

我国教育水平提高对经济增长的贡献

——兼论公共部门工资溢价对我国教育回报率的影响*

王弟海 陈理子 张 晏

内容提要:有关中国教育回报率的多数经验研究都认为,中国教育水平的提高对经济增长没有显著促进作用。本文认为,现有研究之所以得出这一结论,主要是因为它们未考虑到人力资本在公私部门间的配置结构变化对教育回报率的影响。由于教育人力资本在公私部门间的生产能力存在差异,它在部门间配置结构的变化会影响教育对经济增长的贡献。本文利用2000—2010年中国跨省面板数据,通过公共部门工资溢价来刻画人力资本在公私部门间配置结构的变化对教育经济增长效应的影响,重新估计了中国教育水平提高对经济增长的贡献。本文研究表明,如果剔除人力资本在公私部门间配置结构的影响,我国教育水平的提高对经济增长具有显著的促进效应,我国教育对经济增长的贡献同其他国家差异不大。本文还对我国不同省份间教育的产出效应进行了比较,发现我国各地区教育产出弹性的差别不大,但教育的边际产出差异巨大。

关键词:经济增长 公共部门 工资溢价 人力资本

作者简介:王弟海,复旦大学经济学院教授,200433;

陈理子,清华大学经管学院博士生,100084;

张 晏,复旦大学经济学院副教授,200433。

中图分类号:F061.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)09-0129-17

一、引言

人力资本理论认为,教育是提高个人人力资本以及个人产出和收入水平的重要手段(Schultz, 1961; Becker, 1962)。新增长理论认为人力资本是推动一国经济增长的主要动力之一,世界各国人力资本的差异是导致各国人均收入差距的最主要因素(Lucas, 1988)。大量经验研究也都表明,在各国经济发展过程中,人力资本(以平均教育年限衡量)的提高都对经济增长具有显著正效应,

* 基金项目:国家自然科学基金“不完全劳动力市场对我国城乡收入差距和地区收入差距的影响:理论、实证及其对策研究”(71373047);国家自然科学基金“财政分权对教育不均等和收入差距的影响:理论与实证”(71203036);教育部人文社科基地重大项目“健康在经济增长和经济发展中的作用:经验事实和理论机制”(15JJD790009)。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见和建议。当然,文责自负。

如表 1 所示。^① 但是,近年来很多有关中国教育的经验研究却认为,我国平均受教育年限的提升对我国人均产出没有显著影响,有研究甚至认为我国教育水平提高对经济增长具有负作用。例如,沈坤荣和耿强(2001)、林毅夫和刘明兴(2003)、宋光辉(2003)等都认为,我国人力资本提高对经济增长的促进作用不明显。张海峰等(2010)甚至认为,我国平均受教育年限的提高对人均产出具有抑制作用。我国教育水平提高真的对我国的经济增长没有促进作用吗?导致我国人力资本对我国经济增长作用不显著的原因是什么?这是本文所要研究的主要问题之一。

表 1 国外文献中关于平均受教育年限对经济增长影响效应的估计结果

作者	国家(或地区)数目	考察时段	主要结论
Barro 和 Lee(1994)	116	1965—1975 年(85 个) 1975—1985(95 个)	男性在中学的平均受教育年限(初始值)每增加 1 年,人均 GDP 增长率提高 1.4 个百分点
Barro(1998)	100	1965—1990 年	25 岁及以上的男性中学及以上学历平均受教育年限每增加 1 年,人均 GDP 增长率提高 1.2 个百分点
Krueger 和 Lindahl (2001)	42	1988—1992 年 (各国对应年份不同)	人均受教育年限每增加 1 年,人均 GDP 增长率平均提高 0.7 至 0.9 个百分点
Temple(2002)	78	1960—1987 年	工人平均受教育年限每增加 1 年,人均产出增加 1.3%

需要指出的是,无论是人力资本理论还是新经济增长理论,它们在强调人力资本对产出和经济增长的效应时,都是指进入生产领域的人力资本。如果整个社会的教育水平虽然提高了,但所提高的人力资本没有真正进入生产领域,那么从整个社会来看,教育水平的提高可能无助于促进经济增长,而且还可能会对经济增长产生负作用(罗默,1999)。鲍默尔(Baumol, 1990)也认为,如果社会中最有才能的人都从事诸如军事征服、政治宗教领袖、税收征管、犯罪活动、金融交易,以及操纵法律等活动,那么这种人力资本的生产效率会很低。因为这些活动不但其本身社会收益很小,有些甚至为负,而且这些活动通常都是寻租行为——本质上都是试图攫取财富而非创造财富,因而对整个生产具有负外部性。鲍默尔还指出,社会如何引导高人力资本人才进入社会的不同领域,是高人力资本人才能否发挥生产作用的关键。从这一观点来看,如果联系到我国近 10 年来的公务员报考热,以及高教育高学历人才都热衷于进入政府部门、国有企业部门以及公共事业单位等现象,那么,我国人力资本水平的提高对经济增长的促进作用并不显著,这是否也同我国高学历人才热衷于进入这些部门,或者说是否同人力资本在公共部门和生产部门的配置有关呢?

从我国劳动力市场的变化趋势来看,过去 10 多年来,我国公共部门和私人部门间的工资差距和劳动力结构都发生了显著变化。一方面,公私部门间的工资差距逐年扩大。^② 图 1 显示了

^① Benhabib 和 Spiegel(1994)认为,尽管教育人力资本能显著促进 TFP 的提高,但教育对经济增长的作用不显著。Topel(1999)认为,Benhabib 和 Spiegel(1994)的分析结果之所以不显著是因为他们对教育的设定形式不对,教育应该以对数形式而非非线性形式进入增长核算框架。在教育采用对数形式设定的情况下,并使用与 Benhabib 和 Spiegel(1994)相同的模型后, Temple(1999)得到了教育对经济增长有显著正向影响的结论。

^② 值得注意的是,根据《中国统计年鉴》数据,近 5 年来公共部门平均工资同社会平均工资的差距在缩小。

2000—2010年我国公私部门的平均工资水平,以及公共部门与私人部门的工资差距(以下简称“公共部门工资溢价”)。^①从图1可以看到,2000—2010年间公共部门的平均工资始终高于私人部门,且两者绝对差距不断扩大。另一方面,由于公共部门工资溢价,公共部门中高学历人才占比不断提高,而且还有更多高学历人才想去公共部门,公务员热现象频现。公私部门间劳动力市场的不完全分割又使得公共部门工资溢价长期存在,导致高学历人才持续流向公共部门,从而使公共部门中的人力资本占经济中人力资本总量的比重(以下简称公共部门人力资本占比)不断提高。由于我国公共部门人力资本的生产力一般都低于私人部门,^②我国公私部门人力资本配置结构的变化是否会影响到我国教育对经济增长的效应呢?或者更确切地说,公共部门的工资溢价是否会同前文所讲的我国教育对经济增长的低效应有关呢?本文将从人力资本的部门配置结构对教育的经济增长效应的影响这一全新的研究视角出发,利用公共部门工资溢价作为代理变量,来估算我国教育年限提高对经济增长的影响,并对我国同其他国家间的教育回报率,以及我国不同地区间的教育回报率进行比较分析。

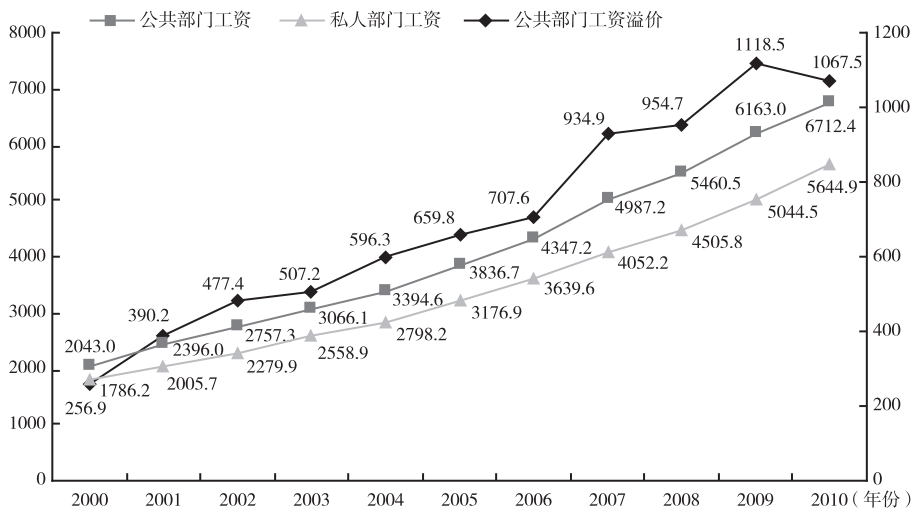


图1 2000—2010年我国公共部门和私人部门平均实际工资的变化

注:横坐标表示年份;左边纵坐标表示公共部门和私人部门工资水平,右边纵坐标表示公共部门工资溢价。单位:元。

资料来源:作者根据历年《中国统计年鉴》数据整理而得。

同以往研究相比,本文研究有两个特点:第一,本文分析认为,人力资本在公私部门间的配置结构对于教育的经济增长效应至关重要。我国持续存在的公共部门工资溢价使得公共部门人力资本占比不断提高,整个经济中生产部门高教育年限劳动力占比下降,教育对整个经济增长的贡献也在下降。忽略了人力资本在公私部门配置结构的变化对教育的经济增长贡献的影响,也许是以往研究得出了我国教育回报率过低的主要原因。第二,在剔除公共部门工资溢价对人力资本配

^① 在马拴友(2000)、徐忠等(2010)和张义博(2012)等的研究中,公共部门被定义为国有单位,包括政府机关、国有事业单位和国有企业。本文研究中也采用这一定义。

^② 本文所定义的公共部门包括国有企业。尽管国有企业也具有生产性,但现有研究表明,我国国有企业生产效率普遍低于非国有企业,如刘小玄(2000)和牟俊霖(2012)等。

置结构的影响等因素后,本文研究表明,我国教育年限提高对经济增长起到了显著的正向作用。基于这一分析结果,本文重新估算了我国教育对人均产出的影响,发现它并不比其他国家低。本文以下结构安排是:第二部分建立研究的计量模型,并对计量分析所用的主要代理变量以及相关数据的来源和特征进行解释和说明;第三部分给出计量分析结果及其经济学解释,并对第二部分提出的假设进行检验;第四部分在第三部分研究基础上分析我国教育回报率同其他国家间的差距,并估计我国不同区间教育回报率的差异;第五部分是本文的主要结论以及在研究中可能存在的不足和未来待研究的问题。

二、假定、模型与数据说明

(一)两个基本假定

本文分析主要基于以下两个假定:

第一,在劳动力市场中,公共部门和私人部门的人力资本对生产力的贡献存在明显差别。已有文献研究表明,只有直接进入生产领域的人力资本水平的提高才会对产出和经济增长具有促进作用(Schundeln 和 Playforth, 2014)。公共部门的人力资本大部分所从事的都是非生产性活动,它一般不会直接影响人均产出和经济增长。^①因此,以下为了简化模型,假设公共部门的人力资本不进入生产函数。

表 2 2000—2010 年各地区公共部门与私人部门的平均工资 单位:元

	公共部门工资	私人部门工资	单侧检验的 t 值	单侧检验的 p 值
2000	2043.0 (89.61)	1786.2 (93.34)	1.985	0.026
2001	2396.0 (111.78)	2005.7 (105.71)	2.536	0.007
2002	2757.3 (128.70)	2279.9 (112.63)	2.791	0.004
2003	3066.1 (154.75)	2558.9 (125.63)	2.545	0.007
2004	3394.6 (180.98)	2798.2 (133.59)	2.651	0.005
2005	3836.7 (207.70)	3176.9 (148.25)	2.586	0.006
2006	4347.2 (231.46)	3639.6 (171.04)	2.459	0.009
2007	4987.2 (258.67)	4052.2 (200.91)	2.855	0.003

^① 注意:即使公共部门的教育人力资本也具有生产性,但只要教育人力资本在公共部门的生产能力低于私人部门,则本文的分析结论仍然成立。本文所定义的公共部门虽然也包括具有生产性质的国有经济,但现有研究也表明,我国国有企业生产效率普遍低于非国有企业,如刘小玄(2000)和牟俊霖(2012)等。

续表 2

	公共部门工资	私人部门工资	单侧检验的 t 值	单侧检验的 p 值
2008	5460.5 (281.62)	4505.8 (233.67)	2.609	0.006
2009	6163.0 (311.92)	5044.5 (250.05)	2.798	0.004
2010	6712.4 (335.43)	5644.9 (279.64)	2.444	0.009
所有年份	4105.8 (106.47)	3408.4 (86.64)	5.080	0.000

注：(1)第 2、3 列括号内数值为相应的标准差。(2)最后两列为总体均值差异检验结果。零假设：公共部门工资 = 私人部门工资；备择假设：公共部门工资 > 私人部门工资。

第二，如前所述，2000—2010 年近 10 年间，我国公私部门间工资都存在显著差距，且这一差距在持续扩大。表 2 给出了 2000—2010 年间我国公共部门工资溢价的统计检验，结果显示每一年公共部门工资溢价的单侧检验 p 值都小于 0.1。这表明我国公共部门的工资水平持续高于私人部门。个人理性选择理论认为，劳动力都会流向高工资的部门。据此，本文假设公共部门工资溢价是影响人力资本流向公共部门的主要因素。由于我国公私部门间的劳动力不完全流动，本文假设劳动力流动相对于工资调整存在滞后性，即当期流向公共部门的人力资本量受到上期公共部门工资溢价的影响，上期工资溢价越高，当期流向公共部门的人力资本越多，私人部门人力资本占比越低。

(二)一个简单的理论模型

在以上两个假定基础上，进一步假设总量生产函数是柯布一道格拉斯形式，即

$$Y_t = A_t K_t^{\beta_1} (H_t^p)^{\beta_2} L_t^{\beta_3} \tag{1}$$

其中，Y 为产出，K 为物质资本， H^p 为私人部门人力资本，L 为劳动力，t 表示时期。假设生产函数规模报酬不变，即

$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1 \tag{2}$$

假设整个社会人力资本总量为 H，私人部门人力资本占比用 θ 表示，即

$$H_t^p = \theta_t H_t \tag{3}$$

由于 θ_t 主要取决于各级受教育程度的劳动者中进入私人部门的比例，如果能找到我国历年公共部门平均受教育年限或其变化量的数据，就可构造出私人部门人力资本总量，从而可直接检验人力资本在公私部门的配置结构对产出和经济增长的影响。但遗憾的是我们无法获得 θ_t 的相关数据。不过，可以根据公共部门工资溢价来间接考察 θ_t 的影响。根据上文中第二个基本假设，上期公共部门工资溢价是决定 θ_t 的重要因素。由于公私部门间劳动力不完全流动，上期公共部门人力资本量也是影响当期该部门教育人力资本的主要因素之一。此外， θ_t 还可能受到其他因素影响。由此假设

$$\theta_t = f(\theta_{t-1}, \Delta\tau_{t-1}, Z_t) \tag{4}$$

其中, $\Delta\omega_{t-1}$ 表示 $t-1$ 期公共部门工资溢价, Z_t 表示其他因素。不失一般性, 进一步假设

$$\ln\theta_t = \alpha\ln\theta_{t-1} + \gamma\Delta\omega_{t-1} + \delta Z_t \quad (5)$$

根据前文假设有 $\gamma < 0$ 。将(3)式代入(1)式可得:

$$Y_t = A_t K_t^{\beta_1} (\theta_t H_t)^{\beta_2} L_t^{\beta_3} \quad (6)$$

在(6)式两边均除以 L 并取对数, 再利用(5)式可得:

$$\begin{aligned} \ln y_t &= \alpha \ln y_{t-1} + \beta_1 \ln k_t - \alpha \beta_1 \ln k_{t-1} + \beta_2 (\ln \theta_t - \alpha \ln \theta_{t-1}) + \beta_2 (\ln h_t - \alpha \ln h_{t-1}) \\ &\quad + \ln A_t - \alpha \ln A_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

在(7)式两边同时减去 $\ln y_{t-1}$, 可得经济增长率的决定方程:

$$\begin{aligned} g_{y,t} &= (\alpha - 1) \ln y_{t-1} + \beta_1 \ln k_t - \alpha \beta_1 \ln k_{t-1} + \gamma \beta_2 \omega_{t-1} + \delta \beta_2 Z_{t-1} + \beta_2 \ln h_t - \alpha \beta_2 \ln h_{t-1} \\ &\quad + \ln A_t - \alpha \ln A_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, g_y 表示人均产出增长率。如果公共部门人力资本占比不变(即 $\theta_t = \theta_{t-1}$), 即 $\alpha = 1, \gamma = 0$ 和 $\delta = 0$, 则(8)式简化为

$$g_{y,t} = \beta_1 g_{k,t} + \beta_2 g_{h,t} + g_A \quad (9)$$

其中, g_k, g_h 和 g_A 分别表示人均物质资本增长率、人均人力资本增长率和技术进步率。因此, 如果公共部门人力资本占比不变, 用全社会总人力资本也可估计教育对经济增长的贡献。但一般来说 θ_t 并不会不变, 因此用(9)式估计教育对经济增长的贡献会出现偏差。

(三) 计量模型

如果公共部门人力资本占比不变, 根据(9)式可得到计量方程:

$$g_{y,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 g_{k,i,t} + \alpha_2 g_{h,i,t} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中, i 表示省份, $\epsilon_{i,t}$ 表示时变误差项, $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ 和 β_i 均为待估计的参数, $X_{i,t}$ 为一组控制变量, μ_i 为第 i 个省份不随时间变化的非观测效应。

如果公共部门人力资本占比变化, 且 θ_t 由(5)式决定, 那么根据(8)式可得到计量方程:

$$\begin{aligned} g_{y,i,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_{i,t-1} + \alpha_2 \ln k_{i,t} + \alpha_3 \ln k_{i,t-1} + \alpha_4 h_{i,t} + \alpha_5 h_{i,t-1} + \alpha_6 \Delta\omega_{i,t-1} \\ &\quad + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (11)$$

根据上文分析, (11)式中 $\Delta\omega_{i,t-1}$ 的系数 α_6 表示公共部门工资溢价对私人部门人力资本占比的影响, 它应该显著小于 0; $h_{i,t}$ 的系数 α_4 表示教育对经济增长的贡献率, 它应该显著大于 0。

当假设条件(5)式成立时, 如果不考虑公私部门人力资本生产力的差异, 即利用计量回归方程(10)式来估计人力资本对经济增长的贡献, 那么将会由于遗漏变量而导致较严重的内生性问题。因为从计量方程(11)式中可以看出, 上期公共部门工资溢价越高, 生产领域人力资本占比越低, 因而会降低教育对产出水平和经济增长的效应。所以, 公共部门工资溢价会影响经济增长。另据统计分析表明, 受教育年限与上期公共部门工资溢价的相关系数为 0.1107, 且在 10% 的水平上显著。因此, 上期公共部门工资溢价越高, 经济中人均受教育程度越高。受教育年限与上期公共部门工资溢价的正相关性可能是由于公共部门高工资溢价加剧了劳动者进入公共

部门的竞争程度,从而提高了进入公共部门的学历要求;同时,高工资溢价也使得劳动者为了在公共部门就业而愿意接受更多的教育,以达到在公共部门就业的学历门槛,或者拥有在众多应聘者中胜出的学历优势。当然,经济中可能还存在其他使得教育年限与上期工资溢价正相关的因素。

(四)数据来源、主要变量及其统计特征

本文共选取了我国29个省份2000—2010年的跨省面板数据进行研究。由于西藏自治区存在多个年份的数据缺失,故没有被纳入样本数据;考虑到历史渊源,也为了与已有的物质资本存量估计结果保持一致性,重庆和四川被合并为一个地区。

本文回归模型中的主要变量有4个:人均产出($\ln y$)、公共部门工资溢价(Δw)、人均人力资本(h)和人均物质资本($\ln k$)。人均产出($\ln y$)直接以我国各省的人均实际GDP的对数形式作为代理变量。可直接从《新中国六十年统计资料汇编》中获得2008年以前各省人均实际GDP数据,2008年之后的数据可从历年的《中国统计年鉴》中获得。人均物质资本($\ln k$)也可直接以我国各省的人均实际物质资本作为代理变量,但这一数据无法直接获得。本文以张军等(2004)公布的2000年各省物质资本存量数据为起点,根据《中国统计年鉴》所公布的各省投资量数据,并运用张军等(2004)的估算方法,分别估算出2000—2010年各省人均实际物质资本存量的数据。根据这些数据可以得到人均GDP增长率(g_y)和人均物质资本增长率(g_k)。公共部门工资溢价(Δw)的代理变量及其数据也比较容易解决。本文用公共部门对全国平均工资的溢价作为这一变量的代理变量。^①它由相应的就业人数和平均劳动报酬计算而得,且经过物价指数调整。该变量的原始数据来自历年《中国劳动统计年鉴》。由于计量回归中使用的是滞后一期的公共部门工资溢价,下文中滞后一期的工资溢价记作 $L\Delta w$ 。此外,本文下文中任何变量其滞后一期的变量都用该变量前加 L 的形式表示。

现有文献中一般都选择受教育年限来衡量人力资本,但其代理变量的具体形式却存在争议。早期的一些文献都直接采用加权形式的人均受教育年限作为生产函数中的人力资本(h)的代理变量。但Topel(1999)认为,基于微观加总得到的人力资本应该是以受教育年限的线性形式,而不是以对数形式进入回归方程(9)式。因此,如果以 sch 表示人均受教育水平,则人均人力资本 $h = \exp\{sch\}$ 。本文也采用Topel(1999)、Krueger和Lindahl(2001)与Canton等(2005)的研究做法,选用 $\exp\{sch\}$ 作为人均人力资本的代理变量,^②因而人均人力资本增长率用人均受教育年限增长量来表示,即 $\Delta \ln h = \Delta sch$ 。关于平均受教育年限(sch)的具体计算,本文采用陈钊等(2004)的方法,即大学及以上毕业的劳动者为16年,高中(包括中专)为12年,初中9年,小学6年,文盲0年。根据从《中国劳动统计年鉴》中获得的各省不同受教育水平的劳动力人口数,然后将每一类教育水平的人口数乘以相应的受教育年限,加总后除以地区人口总数即得到人均受教育年限(sch)。

在稳健性检验中,根据王志刚等(2006)、钱晓烨等(2010)、张海峰等(2010)和王弟海等(2008)关于影响我国经济增长因素的研究结果,并考虑到相关数据的可获得性,本文主要选取了技术进步、教育质量、对外开放度这三个变量作为控制变量。技术进步选择用各地区专利申请数($patent$)

① 本文研究过程中也使用过公共部门对私人部门的工资溢价作为公共部门工资溢价的代理变量进行分析,其分析结果同正文分析结果基本一样。

② 本文也用人均受教育年限(sch)表示人均人力资本 h 对相关问题进行了分析,且论文的结论基本不变。

的对数值作为代理变量,它能较准确地反映一个地区的科技进步水平。教育质量选用滞后 10 年期师生比($pteacher$)的对数值作为代理变量(张海峰等,2010)。这两个数据均来自《新中国六十年统计资料汇编》。对外开放度($rexpdp$)指进出口商品总值占 GDP 的比重,其数据来源于《中国统计年鉴》。

表 3 和表 4 分别给出了一些关键变量数据的统计特征及其相关性。表 3 表明,除了人均物质资本增长率和人均受教育年限增长量同经济增长率显著相关外,上期公共部门工资溢价同当期平均受教育年限增长量也显著相关,而上期公共部门工资溢价和当期平均受教育年限增长量同经济增长率没有显著的相关性。

表 3 各变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
g_y	290	0.1078	0.2399	0.0237	0.2119
g_k	290	0.1392	0.0443	-0.0027	0.3298
Δsch	290	0.1200	0.2213	-0.5791	0.8141
$L\Delta w$	290	2.9573	4.6009	-1.809	34.821
$patent$	319	8.6445	1.4672	4.8203	12.371
$pteacher$	319	2.7259	0.1744	2.24314	3.1757
$rexpdp$	319	0.17412	0.2053	0.01483	0.9053

注:工资的单位为万元。

表 4 主要变量间相关系数表

	g_y	g_k	Δsch
g_y	1		
g_k	0.6866*** (0.000)	1	
Δsch	0.1144* (0.052)	0.0406 (0.491)	1
$L\Delta w$	0.0021 (0.972)	-0.0149 (0.801)	0.1105* (0.060)

注:括号内为各相关系数相应的 p 值;***、**和* 分别表示相关系数在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

图 2 中给出了几组关键变量间的散点图。从图 2 中可以看到,人均 GDP 增长率同人均物质资本增长率、人均受教育年限增长量和滞后一期的公共部门工资溢价间均呈现出正相关性。根据现有经济理论,尽管人均 GDP 增长率同人均物质资本增长率的正相关性可能体现了物质资本增长对产出增长的促进作用,但由于相关性不一定代表因果关系,人均 GDP 增长率与人均受教育年限增长量的显著正相关可能是人均受教育年限的提高促进了经济增长,也有可能是经济增长促进了教育投入增长从而提高了人均受教育年限。上期公共部门工资溢价同经济增长率之间的正相关性则更有可能是两者直接通过其他变量产生的间接相关性。因此,在控制教育、物质资本等其他因素后,研究工资溢价与产出增长之间的偏相关性是本文以下分析的重点。

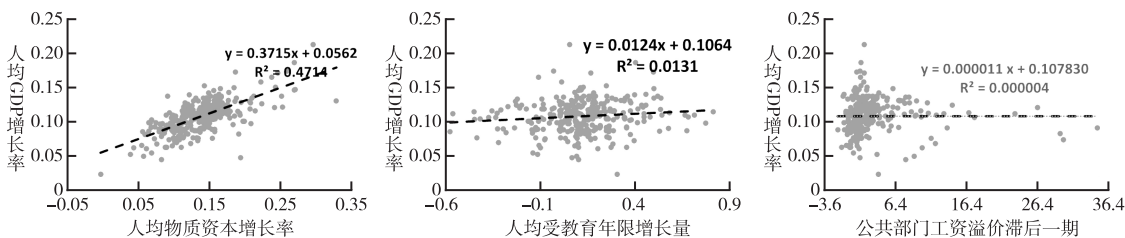


图2 经济增长同三个关键变量间的散点图

三、实证研究结果

(一) 基准模型

这一小节先按照现有文献中的通常设定,在不考虑人力资本配置结构变化的假设下,利用(10)式来估计人力资本对经济增长的贡献。表5是对(10)式分别运用普通最小二乘法(OLS)、固定效应(FE)、随机效应(RE)和工具变量法(IV)等四种方法得到的回归结果。表5显示,从OLS、FE和RE这三种方法的结果来看,无论是否加入新的变量,各关键变量的系数和显著性都变化不大。且同现有大多数回归结果一样,受教育年限增长量的回归系数不显著。根据前面的分析可知,之所以如此很可能是因为回归方程中以社会总人力资本作为生产部门人力资本的代理变量。由于公共部门人力资本占比并不会保持不变,运用(10)式进行回归存在严重的内生性问题。因此,这一结果虽然不符合经济学直觉,但同本文理论预测的结果一致。

考虑到计量方程(10)式中遗漏变量产生的内生性,本文采用工具变量法对方程(10)进行了估计,回归结果分别显示在表5模型①和模型②中第四列。表5显示:第一,工具变量可识别且非弱识别(Sargan 检验的 p 值大于 0.05),因此可认为不存在过度识别,工具变量较为合理;第二,无论是否加入其他控制变量,受教育年限增长量对经济增长的影响效应都显著为正,回归系数变化不大。这再次说明,前三列回归系数之所以出现违反直觉的结果,是因为忽略了遗漏变量所产生的内生性问题。

(二) 考虑私人部门人力资本占比的变动

下面考察加入人力资本部门配置结构后,受教育年限提高对经济增长的影响,即运用计量回归方程(11)式来估计教育对经济增长的贡献,回归结果显示在表6中。豪斯曼检验的 p 值为 0.1265,这表明随机效应模型可能更合适。不过为了比较,表6中还给出了固定效应的回归结果。表6显示:第一,上期公共部门工资溢价的系数显著为负,即上期公共部门溢价越高,当期经济增长率越低。这同理论模型的预期一致,因为上期公共部门工资溢价提高会吸引更多高人力资本进入公共部门,这会降低私人部门的人力资本,从而抑制产出和收入的增长。第二,表6各列中受教育年限变量的系数都显著为正,同基准模型中相应各列比较,其显著性也明显改善。考虑到模型①中的前三列可能遗漏了津贴、声誉等变量,受教育年限变量仍可能具有内生性。为慎重起见,本文再次采用滞后项及各期差分作为受教育年限的工具变量进行估计,结果列于模型①中第四列。①回归结果显示,采用工具变量后的回归结果整体上变化不大,但受教育年限和工资溢价的显著性

① 考虑到上期人均产出对数可能存在内生性,本文在工具变量估计中同时用其滞后项、差分项作为工具变量,相应的结果与表5~表7中第四列比较接近。

进一步提高。第三,在所有模型①中第四列,除工资溢价外,其他变量当期项系数都为正,而相应滞后项系数都为负。此外,人均物质资本当期及滞后项系数均显著,这表明物质资本在促进人均收入增长方面具有巨大作用。这些结果都同理论预测一致。

表 5 不考虑公共部门工资溢价的回归结果:被解释变量为 g_t

模型	①回归方程(10)式:基本变量				②回归方程(10)式:加入控制变量			
	OLS	FE	RE	IV	OLS	FE	RE	IV
g_t	0.346*** (15.758)	0.277*** (9.687)	0.304*** (12.031)	0.274*** (9.671)	0.354*** (14.752)	0.284*** (9.578)	0.306*** (11.544)	0.278*** (9.471)
Δsch	0.006 (1.224)	0.007 (1.589)	0.007 (1.521)	0.017** (2.239)	0.006 (1.185)	0.006 (1.415)	0.006 (1.469)	0.017** (2.331)
$patent$					0.002** (1.975)	0.004 (1.213)	0.002 (1.416)	0.003 (0.935)
$pteacher$					-0.008 (-1.396)	-0.003 (-0.235)	-0.006 (-0.679)	-0.001 (-0.134)
$rexp gdp$					-0.001 (-0.222)	-0.001 (-0.066)	-0.005 (-0.554)	-0.004 (-0.208)
_cons	0.074*** (16.931)	0.084*** (17.075)	0.066*** (12.939)		0.066*** (3.734)	0.022 (0.539)	0.047** (2.042)	
N	290	290	290	290	290	290	290	290
F	41.347	34.201		33.718	33.330	26.823		26.385
LM 值				85.6*** (0.000)				89.4*** (0.000)
Wald F 值				60.766 (19.930)				64.16 (19.930)
Sargan 值				0.816 (0.366)				1.21 (0.271)

注:(1)***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。(2)LM 值对应可识别检验中的 Anderson canon corr. LM 统计量,括号内为其 p 值;Wald F 值对应弱工具变量检验中的 Cragg-Donald Wald F 统计量,括号内为该检验在 10%显著性水平上的阈值;Sargan 值的括号内为其 p 值;其余括号内数字为相应的 t 统计量。(3)方程可识别检验的原假设为工具变量不可识别;弱工具变量检验的原假设为工具变量与内生变量弱相关;Sargan 检验的原假设为工具变量过度识别。(4)豪斯曼检验的 p 值为 0.87,表明随机效应更合适。(5)工具变量中用当年高等学校毕业生人数增加值以及受教育水平的滞后项、差分项等作为工具变量。下同。

为检验回归结果的稳健性,表 6 的模型②在模型①的基础上,加入其他一些现有研究文献中认为会影响经济增长率的变量。通过比较表 6 中①和②的回归结果可以发现,各变量的系数和显著性都几乎没有变化,这表明回归结果具有很强的稳健性。同时,新加入的三个变量系数符号也同前文使用的相关文献结论一致,且与表 5 中的结果相同。这表明技术进步、教育质量($pteacher$ 越大表示教育质量越低)和对外开放度都对经济增长有正效应。

表 6 考虑公共部门工资溢价的回归结果:被解释变量为 g_t

模型	①回归方程(11)式:基本变量				②回归方程(11)式:加入控制变量			
	OLS	FE	RE	IV	OLS	FE	RE	IV
$Llny$	0.017*** (5.057)	-0.019 (-0.825)	-0.016*** (-3.700)	-0.050 (-1.386)	0.015*** (3.689)	-0.058** (-2.197)	-0.011* (-1.899)	-0.064 (-1.642)
lnk	0.379*** (16.408)	0.312*** (8.438)	0.359*** (14.034)	0.283*** (7.990)	0.395*** (15.170)	0.319*** (9.009)	0.373*** (12.780)	0.291*** (8.318)
$Llnk$	-0.386*** (-16.209)	-0.293*** (-7.332)	-0.366*** (-13.707)	-0.261*** (-6.578)	-0.402*** (-14.932)	-0.277*** (-7.330)	-0.377*** (-12.413)	-0.262*** (-6.691)
$L\Delta w$	-0.048* (-1.779)	-0.071 (-1.638)	-0.050* (-1.653)	-0.123*** (-2.777)	-0.051 (-1.643)	-0.128*** (-2.866)	-0.064* (-1.856)	-0.142*** (-3.013)
sch	0.008* (1.656)	0.010* (1.890)	0.008* (1.727)	0.017** (2.464)	0.008* (1.765)	0.010** (2.034)	0.008* (1.841)	0.013** (1.999)
$Lsch$	-0.012** (-2.514)	-0.007 (-1.168)	-0.012*** (-2.600)	-0.003 (-0.553)	-0.013*** (-2.732)	-0.006 (-1.105)	-0.013*** (-2.853)	-0.003 (-0.526)
$patent$					0.001 (0.576)	0.007 (1.614)	0.001 (0.580)	0.009** (2.012)
$pteacher$					-0.01 (-1.478)	-0.008 (-0.579)	-0.006 (-0.728)	-0.010 (-0.549)
$rexpdpdp$					0.008 (1.074)	0.097*** (5.472)	0.016* (1.704)	0.043* (1.931)
_cons	0.016*** (1.098)	0.030*** (0.711)	0.019*** (1.119)		0.054** (1.098)	0.085* (0.711)	0.050* (1.119)	
调整 R^2	0.512***	0.293***		0.334	0.513	0.369		0.354
N	290	290	290	232	290	290	290	232
F	51.531	25.597		12.561	34.761	22.903		10.996
LM 值				193.796 (0.000)				194.316 (0.000)
Wald F 值				783.30 (10.830)				818.96 (10.830)
Sargan 值				7.637 (0.106)				4.954 (0.292)

此外,本文还采用另一种工资溢价的形式,即公共部门平均工资与非公共部门平均工资的差值($w d_2$)作为公共部门工资溢价的代理变量,回归结果显示在表 7 中。从表 7 中可以看出:第一,

豪斯曼检验仍然显示随机效应模型比固定效应模型更优。第二,各系数的估计值和表 6 相比变化不大。新加入的工资溢价变量系数基本显著(如前所述,在数据质量方面,第二种工资溢价变量的计算方法相对粗略,这可能是导致其系数显著性不如第一种形式的一个原因)。同时,教育变量系数在表 7 中①和②各自的第二列起均显示出较理想的显著性。因此,回归结果具有很好的稳健性。

表 7 考虑公共部门工资溢价并采用 wd_2 的回归结果:被解释变量为 g_t

模型 计量方法	①回归方程(11)式:基本变量				②回归方程(11)式:加入控制变量			
	OLS	FE	RE	IV	OLS	FE	RE	IV
$Llny$	0.016*** (4.915)	-0.021 (-0.944)	0.015*** (3.561)	-0.051 (-1.386)	0.015*** (3.690)	-0.060** (-2.274)	0.011* (1.935)	-0.065* (-1.657)
lnk	0.381*** (16.543)	0.318*** (8.733)	0.363*** (14.221)	0.296*** (8.408)	0.398*** (15.326)	0.328*** (9.352)	0.378*** (13.024)	0.306*** (8.805)
$Llnk$	-0.389*** (-16.334)	-0.298*** (-7.508)	-0.369*** (-13.868)	-0.271*** (-6.831)	-0.405*** (-15.095)	-0.286*** (-7.563)	-0.382*** (-12.655)	-0.275*** (-7.004)
sch	0.008 (1.628)	0.010* (1.881)	0.008* (1.700)	0.016** (2.364)	0.008* (1.739)	0.011** (2.085)	0.008* (1.819)	0.013** (1.964)
$Lsch$	-0.012** (-2.504)	-0.007 (-1.149)	-0.012** (-2.572)	-0.003 (-0.539)	-0.013*** (-2.706)	-0.006 (-1.071)	-0.013*** (-2.799)	-0.003 (-0.488)
$Lwd2$	-0.025 (-1.371)	-0.038 (-1.275)	-0.025 (-1.235)	-0.064** (-2.077)	-0.025 (-1.231)	-0.071** (-2.338)	-0.030 (-1.316)	-0.071** (-2.173)
$patent$					0.000 (0.405)	0.006 (1.372)	0.001 (0.348)	0.008* (1.725)
$pteacher$					-0.011 (-1.625)	-0.005 (-0.381)	-0.007 (-0.810)	-0.004 (-0.203)
$rexpdp$					0.007 (0.958)	0.096*** (5.370)	0.015 (1.591)	0.045** (2.010)
_cons	0.019 (1.361)	0.038 (0.895)	0.023 (1.395)		0.059** (2.286)	0.089* (1.873)	0.055** (2.004)	
调整 R^2	0.510	0.290		0.324	0.510	0.362		0.341
N	290	290	290	232	290	290	290	232
F	51.087	25.318		12.144	34.485	22.366		10.539
LM 值				193.838 (0.000)				194.455 (0.000)
Wald F 值				787.036 (10.830)				832.873 (10.830)
Sargan 值				7.302 (0.121)				5.512 (0.239)

四、我国人力资本对经济增长和产出的贡献

(一) 中国与其他国家教育产出回报率的比较

根据计量回归方程(11)式和其理论方程(8)式可知,表 6(或表 7)中人均受教育年限 sch 的回归系数 α_4 是生产函数(1)式中产出对人力资本的弹性 β_2 。根据定义人均人力资本 $h = \exp\{sch\}$,

$$\alpha_4 = \beta_2 = (dy/y)/(dh^p/h^p) = (dy/y)/dsch \quad (12)$$

所以, α_4 表示人均受教育年限 sch 每增加 1 年所提高的人均产出百分比。

根据 α_4 的经济学含义,表 6 中的回归结果表明,我国生产部门中人均受教育年限每提高 1 年,人均产出会提高 0.8~1.7 个百分点。从表 1 中可以看出,现有文献中估计的其他国家教育回报率大约为:生产部门中人均受教育年限每增加 1 年,人均 GDP 增长率平均提高 0.7~1.4 个百分点。所以,如果剔除进入公共部门的人力资本而只考虑私人生产部门的人力资本对经济增长的贡献,那么同 20 世纪下半叶 OECD 国家以及世界平均程度上教育对经济增长的贡献(见表 1)相比,我国教育对经济增长的贡献并不算低。

(二) 我国各省(市)教育对产出边际贡献的比较

运用以上回归结果和相关数据,可以通过估算我国各省市的教育产出弹性(即人均受教育年限每增加 1% 所增加的人均产出百分比)和教育边际产出效应(即人均受教育年限每增加 1 年所增加的人均产出水平)来比较不同地区教育回报率的差异。为了估算各省市教育的边际产出,需对各省市教育产出效应的差异性做出假设。有两种可能情况:

第一种是假设我国各省市的人力资本产出弹性 β_2 都相同。即

$$(dy/y)/dsch = \beta_2 = (dy_i/y_i)/dsch_i \quad (13)$$

其中,下脚标 i 表示第 i 个省份。根据这一假设,可得到各省市的教育产出弹性为

$$(dy_i/y_i)/(dsch_i/sch_i) = [(dy_i/y_i)/dsch_i] \times sch_i = \beta_2 \times sch_i \quad (14)$$

则各地区的教育边际产出为

$$dy_i/dsch_i = [(dy_i/y_i)/dsch_i] \times y_i = \beta_2 y_i \quad (15)$$

根据这一公式可计算出各省市的教育边际产出效应。

第二种可能的情况是直接假设各省市具有相同的教育产出弹性,即

$$(dy_i/y_i)/(dsch_i/sch_i) = (dy/y)(dsch/sch) = \beta_2 sch \quad (16)$$

由此,各省市的教育产出边际效应为

$$dy_i/dsch_i = \beta_2 sch \times (y_i/sch_i) \quad (17)$$

根据这一公式,也可计算出各省市的教育边际产出效应。

当然,不管哪种假设,估算都需要利用计量回归中关于 β_2 (即 α_4) 的估计值。以下估算采用表 6 和表 7 中最后一栏运用工具变量法估计所得到的估计值,即 $\beta_2 = 0.013$ 。根据(14)式所估算的各省市教育年限产出弹性显示在图 3 中。由(14)式可知,各省市教育产出弹性的差异主要在于不同地区受教育年限不同。图 3 显示,由于我国各地区平均受教育年限差异不大,各省市教育产出弹

性差异也不大,基本都在 0.09~0.14 之间。其中受教育水平较高的北京、上海、天津等地区教育产出弹性基本在 0.13~0.14 之间,在教育相对落后的甘肃、贵州、青海和云南等西部地区教育产出弹性都在 0.09 左右,其他多数省市教育产出弹性都在 0.10~0.11 之间。

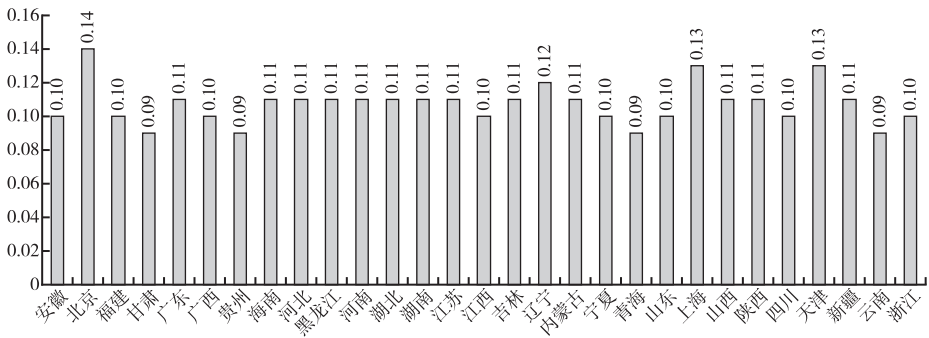


图 3 2000—2010 年各地区教育产出弹性的估算结果 (sch 的系数取 0.013)

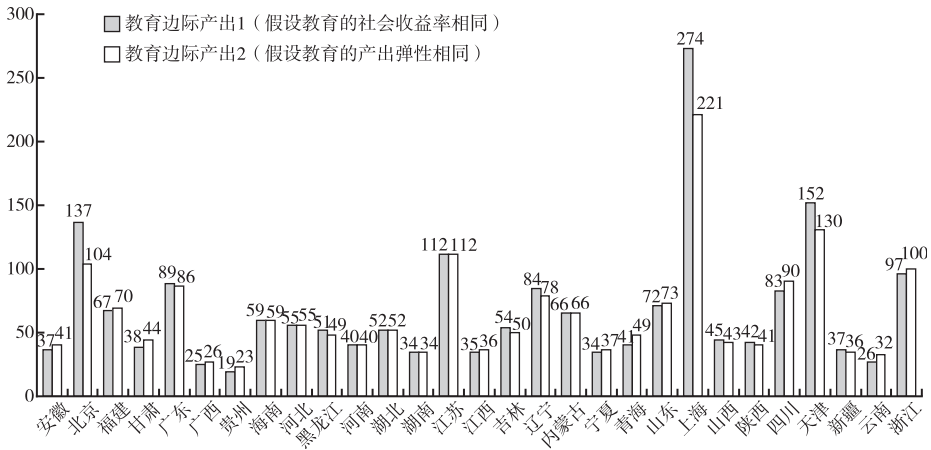


图 4 2000—2010 年各地区人均教育边际产出估算结果 (sch 的系数取 0.013)

图 4 则显示了利用(15)式和(17)式所估算的各省市的教育边际产出。图 4 表明:首先,两种假设条件下不同省市教育边际产出的估算值都比较接近。^① 一般来说,越发达的地区不同假设下教育边际产出估计值的绝对差距越大,且都是第一种假设(相同人力资本产出弹性)下的估计值高于第二种假设(相同教育年限产出弹性);越落后的地区不同假设下教育边际产出估计值的绝对差距越小,且都是第二种假设下的估计值高于第一种假设。例如,北京、上海和天津这三地区两种估计值的绝对数值分别相差 32、53 和 22,差值率分别为 23%、19%和 14%;云南、贵州和广西这三地区两种估计值的绝对数值分别相差 6、4 和 1,差值率分别为 19%、17%和 3%。其次,图 4 还表明,无论是运用哪种假设估计,尽管各省市教育边际产出的数值略有不同,但教育边际产出的相对大小基本一样。例如,教育边际产出最高的省市都是上海(221 元/年或 74 元/年),最低的都是贵州(19

^① 事实上,对两种估算结果进行总体均值差异检验的结果显示,两者均值并没有显著差异。可以初步认定,采用这两种方法得到的人均产出有一定的可靠性。

元/年或 23 元/年),有 1/2 以上省份的教育产出都是 40~70 元。这也表明本文估算结果的稳健性。再次,尽管我国各省市教育的产出弹性差别不大,但教育的边际产出差异巨大。教育边际产出最高的省市其边际产出超过 100 元,而最低的省市大约只有 30 元。我国各地区教育边际产出出现如此大的差距可能有两方面的原因:第一,这可能是由于我国各地区之间仍然没有形成统一的劳动力市场,这使得各地区虽然不同教育年限的回报率差距巨大,但高教育年限的人才无法通畅地流向高边际产出的地区。第二,也可能是因为虽然各地区教育的边际产出差异很大,但由于各地区公共部门吸引了很多高教育水平的人力资本,而各省市公共部门的工资差异不大,且同教育的边际产出关系不大,这使得虽然不同地区教育的边际报酬差异很大,但高教育水平的人力资本在各地区之间的流动很小,因而不足以缩小各地区教育的边际产出水平。具体现实经济中到底是哪种原因,还需要进一步研究。

五、结论与展望

本文认为,由于人力资本在私人部门和公共部门间的生产能力存在着差异性,人力资本在两个部门之间的配置结构对于整个经济中人力资本的生产能力有着重要影响。在考察教育水平提高对产出和经济增长的贡献时,尽管教育数量和质量层面的因素非常重要,但人力资本在不同部门间的配置结构也许在估计教育的经济贡献时更为重要。特别是,对我国这样一个由劳动力市场分割所导致的公共部门工资长期高于私人部门,高学历人才都热衷于进入政府公共部门的经济体来说,如果不加区分地同等对待公私部门的人力资本,从而把整个社会的人力资本都看作是具有同样生产能力的人力资本,就可能极大地低估生产领域人力资本对经济的贡献。因此,在估计教育对经济的贡献时,应该区别地对待公共部门和私人生产部门的人力资本,考虑人力资本在公私部门间的配置结构对估计的影响作用。另外,本文认为,虽然人力资本在公私部门间的配置结构(即公共部门人力资本的占比)可能会受到诸多因素的影响,但公共部门工资溢价可能是一个非常关键的因素。考虑到数据的可获得性,本文用公共部门工资溢价作为影响人力资本在公私部门间配置结构的代理变量,并假设公共部门工资溢价会降低私人生产领域的人力资本占比,从而降低了教育对经济增长的促进作用。由此,本文把公共部门工资溢价作为影响私人部门人力资本占比的代理变量,来剔除公私部门间人力资本配置结构的变化对教育社会经济效应的影响,并运用 2000—2010 年中国跨省面板数据来估计我国教育水平提高对经济增长和社会产出的实际贡献。本文研究发现,如果通过工资溢价这一代理变量剔除人力资本配置结构的影响,那么,我国教育水平的提升对经济增长和社会总产出都具有显著的正向效应。具体来说,本研究发现,我国生产部门中人均受教育年限每提高 1 年,人均产出会提高 0.8~1.7 个百分点。这同引言部分相关文献中估计的其他国家教育回报率——生产部门中的人均受教育年限每增加 1 年,人均 GDP 增长率平均提高在 0.7~1.4 个百分点之间——相比差距不大。因此,本文分析认为,我国生产领域的人力资本对经济增长和产出的贡献同其他国家教育的回报率相差不大。

此外,基于计量回归的估计结果,本文还估算了我国不同地区的教育产出弹性和教育的边际产出效益。本文估算结果表明,尽管我国不同地区的教育产出弹性差别不大,但地区间教育边际产出差异巨大。各地区间教育边际产出的差异可能同地区间劳动力市场分割有关,因为它使得高人力资本的人才无法通畅地流向高教育边际产出的地区;同时,也有可能与各地区公共部门的存在有关。因为公共部门吸引了很多高教育水平的人力资本,而各地区公共部门的工资差异不

大,且公共部门的工资同本地区教育边际产出的关系不大,这使得虽然不同地区教育的边际报酬差异很大,但高教育水平的人力资本在各地区之间的流动很小,因而不足以缩小各地区教育的边际产出水平。

当然,本文也存在不足之处,这主要表现在以下几个方面。第一,本文认为,公共部门人力资本的产出能力小于生产领域私人部门的人力资本。因此,应该区别对待公私部门人力资本对产出和经济增长的效应。但是,由于数据的不可获得性,本文并没有真正运用我国公共部门和私人部门的人力资本数据来估计我国教育对产出和经济增长的贡献,而是通过公共部门工资溢价作为公私部门人力资本配置结构的代理变量来剔除进入公共部门的人力资本的影响。从这个角度来看,本文并没有直接证明公私部门人力资本配置结构的变化是导致以往文献得出“我国教育对经济增长没有贡献”这一结论的主要原因,只是间接证明了公共部门工资溢价对估算我国教育水平提高对经济增长的贡献具有重要影响。第二,根据现有理论,本文假设进入公共部门的人力资本的贡献小于进入私人部门的人力资本。出现这一结果的原因一方面是进入公共部门非生产领域的人力资本会挤占生产领域的人力资本,另一方面是公共部门中的国有企业效率低于私人部门的企业。本文通过研究确实发现,公共部门的工资溢价对经济增长具有负作用,因而可以间接证明公共部门吸引过多的人力资本会阻碍教育对经济增长的效应。但是,本文并不能证明公共部门人力资本的具体效率如何,因而没有研究清楚公共部门人力资本的生产力小于私人部门人力资本效率的具体原因是什么。对于以上两个问题,如果能获得公共部门人力资本或者受教育年限的相关数据,都可以进行进一步的分析。对这些问题的分析和解答,将是我们未来进一步研究的方向。

参考文献:

1. 陈剑、陆铭、金煜:《中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算》,《世界经济》2004年第12期。
2. 林毅夫、刘明兴:《中国的经济增长收敛与收入分配》,《世界经济》2003年第8期。
3. 刘小玄:《中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响》,《经济研究》2000年第2期。
4. 马拴友:《中国公共资本与私人部门经济增长的实证分析》,《经济科学》2000年第6期。
5. [美]戴维·罗默:《高级宏观经济学》,苏剑和罗涛译,商务印书馆1999年版。
6. 牟俊霖:《国有与非国有工业企业生产效率差异研究——基于2008年第二次经济普查数据》,《经济经纬》2012年第3期。
7. 钱晓焯、迟巍、黎波:《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》,《数量经济技术经济研究》2010年第4期。
8. 沈坤荣、耿强:《外国直接投资、技术外溢与内生经济增长》,《中国社会科学》2001年第1期。
9. 宋光辉:《不同文化程度人口对我国经济增长的贡献——我国经济增长与教育关系的一种实证分析(1981—2000年)》,《财经科学》2003年第1期。
10. 王弟海、龚六堂、李宏毅:《健康人力资本、健康投资和经济增长》,《管理世界》2008年第3期。
11. 王志刚、龚六堂、陈玉宇:《中国地区间生产效率与全要素生产率增长率分解:1978—2004》,《中国社会科学》2006年第2期。
12. 徐忠、张雪春、丁志杰、唐天:《公共财政与中国国民收入的高储蓄倾向》,《中国社会科学》2010年第6期。
13. 张海峰、姚先国、张俊森:《教育质量对地区劳动生产率的影响》,《经济研究》2010年第7期。
14. 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004年第10期。
15. 张义博:《公共部门与非公共部门收入差异的变迁》,《经济研究》2012年第4期。
16. Barro, R., *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, MIT Press Books, the MIT Press, Vol. 1, 1998.
17. Barro, R., & Lee, J., *Sources of Economic Growth. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 40,

1994, pp. 1—46.

18. Bassanini, A., & Scarpetta, S., The Driving Forces of Economic Growth: Panel Data Evidence for the OECD Countries. *OECD Economic Studies*, Vol. 2001, No. 2, 2001, pp. 9—56.

19. Baumol, W., Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990, pp. 893—921.

20. Becker, G., Investment in Human Capital: a Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, Vol. 70, No5, 1962, pp. 9—49.

21. Benhabib, J., & Spiegel, M., The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-Country Data. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34, No. 2, 1994, pp. 143—173.

22. Canton, E., B., Minne, A., Nieuwenhuis, B., Smid, & Steeg, M., Human Capital, R&D and Competition in Macroeconomic Analysis. ENEPRI, Working Paper, No. 38, 2005.

23. Krueger, A. B., & Lindahl, M., Education for Growth: Why and for Whom? *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, 2001, pp. 1101—1136.

24. Lucas, R., On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, No. 1, 1988, pp. 3—42.

25. Schultz, T., Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, Vol. 51, No. 1, 1961, pp. 1—17.

26. Schundeln, M., & Playforth, J., Private versus Social Returns to Human Capital: Education and Economic Growth in India. *European Economic Review*, Vol. 66, 2014, pp. 266—283.

27. Temple, J., The New Growth Evidence. *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 1, 1999, pp. 112—156.

28. Temple, J., Growth Effects of Education and Social Capital in OECD Countries. *Historical Social Research*, Vol. 27, No. 4 (102), 2002, pp. 5—46.

29. Topel, R., Labor Market and Economic Growth. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 1999, pp. 2943—2984.

On Contribution of Education to Economic Growth in China

WANG Dihai (Fudan University, 200433)

CHEN Lizi (Qinghua University, 100871)

ZHANG Yan (Fudan University, 200433)

Abstract: According to New Economic Growth Theory, human capital is an important factor in improving regional economic growth. Most of empirical studies, however, showed that increase of the average level of education in China does not significantly promote economic growth. This analysis points out that when a proportion of human capital that would otherwise flow to private sector to contribute directly to production, is absorbed by the public sector due to the attraction of its relatively high wage, the effect of education on economic growth would be significantly lowered. After considering the impact of wage premium of the public sector on the flow direction of the educational human capital, this article uses the panel data of 29 regions in China from 2000 to 2010 and the instrumental variables to reestimate the social returns to education, and make comparison between different regions and between China and other countries.

Keywords: Economic Growth, Public Sector, Wage Premium, Human Capital

JEL: I200, O150, O490

责任编辑:老牛