于一组 $i \neq j$, 存在 $\beta_i \neq \beta_j$, 即存在斜率系数异质性。然而, F 检验只对满足 $N < T$ 的面板数据有效, 且要求解释变量严格外生以及随机误差同方差。Swamy 对 F 检验做出了适当改进, 提出了基于 $\tilde{S}$ 修正统计量的 Swamy 检验方法, 使其不需要严格满足同方差假定。^[31] 后来, 在 Swamy 检验的基础上, Pesaran and Yamagata 提出了标准化的 $\tilde{\Delta}$ 检验方法和针对小样本面板数据的修正 $\tilde{\Delta}_{adj}$ 检验方法^②。^[32] 本文将分别采用 Swamy 检验、 $\tilde{\Delta}$ 检验以及 $\tilde{\Delta}_{adj}$ 检验方法进行检验。

(三) 抽样面板因果检验 (Bootstrap Panel Causality Test)

Kónya 提出的抽样面板因果检验 (Bootstrap Panel Causality Test) 方法能够很好地兼顾面板数据的截面相关和斜率系数异质性现象。这种方法建立在对方程组的似不相关回归 (SUR) 估计之上, 并对不同个体的 bootstrap 临界值进行 Wald 检验。正是因为考虑到了随个体变化的 bootstrap 临界值, 因此系统变量是稳定的, 也就是说采用抽样面板因果检验方法时无须对面板数据的单位根和协整关系做出事前检验。此外, 正因为考虑到了地区差异, 我们能够考察出有哪些地区的教育人力资本与经济增长之间存在着因果关系。

① CD 检验是为了解决 CD_{LM} 检验对于 N 大 T 小的面板数据时检验结果发生扭曲的问题, 而 LM_{adj} 则可以克服 CD 检验的一个缺陷: 在单个方程的系数不为零而总体系数的均值为零的情况下, CD 检验的判断能力会在某些程度上减弱。

② 在 $\tilde{\Delta}$ 检验方法中, 首先需要计算修正后的 Swamy 检验统计量: $\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{x_i' M_i x_i}{\hat{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})$, 其中, $\hat{\beta}$ 是面板数据的 OLS 估计量, $\tilde{\beta}_{WFE}$ 是加权固定效应的合并估计量, M_i 是单位矩阵, $\hat{\sigma}_i^2$ 是 σ_i^2 的估计量。标准化的分散统计量可以表示为: $\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right)$ 。其中, 当 $(N, T) \rightarrow \infty$ 时, 误差项近似服从正态分布。对于小样本面板数据, $\tilde{\Delta}$ 检验的修正统计量模型则可以表示为: $\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_a)}{\sqrt{\text{var}(\tilde{z}_a)}} \right)$ 。其中, $E(\tilde{z}_a) = k$, $\text{var}(\tilde{z}_a) = \frac{2k(T-k-1)}{T+1}$ 。

似不相关回归方程组可以表示如下：

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= a_{1,1} + \sum_{i=1}^{h_1} \beta_{1,1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{h_1} \delta_{1,1,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{1,1,t} \\
 y_{2,t} &= a_{1,2} + \sum_{i=1}^{h_1} \beta_{1,2,i} y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{h_1} \delta_{1,2,i} x_{2,t-i} + \varepsilon_{1,2,t} \\
 &\vdots \\
 y_{N,t} &= a_{1,N} + \sum_{i=1}^{h_1} \beta_{1,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{h_1} \delta_{1,N,i} x_{N,t-i} + \varepsilon_{1,N,t} \\
 x_{1,t} &= a_{2,1} + \sum_{i=1}^{h_2} \beta_{2,1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{h_2} \delta_{2,1,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{2,1,t} \\
 x_{2,t} &= a_{2,2} + \sum_{i=1}^{h_2} \beta_{2,2,i} y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{h_2} \delta_{2,2,i} x_{2,t-i} + \varepsilon_{2,2,t} \\
 &\vdots \\
 x_{N,t} &= a_{2,N} + \sum_{i=1}^{h_2} \beta_{2,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{h_2} \delta_{2,N,i} x_{N,t-i} + \varepsilon_{2,N,t} \quad (4)
 \end{aligned}$$

其中 y 代表人均 GDP (PRGDP), x 代表教育人力资本 (HumanCap), l 代表滞后阶数。在抽样面板因果检验方法中, 变量之间的格兰杰因果关系可以表现为以下四种情况: (1) 若 $\delta_{1,i}$ 不全为零, 而 $\beta_{2,i}$ 全部为零, 则说明 x 是 y 变化的格兰杰原因; (2) 若 $\delta_{1,i}$ 全为零, 而 $\beta_{2,i}$ 不全为零, 则说明 y 是 x 变化的格兰杰原因; (3) 若 $\delta_{1,i}$ 和 $\beta_{2,i}$ 都不全为零, 则说明 x 和 y 之间存在双向的格兰杰因果关系; (4) 若 $\delta_{1,i}$ 和 $\beta_{2,i}$ 都全为零, 则说明 x 和 y 之间不存在格兰杰因果关系。

因果关系检验结果对于滞后阶数十分敏感。为保证检验结果的稳健性, 需要确定最优滞后阶数。在如何选取最优阶数上, 我们依照 Kónya 的方法, 即分别对 ly_1, lx_1, ly_2, lx_2 (l 表示阶数) 依次取 1—4, 需要说明的是, 滞后阶数在不同变量之间是可以变化的, 而对于方程组的不同方程则是固定不变的。

四、实证结果

我们分别用 LM 统计量、 CD_{LM} 统计量、CD 统计量和 LM_{adj} 统计量检验截面相关现象。结果表明, 这些地区的各个省、直辖市和自治区之间, 均存在着明显的截面相关效应。这说明抽样面板数据因果检验中似不相关估计方法比最小二乘估计法更为合适。同样的, 我

们也对面板数据的斜率系数同质性进行了检验 (详见 $\tilde{\Delta}$, $\tilde{\Delta}_{adj}$ 和 $\tilde{S}$ 统计量), 检验结果拒绝了截面数据斜率系数同质的原假设, 也就是说, 斜率系数存在异质性。截面相关检验和斜率系数同质性检验分别采用了 Eviews6.0 软件和 GAUSS9.0 软件进行。东、中、西部地区的截面相关检验结果和斜率同质性检验结果见表 2。

表 2 东中西部地区的截面相关和斜率同质性检验结果

	东部	中部	西部
LM	92.544***	89.686***	146.538***
CD_{LM}	3.580***	8.242***	7.010***
CD	5.515***	4.662***	7.752**
LM_{adj}	77.1338***	54.6694***	78.5044***
$\tilde{\Delta}$	8.4606***	1.7707*	8.8387***
$\tilde{\Delta}_{adj}$	9.3231***	01.9513*	9.7398***
$\tilde{S}$	50.6836***	15.0830*	55.3007***

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。

截面相关现象和斜率异质性现象的存在证明用抽样面板因果检验方法进行数据处理是恰当的。

我们对 (4) 式进行似不相关估计, 得到各个估计系数与残差值, 并对残差进行 1000 次 Bootstrap 重复抽样, 然后零均值化, 最终得到样本的 Wald 统计量和 Bootstrap 临界值。最后对 Wald 统计量和 Bootstrap 临界值进行比较, 判断检验的显著性。实证检验采用 TSP4.5 软件进行, 结果见表 3 和表 4。

从表 3、表 4 中我们可以发现, 第一, 仅在各个省份人力资本与经济增长表现出双向因果关系, 如安徽、湖北。第二, 少部分省份 (不到 1/3) 经济增长和教育人力资本之间存在单向的因果关系。如, 在天津、辽宁、上海、广东、吉林、黑龙江、青海、云南、湖南、江西和新疆这 11 个地区, 经济增长是教育人力资本的格兰杰原因, 即经济增长可以促进教育人力资本存量的增加, 而教育人力资本不是经济增长的格兰杰原因; 在海南、河南、山东这

表3 抽样面板因果检验结果

(检验1:经济增长不是教育人力资本存量的格兰杰原因)

地域	地区	Wald 统计量	Bootstrap 临界值		
			10%	5%	1%
东部	北京	16.736	87.592	139.155	234.556
	天津	66.573069**	27.871	42.697	73.348
	河北	4.686	38.392	55.935	124.004
	辽宁	43.058419*	32.381	47.532	99.293
	上海	49.0442**	13.576	22.672	54.465
	江苏	6.553	91.263	134.356	280.970
	浙江	11.132	68.536	92.897	157.527
	福建	12.097	78.159	109.929	206.952
	山东	9.773	23.265	34.739	61.609
	广东	135.7312**	89.703	130.222	236.073
	海南	23.607	66.798	101.415	161.519
中部	山西	5.577	17.809	28.332	59.433
	吉林	21.53654**	10.188	15.473	28.833
	黑龙江	14.082*	12.924	20.634	40.019
	安徽	17.431699*	12.048	18.826	35.610
	江西	23.166348**	9.249	14.730	27.216
	河南	5.898	14.779	20.891	40.129
	湖北	34.300112**	11.725	17.119	36.100
	湖南	20.331378*	17.777	26.047	59.061
西部	重庆	13.390	79.460	123.390	249.778
	四川	10.712	34.541	54.061	105.615
	贵州	22.259	25.768	37.276	78.570
	云南	26.701683*	22.564	33.370	64.158
	西藏	19.676	30.301	48.869	123.969
	陕西	42.139	77.321	119.880	270.170
	甘肃	13.579	91.306	136.022	236.376
	青海	38.24747*	35.743	49.423	95.694
	宁夏	42.219	67.320	95.247	191.644
	新疆	52.9902*	38.527	63.482	136.351
	内蒙古	13.333	140.955	214.285	453.071
	广西	14.967	41.828	62.875	130.278

注:**、*分别表示在5%、10%的统计水平下显著。

三个省域,教育人力资本是经济增长的单向格兰杰原因。第三,在绝大多数省域,如北京、河北、江苏、浙江、福建、陕西、重庆、四川、贵州、西藏、陕西、甘肃、宁夏和广西,经济增长和教育人力资本之间不存在格兰杰因果关系。

五、研究结论与政策建议

实证研究表明,我国人力资本对经济增

表4 抽样面板因果检验结果

(检验2:教育人力资本存量不是经济增长的格兰杰原因)

地域	地区	Wald 统计量	Bootstrap 临界值		
			10%	5%	1%
东部	北京	1.905	72.457	111.485	726.756
	天津	0.123	92.128	216.423	601.284
	河北	0.595	76.763	137.222	459.022
	辽宁	9.248	82.249	172.098	640.915
	上海	5.400	90.786	192.497	691.695
	江苏	2.304	160.105	284.493	476.641
	浙江	1.770	93.316	206.031	348.656
	福建	6.829	76.638	146.631	285.348
	山东	10.280*	9.680	11.967	41.841
	广东	3.869	104.379	148.481	319.502
	海南	2.4048*	1.874	3.216	6.228
中部	山西	3.881	19.293	29.076	68.585
	吉林	0.228	16.808	24.557	41.596
	黑龙江	2.746	16.647	23.353	54.969
	安徽	19.4729**	10.732	16.797	45.856
	江西	13.088	17.134	21.090	31.551
	河南	6.4571*	4.340	6.742	13.538
	湖北	18.2691*	11.451	20.686	35.955
	湖南	8.735	11.659	13.573	19.909
西部	重庆	9.729	63.392	105.124	293.941
	四川	3.338	42.983	62.859	144.568
	贵州	1.641	43.955	78.079	217.990
	云南	0.070	84.580	162.395	568.138
	西藏	2.909	57.377	92.944	283.463
	陕西	0.778	58.791	82.371	190.833
	甘肃	3.082	47.869	64.455	126.187
	青海	1.997	72.366	98.896	237.082
	宁夏	0.949	64.569	105.798	207.201
	新疆	18.178	58.341	94.104	213.954
	内蒙古	0.133	75.533	125.001	281.881
	广西	42.861	74.675	109.265	209.032

注:**、*分别表示在5%、10%的统计水平下显著。

长的作用并没有得到充分发挥,在绝大多数地区,教育人力资本并不能显著促进经济增长,而且区域之间差异明显。

首先,我国教育人力资本总体水平呈现递增态势,但不同地域教育水平和资源禀赋存在较大差异。从1997—2012年数据来看,东部的教育人力资本水平最高,中部其次,西部较为落后。但近几年来,尤其是2009年以来,西部地区教育人力资本水平提高较为明显,与东部、中部地区之间的差异逐渐缩小。

其次,我国各地区教育人力资本对经济增长的作用存在着较大差异:教育人力资本对经济增长的解释力在少数地区(五个省份)是显著的,这为 Barro、Mankiw 等人^[33]的研究结果提供了佐证;但是对于大多数地区,教育人力资本对于经济增长的促进作用不明显,这支持了林毅夫与刘培林^[34]、钱晓烨^[35]等人的研究结论。出现这种差异可能与教育资源配置存在较大的区域不平等有关。

再次,超过我国省域数量 1/3 的地区,经济增长实际上促进了教育人力资本水平的提高,也就是说这些地区的经济发展对教育人力资本具有明显的带动效应。其中少数省份(湖北省和安徽省)的教育人力资本和经济增长存在双向因果关系,这说明两个省份在一定程度上实现了教育人力资本与经济增长的协调发展。

根据本文的研究结论,我们提出如下的政策建议。

第一,我国各地区应当积极转变经济增长方式,由重视物质资本投入转向充分利用与开发人力资源,提升人力资本的相对作用,以实现地区经济的持续稳定增长。特别地,需要继续加大对教育的投入力度,提高高质量人力资本的积累水平,触发和充分发挥教育人力资本对经济的带动作用。

第二,中央政府有必要继续统筹教育资源配置(十八届三中全会《决定》中也已提出“统筹城乡义务教育资源均衡配置”),更多地 将教育资源投向重点领域和薄弱与关键环节,适度加大对中、西部地区的教育投入,“均衡化”各地的教育资源,充分释放各地区人力资本的经济促进效应,实现科学发展和协调发展。

第三,推动教育人力资本与经济社会协调发展。这不仅要进一步提升教育投入规模,而且要使教育投入和人力资本积累主动适应产业结构优化升级和经济结构调整的需要,避免教育资源的浪费和效率遗失。同时,

不断健全公共教育服务体系,协调教育资源配置,促进教育公平,实现教育与经济社会协调发展。

总之,从理论上讲,人力资本投资是一种战略性的投资,是比物质的投入更加有效的一种投资。新时期要实现经济的持续健康发展,建立“创新型”国家,仍然需要充分发挥人力资本对经济发展的促进作用。要进一步加大教育人力资本积累,统筹协调教育资源配置,提升教育质量,形成教育投入、人力资本形成和经济发展的良性互动局面,最终带来综合国力的提升。

参考文献:

- [1] Schultz T. W. Reflections on Investment in Man[J]. The Journal of Political Economy, 1962, (5).
- [2] Romer P. Increasing Return and Long-run Growth [J]. Journal of Political Economy, 1986, (10).
- [3] Romer P. Endogenous Technological Change[J]. Journal of Political Economy, 1990, (5).
- [4] Lucas R. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, (1).
- [5] [33] Barro R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries[J]. Quarterly Journal of Economics, 1991, (2); Barro R. J. Human Capital and Growth [J]. American Economic Review, 2001, (2); Mankiw G. A Contribution to the Empirics of Economic Growth[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, (2); Bils, M., Klenow, P. J. Does Schooling Cause Growth? [J]. American Economic Review, 2001, (5).
- [6] Islam, N. Growth Empirics: A Panel Data Approach [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, (4); Pritchett, L. Where Has All the Education Gone? [J]. World Bank Economic Review, 2001, (3).
- [7] Judson, R. Measuring Human Capital Like Physical Capital: What Does It Tell Us? [J]. Bulletin of Economic Research, 2002, (3).
- [8] Ibrahim F W B. A Study of Human Capital Investment and Economic Growth, with a Special Reference to the ASEAN Countries [D]. Pullman; Washington State University, 1994. 2—3.
- [9] Andreas Savvides, et al. Economic Development and the Return to Human Capital: A Smooth Coefficient Semiparametric Approach[J]. Journal of Applied Econometrics, 2006, (1).
- [10] 沈坤荣,耿强. 外国直接投资、技术外溢与内生经济增长[J]. 中国社会科学, 2001, (1).
- [11] 刘海英,等. 人力资本“均化”与中国经济增长质量关系研究[J]. 管理世界, 2004, (11).

- [12] 王宇,焦建玲.人力资本与经济增长之间关系研究[J].管理科学,2005,(2).
- [13] 林伟光.人力资本积累与经济增长模型分析[J].华南师范大学学报(社会科学版),2010,(3).
- [14] 李飞跃,等.技术技能结构、人力资本构成与中国地区经济差距[J].中国人口科学,2012,(4).
- [15][34] 林毅夫,刘培林.经济发展战略对劳均资本积累和技术进步的影响——基于中国经验的实证研究[J].中国社会科学,2003,(4).
- [16][23] 李秀敏.人力资本、人力资本结构与区域协调发展:来自中国省级区域的证据[J].华中师范大学学报,2008,(5).
- [17][35] 钱晓烨,等.人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2010,(4).
- [18] 魏下海,余玲铮.人力资本与区域经济增长:只是线性关系吗[J].财经科学,2009,(10).
- [19] 边雅静,沈利生.人力资本对我国东西部经济增长影响的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2004,(12).
- [20] 于东平,段万春.健康人力资本、教育人力资本与经济增长——基于我国省级面板数据的实证研究[J].武汉理工大学学报(社会科学版),2011,(6).
- [21] 刘长生,简玉峰.社会资本、人力资本与内生经济增长[J].财贸研究,2009,(4).
- [22] 张辽.教育资源配置、人力资本积累与经济增长——基于区域比较的研究[J].中央财经大学学报,2012,(8).
- [24] K ó nya, L. Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with A Panel Data Approach [J]. Economic Modelling, 2006, (23).
- [25] Tsangyao Chang, Wei-Kuo Hsieh. Does Insurance Activity Promote Output? Further Evidence Based on Bootstrap Panel Granger Causality Test[R]. Taizhong: Feng Chia University, 2012.
- [26] Breusch, T. S., Pagan, A. R. The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics[J]. The Review of Economic Studies, 1980, (1).
- [27] Pesaran, M. H. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels[R]. Cambridge Working Papers in Economics No. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge, 2004.
- [28][32] Pesaran, M. H., Yamagata, T. Testing Slope Homogeneity in Large Panels[J]. Journal of Econometrics, 2008, (1).
- [29] Granger, Clive W. J. Some Aspects of Causal Relationships [J]. Journal of Econometrics, 2003, (1).
- [30] Breitung, J. A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data[J]. Econometric Reviews, 2005, (24).
- [31] Swamy, P. A. V. B. Efficient Inference in A Random Coefficient Regression Model[J]. Econometrica, 1970, (2).

Educational Human Capital's Effect on Economic Growth ——An Empirical Analysis Based on Bootstrap Panel Causality Test

Hu Hongbing

Abstract: Applying the Bootstrap Panel Causality Test, the relationship between educational human capital and economic growth is investigated using data from 31 regions of China over the period of 1997–2012. Empirical results indicate that there are great differences among areas in the effects of educational human capital on economic growth. The promoting effects are significant only in a few areas, and insignificant in most of the areas; while the economic growth increases educational human capital in at least one-third of the areas. The results indicate that the effects of educational human capital on economic growth are limited, and it is necessary to take certain measures to release and increase the promoting effects of human capital on economic growth.

Key words: educational human capital, economic growth, Bootstrap Panel Causality Test

Author: Hu Hongbing, associate professor of School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law (Wuhan 430073)

[责任编辑:刘 洁]