

人力资源开发与就业

人力资本对全要素生产率增长的外部性检验 ——基于我国省际动态面板模型

陈仲常¹, 谢 波²

(1. 重庆大学 人口资源环境经济与管理研究中心, 重庆 400044;

2. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044)

摘 要: 本文基于我国省际层面 1990 ~ 2009 年经验数据, 应用动态面板数据模型估计, 考察总量人力资本和异质型人力资本 (即具有初等教育、中等教育和高等教育水平的从业人员) 对我国全要素生产率增长的外部效应 (暂不考虑教育的非货币化收益)。结果表明: 总量人力资本存量即期对全要素生产率产生显著为负的外部性, 而滞后多期则呈现出正外部溢出效应; 不同类型人力资本的即期外部性也是显著为负, 不过, 初等教育对我国全要素生产率的提高作用始终不明显, 中等、高等教育在滞后第三期才具有显著的正外部性。

关键词: 广义距估计; 人力资本; 外部性; 全要素生产率

中图分类号: F240 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000 - 4149 (2013) 01 - 0068 - 08

Test on the Externality of Human Capital to the Total Factor Productivity Growth: Based on the Dynamic Panel Model from Provinces in China

CHEN Zhong-chang¹, XIE Bo²

(1. Center for Population, Resources, and Environment Research, Chongqing University, Chongqing 400044, China; 2. College of Economic and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract: By applying the dynamic panel data method, this paper investigates the externalities of aggregate and heterogeneous human capital on the China's total factor productivity growth (except for the non-currency return of education). The results show that the aggregate human capital stock has significant current negative externality and lag positive one. The heterogeneous human capital is also significant current negative, but primary education does not influence the TFP. Both the secondary and higher education are verified that only after three corresponding cycles have they significant positive ones.

收稿日期: 2012 - 01 - 02; 修订日期: 2012 - 04 - 24

作者简介: 陈仲常 (1949 -), 女, 重庆市人, 重庆大学人口资源环境经济与管理研究中心教授, 博士生导师。研究方向: 宏观经济分析、人口资源环境经济学。

Keywords: GMM; human capital; externality; total factor productivity

一、引言

在经济学界,最早对外部性^①进行分析可以追溯到马歇尔 (Marshall) 的研究,舒尔茨 (Shultz) 把这种思想开创性地应用到人力资本理论,罗默 (Romer) 基于人力资本外部性的思想,构建了内生经济增长理论模型,并认为,经济的持续增长来源于人力资本的外部性。最近,阿吉翁和赫维特 (Aghion 和 Howitt) 综合了人力资本对经济的作用机制,认为它体现在两个方面:知识技术创新的卢卡斯 (Lucas) 模式和技术吸收与扩散的尼尔森-菲尔普斯 (Nelson-Phelps) 模式^[1]。前者说明人力资本是知识技术的重要源泉。个人的知识技术创新能促进整个社会的生产效率,人力资本可以作为生产过程中的直接投入要素之一。同时,意味着人力资本对他人、社会存在外部的“溢出效应”。后者说明人力资本是知识技术的吸收与扩散的必要条件,人力资本存量越大,对技术的吸收与扩散也就越快。人力资本提高了其他生产要素的使用效率。此时,人力资本作为“技术进步”的中介要素,间接地推动社会产出的增长。显然,这意味着人力资本除了有个人的收益之外,也存在一定程度上的社会收益。

但是,要识别人力资本溢出效应,在实证上是比较困难的。从现有的经验文献研究来看,可以归纳成两种估计方法:一种是明瑟收入方程回归法。该方法基于微观基础,需要大量的调查问卷数据,以估计所属群体的人力资本对个体收入的影响,即人力资本的私人收益率^[2~4]。尽管其操作性较强,但是存在明显的局限性。齐寇尼和普尔瑞 (Ciccone 和 Peri) 认为,在人力资本需求曲线向下倾斜的条件下,即使边际社会收益与私人收益相等,明瑟方程也将得出正的外部效应^[5]。李祥云等认为,非充分竞争的劳动力市场导致工资很难度量教育的真实贡献,而明瑟方程没有考虑到这一点^[6];该方法还忽略了教育的消费性和外部性,无法将影响收入的众多因素中的教育这一因子分离出来。另一种方法是宏观生产函数回归法。该方法估计平均教育水平对国家或地区平均收入水平的影响,如果教育水平的系数 (即社会收益率) 显著高于私人收益率,则可以认为教育存在外部效应。但是,根据克鲁格和林达尔 (Krueger 和 Lindahl) 的研究,在宏观回归中人力资本测量误差问题是最棘手的难点^[7],从而造成很多不一致的经验研究结论,有的甚至与原始的理论预测相矛盾^②。姚先国也认为,两种方法由于建立的理论基础不一致,所以不能简单地通过算术运算得到外部性数值^[8]。

然而,大多数文献侧重于总量人力资本的外部性研究,或分别对两种模式的讨论说明其适用性,而很少对一国范围内的不同类型人力资本的外部性进行研究和比较。实际上,不同类型的人力资本对经济增长的作用显然会存在一定的区别,当事人只有了解了特点才能更加有效地配置资源。魏下海对此命题有所尝试^[9],但过于侧重地去解释空间计量模型这一实证方法中的空间溢出系数,而对基本的经济理论模型中技术外部溢出项的系数说明得不够充分,静态地说明某类型人力资本就是正或负的外部性也显然不妥。董亚娟在论证关于我国教育支出对生产率的溢出效应问题时,也存在类似问题^[10]。另外,本文在一国范围内对相关问题的研究,考虑到以下两个优点:一是一定程度上减轻参数的异质性问题,不像一些研究的样本既包括发达国家又包括发展中国家,这样做还在控制变量选择上,避免了对诸多无法观测的因素的设定。二是可以继续深入地研究以上两种模式在较大区域范围内出现结论矛盾的时候,考查其在局部的科学性,丰富和发展此领域的研究。

本文将沿用恩格尔布瑞特 (Engelbrecht) 的研究框架^[11],结合卢卡斯模式与尼尔森-菲尔普斯模式,形成一个混合模式,以验证异质型人力资本在中国 20 世纪 90 年代以来的溢出效应,重点收集初等教育、中等教育和高等教育的从业人员对我国经济的外部性影响。考虑到个体微观数据相对缺

① 实际上就是指人力资本的溢出效应。

② 比如本哈比和斯皮格尔 (Benhabib 和 Spiege) 1994 年实证检验 Nelson-Phelps 模式时,技术扩散变量的系数在 1/3 样本的最穷国家里表现为正显著,而在中等发达国家和发达国家里则不成立,这明显与 Nelson 和 Phelps 1966 年的研究的理论预测相矛盾。

乏，且存在外部效应不可观察性，至多只能从总量水平上测量到，所以本文也同样使用了宏观回归的方法。

二、理论模型

恩格尔布瑞特通过结合以上两种模式，构建出一个简单的模型论证了人力资本是如何通过外部性来促进经济增长的，由于人力资本既可以作为生产投入要素直接促进经济增长，又可以通过外部效应促进经济增长，因此，生产函数如下：

$$Y = A(H, t) F(K, L, H) \quad (1)$$

式 (1) 中， Y 、 K 、 L 、 H 分别表示总产出、物质资本存量、劳动力投入、人力资本投入。我们可以看出人力资本可以从两个方面促进产出：一是直接的投入要素，主要体现在式 (1) 中的 $F(K, L, H)$ 项；另一种是规模效应，也就是文中所说的溢出效应，体现在式 (1) 中的 $A(H, t)$ 项，它是一个标准的希克斯 (Hicks) 中性技术进步函数，使整个生产函数能够外生地移动，表现出来为规模报酬递增、不变或递减。按照尼尔森 - 菲尔普斯模式，式 (1) 可以写成如下形式：

$$Y = A_0 \exp\left(c + gH + mH \frac{y_{\max} - y}{y}\right) F(K, L, H) \quad (2)$$

式 (2) 中， A_0 表示初始的生产效率； c 表示外生的技术进步； g 表示该地区技术进步中的人力资本投入产出系数，故 gH 被用来表达“技术创新”的含义； y 、 $y_{\max}$ 分别表示该地区的人均收入和技术总量最大地区的人均收入； m 表示技术领头地区对该地区的外部效应，同样， $mH \frac{y_{\max} - y}{y}$ 被用来表达技术扩散或技术追赶的含义。式 (2) 中，系数 m 是本文最为关注的，它反映了人力资本的外部溢出效应，我们无法在实际经济活动中直接观测到，但是，有关希克斯中性技术进步函数 $A(H, t)$ 可以通过计算全要素生产率 (TFP) 或索洛剩余来获得。于是，由 $TFP = Y/F(K, L, H)$ 代入式 (2) 并取对数得到以下的待估计基本方程式 (3)。另外，考虑到全要素生产率的调整过程较为缓慢，而且当前的全要素生产率会依赖过去的水平，为了防止基本计量模型的设定偏误，我们通过引入被解释变量的滞后项将其扩展为一个动态模型。其好处还在于，动态面板模型的估计方法可以消除一些解释变量的内生性偏误，从而获得这些解释变量系数的一致性估计。具体的目标估计方程如下：

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha + \beta \ln TFP_{i,t-1} + gH_{i,t} + mH_{i,t} \frac{y_{\max} - y_{i,t}}{y_{i,t}} + \phi Z_{i,t} + f_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式 (3) 右边中， α 、 f_i 、 $\varepsilon_{i,t}$ 分别表示常数项、地区固定效应和随机误差项； $Z_{i,t}$ 为一些常用的控制变量的向量，一般包括开放程度、金融深化和所有制结构等。其他变量的含义与式 (2) 相同。

三、全要素生产率的测算及变量说明

1. 全要素生产率测算方法的选择

全要素生产率测算的方法有很多种，比如增长会计法、经济计量法等，最为常用的是通过索洛模型来测算，但是其存在明显的缺陷。因此，本文沿用科尼罗 (Klenow) 提出的修正索洛余值法，即采用资本产出比而不是资本劳动比作为投入要素的衡量指标。赫尔和琼斯 (Hall 和 Jones) 在假设技术进步为哈罗德 (Harrod) 中性技术进步的前提下，将索洛模型^①修正为：

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i L_i)^{1-\alpha} \quad (4)$$

式 (4) 中， Y_i 是 i 地区的总产出； K_i 是 i 地区的物质资本存量； L_i 是 i 地区的增强型人力资本，即 L 等于人力资本存量 h 乘以劳动力数量 l ； A_i 是技术进步，即全要素生产率； α 为资本产出弹性，模型

① 标准的索洛模型为： $Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^{1-\alpha}$ 。

假设规模报酬不变，所以增强型人力资本产出弹性为 $1 - \alpha$ 。式 (4) 代入 $L_i = h_i l_i$ ，即得：

$$y_i = A_i (K_i/Y_i)^{\alpha/(1-\alpha)} h_i \tag{5}$$

式 (5) 中， y_i 为人均产出，其他变量同式 (4)，式 (5) 即为修正索洛模型，本文将利用其进行 TFP 测算。对于资本弹性系数的设定，本文根据已有的研究设定为 0.4^[12~13]。

2. 变量与数据说明

本文的经验检验时间段为 1990 ~ 2009 年，因西藏数据变异性比较大，重庆数据合并入四川省故涵盖中国 29 个省份。数据来源于历年各省区的统计年鉴、《中国统计年鉴》、《中国经济普查年鉴》、《劳动统计年鉴》、五次人口普查资料和中经网数据库等。下面就本文的主要变量的选取和计算做进一步的介绍。

具体而言，总产出 Y 使用各地区 GDP 来衡量；物资资本 K 使用固定资产价格指数来调整单豪杰 2008 年对物质资本存量估算的数据（在原数据基础上延伸至 2009 年）^[14]，这一数据的优点是利用了年度修正和经济普查的最新资料，包含的信息比较丰富和全面；劳动力投入 L 使用各地区年末从业人员数来衡量；人力资本投入 H 使用总体平均教育年限来计量，对从业人员中各层次教育程度权重分别取文盲为 2，小学为 6，初中为 9，高中为 12，大专及以上学历为 16；异质型人力资本 $H_i (i = 1\ 2\ 3)$ 使用从业人员中的初等（文盲、小学）、中等（初中、高中）、高等教育（大专及以上学历）人口比重来衡量；所有制结构指标一般采用国有及国有控股企业工业总产值占该地区当年工业总产值的比例来度量；对外开放程度指标使用各省区按经营单位所在地分货物进出口总额（通过当年平均汇率换算）占全国当年 GDP 的比重度量；金融深化指标采用人民币金融机构存贷款占全国 GDP 的比重来度量，周立的研究也认为，如果不计流通中的现金影响，全部金融机构存贷款相关指标对金融发展规模的代表性在 95% 以上^[15]。表 1 给出变量的描述性统计。

表 1 变量的描述统计

变量	观测值	单位	均值	标准差	最小值	最大值
国内生产总值 (gdp)	580	亿元	4416.66	5606.46	64.84	39482.56
物质资本存量 (K)	580	亿元	8304.22	10851.35	122.13	73241.45
人力资本存量 (L)	580	万人	2216.76	1557.53	206.30	6823.70
TFP 增长率 (lnTFP)	551	%	3.50	4.64	-5.72	14.02
平均受教育年限 (H)	580	年	8.08	1.19	5.45	11.93
初等教育 (illpri)	580	%	42.47	15.38	6.60	78.50
中等教育 (jussen)	580	%	51.67	11.93	20.60	73.00
高等教育 (col)	580	%	5.86	5.26	0.80	35.90
对外开放 (ope)	580	%	1.49	3.05	0.01	19.29
金融深化 (fin)	580	%	7.24	6.11	0.56	33.56
所有制结构 (gov)	580	%	57.01	20.25	10.84	89.88
人口自然增长率 (b)	580	‰	7.53	4.36	-3.20	18.80

四、实证检验及分析

1. 估计方法说明

在本文的面板数据模型中，被解释变量的滞后项是解释变量之一，差分方程中存在内生性问题，而动态面板数据模型估计方法是解决内生性问题的较好选择，其基本思路是对当期方程和滞后一期方程进行差分，然后用工具变量解决内生性问题。早期使用的是一阶差分距估计（Arellano 和 Bond）方法^[16]，但是布伦德和邦（Blundell 和 Bond）进一步发现，一阶差分距估计估计量容易受到弱工具变量的影响而产生有限样本误差（finite sample bias），于是提出了系统距估计，结合了差分方程和水平方程对方程进行估计，提高了动态面板数据模型的估计效率。其基本形式为：

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{it-j} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

式 (6) 中, X 表示严格外生变量, Z 表示先决变量, η_i 为个体效应, ε_{it} 为随机效应。

需要注意的是, 如果面板数据变量是非平稳的, 且存在同阶单整过程, 目标方程的估计结果可能会反映一种长期的协整关系, 此时, 面板协整模型将会更加合适。因此, 需要通过检验去选择最佳的计量方法模型。鉴于本样本数据的考察时截面个数大于时间跨期长度, 所以选择李威, 宁和褚 (Levin, Lin 和 Chu) 面板数据单位根检验^[17], 结果显示, 全要素生产率在 5% 置信水平下拒绝了含有单位根的原假设, 是平稳序列, 而解释变量 H 和 $H \frac{y_{\max} - y}{y}$ 非同阶单位根, 所以, 从样本数据的特征看, 就不符合使用面板协整模型的条件。

2. 动态面板估计结果和分析

综上所述, 本文构建了具体的待估计目标方程, 如下所示:

$$\ln TFP_{it} = \alpha + \beta \ln TFP_{it-1} + gH_{it} + m_1 H'_{it} + m_2 H'_{it-1} + L + m_3 H'_{it-n} + \phi_1 ope_{it} + \phi_2 gov_{it} + \phi_3 fin_{it} + \phi_4 b_{it} + f_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $H'_{it} = H_{it} \times \frac{y_{\max} - y_{it}}{y_{it}}$, $n = 1, 2, \dots, 19$, 其他变量含义同前述。广义系统距估计的估计量一

致性是基于大样本性质, 较小样本容量或工具变量较弱时, 容易产生很大的偏倚。邦 (Bond) 指出了一个简单并被学界广泛使用的检验方法, 即将系统估计值分别与固定效应估计值及混合最小二乘法 (OLS) 估计值比较, 由于混合最小二乘法估计通常高估滞后项的系数, 固定效应一般会低估滞后项的系数, 因此, 如果系统距估计估计的值介于二者之间, 则系统距估计的估计可靠有效。对动态面板模型进行混合最小二乘法和固定效应模型估计, 得到的混合最小二乘法估计值为 0.921, 固定效应模型的估计值为 0.908, 而系统距估计估计值为 0.910, 它确实处于其他两个估计值之间。同时, 我们也列出了一阶差分距估计的估计结果, 明显被上述表明有效性的方法所排除, 这说明我们的系统距估计的估计结果并没有因为样本量和工具的选择而产生大的偏倚。本文使用了 Stata 软件的动态面板回归命令 xtabond2^①, 具体的回归结果见表 2。

至此, 我们仅关注表 2 系统距估计模型的估计结果。该估计结果通过了阿诺 - 邦 (Arellano-Bond) 二阶序列相关检验和汉森 (Hansen) 工具变量过度识别检验, 大致上也可以认为在 0.1% 置信水平上通过了萨耿 (Sargan) 过度识别检验, 但较为勉强, 总体上来说, 我们认为系统距估计相对于其他模型, 有着较优的有效估计。具体来看, 平均教育年限水平每上升 1 年将使全要素生产率增加 1.2%, 这一显著正系数可以作为支持卢卡斯模型关于人力资本存量直接作用于经济增长理论的证据。此外, 它也可以被解释为教育回报率, 符号为正, 表明对 TFP 呈逐年增长的趋势, 与其他诸多国内学者的研究结果基本一致。关于控制变量的估计结果, 也都具有显著的预期符号。经济开放程度加大, 贸易往来活跃, 利于引进新的技术, 推动全要素生产的增长; 金融深化的系数为负, 是由于我国金融市场还不够完善, 其对全要素增长的效率低于股票市场, 呈现出负面影响; 所有制结构在本文模型中表现出没有明显的作用, 证实了此变量对全要素生产率的影响来说不是主要原因; 人口增长不利于经济的发展和全要素生产率的提高。

本文重点估计式 (7) 中的系数 m 时, 考虑了其滞后项并通过比较得到最佳滞后期数为 $n = 2$ 。即期人力资本外部性是显著为负, 系数的绝对值甚至大于总量人力资本存量 (本文亦指平均教育年限) 对全要素生产率的影响, 而后的滞后期人力资本外部性系数才显著为正, 但随着时间的推移而逐渐减弱, 当我们对式 (7) 选取滞后三期 ($n = 3$) 的时候, 系数为正但已经不显著。对此, 本文的结论可以验证卢卡斯的观点^[18], 并对其进行延伸。卢卡斯认为在实际经济活动过程

① 具体详见: Roodman, D. How to Do Xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata [R]. Working Paper 103, Center for Global Development, Washington, 2006.

表2 估计回归结果（被解释变量：全要素生产率 $\ln TFP$ ）

变量	混合 OLS 模型	固定效应模型	一阶差分 GMM	系统 GMM
$\ln TFP$ 滞后项	0.921 *** (123.07)	0.908 *** (71.75)	0.889 *** (76.15)	0.910 *** (118.74)
平均教育年限 (H)	0.009 ** (2.50)	0.029 ** (2.56)	0.044 ** (2.87)	0.012 ** (2.36)
即期教育外部 性系数 (H_0)	-0.012 *** (-7.37)	-0.013 *** (-7.86)	-0.010 *** (-5.06)	-0.012 *** (-6.60)
滞后一期教育外 部性系数 (H_{-1})	0.008 *** (3.45)	0.008 *** (3.65)	0.006 *** (3.46)	0.007 *** (4.49)
滞后二期教育外 部性系数 (H_{-2})	0.003 ** (2.47)	0.003 ** (2.19)	0.002 ** (2.71)	0.003 ** (3.22)
开放度 (ope)	0.005 ** (3.11)	0.016 *** (3.98)	0.047 ** (2.32)	0.005 *** (3.80)
金融深化 (fin)	-0.004 *** (-3.56)	-0.008 *** (-4.05)	-0.018 *** (-3.44)	-0.004 *** (-3.37)
所有制结构 (gov)	0.487 (1.00)	-0.570 (-0.44)	-4.718 * (-1.86)	0.225 (0.43)
人口自然增 长率 (b)	-0.003 ** (-1.99)	0.001 (0.18)	0.006 * (1.94)	-0.003 * (-1.89)
常数项	0.675 *** (12.96)	0.645 *** (7.28)	- (17.55)	0.743 ***
观测值	522	522	493	522
F 值或 Wald 值	5311.6	3235.4	20638.7	61306.7
Sargan 检验	-	-	0.000	0.002
Hansen 检验	-	-	1.000	1.000
AR1 检验	-	-	0.00	0.00
AR2 检验	-	-	0.033	0.266

注：1. 括号内的数值为标准差；2. *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。

中，物质资本和人力资本之间往往存在一定的互补关系，资本和技术倾向于流向人力资本水平较高的地区，因为后者对资本和技术具有较强的吸收能力。就本文验证结果 $m = -0.012$ 而言，当本省全要素生产率提高时，本省就会对外省的经济资源（或可流动的生产要素）形成较强的集聚力，本省的全要素生产率当期的短暂提高对外省的经济增长产生了负面影响，即表现为即期的负外部性，该结论与赖金克（Olejnik）^[19]、魏下海^[20]等学者的研究结论相似。加上一定程度的“马太效应”，使得这个负面影响还可能超过总量人力资本对 TFP 的正面影响。考虑到时间，滞后的第一个周期里，生产要素的流动重返理性，并能对外省 TFP 形成最有力的促进作用，而后逐渐地减弱，呈现出滞后多期的正外部性。

就异质性人力资本而言，即期的负外部性也再次被验证（见表 3），只是滞后期教育外部性表现出一定的差异。初等教育对外省 TFP 的正外部性只在滞后二期才显示，可能是由于我国目前的就业仍以初等教育人员为主，人均教育年限低下，在人力资本外部性影响因素中，影响不明显。中高等教育对外省 TFP 外部性作用类似，在滞后二期（ $n = 2$ 时）时间内，仍然为负溢出效应，但在滞后三期（ $n = 3$ 时）以后均显示显著为正。可能原因在于，一方面，中高等教育反映的是潜在的人力资本资源；另一方面，较高的教育年限表示人力资本对知识技术的吸收、消化和运用的能力较强，从而对 TFP 影响较大。但是在异质性人力资本估计表 3 中相比总量人力资本表 2 估计中，教育的正外部性显现的滞后期数延后，这可能是由于人力资本测量问题形成的，总量人力资本存量指标用平均教育年限来衡量，一定程度上包含了劳动力的“执行能力”，而表 3 中使用了纯粹的从业人员受教育比例来进行估计，故造成了时间上的差异，但所表达的含义是一致的。

表3 异质型人力资本回归结果（被解释变量：全要素生产率 lnTFP）

变量	初等教育	中等教育	高等教育
lnTFP 滞后项	0.922 *** (157.04)	0.917 *** (121.93)	0.916 *** (133.22)
平均教育年限 (H)	0.158 *** (4.3)	-0.029 (-0.61)	0.244 ** (2.57)
即期教育外部性系数 (H')	-0.110 *** (-5.20)	-0.017 *** (-5.07)	-0.105 *** (-3.53)
滞后一期教育外部性系数 (H'_{-1})	0.014 (0.6)	0.001 (0.34)	-0.089 ** (-3.06)
滞后二期教育外部性系数 (H'_{-2})	0.034 * (1.89)	-0.017 *** (-4.98)	0.032 (1.09)
滞后三期教育外部性系数 (H'_{-3})	0.019 (1.51)	0.027 *** (7.47)	0.133 *** (7.91)
开放度 (ope)	0.511 ** (2.70)	0.375 (1.61)	0.587 ** (2.79)
金融深化 (fin)	-0.295 ** (-2.06)	-0.391 ** (-2.96)	-0.445 ** (-2.95)
所有制结构 (gov)	0.0260 (0.06)	-0.235 (-0.64)	-0.616 (-1.16)
人口自然增长率 (b)	-0.229 (-1.52)	-0.352 ** (-2.99)	-0.483 *** (-4.67)
常数项	0.688 *** (12.67)	0.814 *** (15.81)	0.792 *** (14.84)
观测值	493	493	493
Wald 卡方值	58759.5	48320.8	53452.3
Sargan 检验	0.002	0.04	0.00
Hansen 检验	1.00	1.00	1.00
AR1 检验	0.00	0.00	0.00
AR2 检验	0.159	0.186	0.925

注：1. 括号内的数值为标准差；2. *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著。

五、结论及启示

沿着内生经济增长理论的卢卡斯人力资本外部性模型，人力资本的实证研究得到了广阔的发展，虽由于各种原因迄今仍未达成一致的结论，但是新的方法和新的视角不断地丰富相关领域。本文利用中国1990~2009年分省面板数据，基于恩格尔布瑞特的混合理论模型，通过动态面板数据的系统广义矩估计方法，估计了以教育来衡量人力资本的外部性，当考虑到时间滞后效应的时候，统一了部分学者对此冲突的观点。结果表明，总量人力资本对全要素生产率在即期具有负的溢出效应，但在滞后一期具有显著的最大的正外部性，并随时间推移逐渐减弱。就异质型人力资本来说，初等、中等和高等教育在即期同样存在负的外部性，但是，初等教育的时间滞后效应并不明显，对提高全要素生产率的增长作用微乎其微，而中高等教育存在一定的时间滞后效应，从滞后二期之后，对全要素生产率的影响才显现出显著的正外部性。据此，我们提出以下简要的政策建议。

第一，完善劳动力市场的激励机制。考虑到我国处于经济转型的关键时期，建立社会主义市场经济，首先要开始生产要素市场，尤其是劳动力市场的改革。劳动力市场的激励机制扭曲使得中高等人力资本成了“摆设”，劳动力供给与需求不平衡，接受过高等教育的劳动力人员配置效率低下，出现“大学生就业难”等现象，导致中高等教育在对全要素生产率形成促进作用时的长时间滞后效应。只有改革劳动力市场的回报制度，强化人力资本的产权特性，个人和社会才有动力去投入，从而提高整个经济社会的发展。

第二，继续加强教育的财政支出。要得到经济的长期不断增长，教育的政府投入至关重要，而我

国“财政性教育经费占 GDP 比重达到 4%”的战略目标还任重道远,有差别地对初、中、高等教育分别支出的方式显得十分重要。继续普及和巩固义务教育,减少初等教育人口的比重,而不是教育精英化,否则会造成教育的贫富差距。对于中等教育,应大力发展职业化教育,以满足产业结构升级和经济增长转变的人力资本需求。而高等教育应突出创新型人才培养,保证国家所需的高素质人力资本。

参考文献:

- [1] Aghion, P. and Howitt, P. Endogenous Growth Theory [M]. MA: MIT Press, Cambridge, 1998.
- [2] Moretti, E. Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-sectional Data [J]. Journal of Econometrics, 2004, 121.
- [3] 王海港, 李实, 刘京军. 城镇居民教育收益率的地区差异及其解释 [J]. 经济研究, 2007, (8).
- [4] 罗忠勇. 农民工教育投资的个人收益率研究 [J]. 教育与经济, 2010, (1).
- [5] Ciccone Antonio, Giovanni Peri. Identifying Human Capital Externalities: Theory with Applications [J]. Review of Economic Studies, 2006, 71.
- [6] 李祥云, 范丽萍. 西方教育收益率计算方法及其政策意义述评 [J]. 教育与经济, 2001, (4).
- [7] Krueger Alan B. and Mikael Lindahl. Education for Growth: Why and for Whom? [J]. Journal of Economic Literature, 2001, 39.
- [8] 姚先国, 张海峰. 教育、人力资本与地区经济差异 [J]. 经济研究, 2008, (5).
- [9] 魏下海. 人力资本、空间溢出与省际全要素生产率增长 [J]. 财经研究, 2010, (12).
- [10] 董亚娟, 孙敬水. 中国教育支出对生产率的影响及溢出效应 [J]. 山西财经大学学报, 2010, (9).
- [11] Hans - Jürgen Engelbrecht. Human Capital and Economic Growth: Cross-Section Evidence for OECD Countries [J]. The Economic Record, 2003, 79.
- [12] 彭国华. 我国地区全要素生产率与人力资本构成 [J]. 中国工业经济, 2007, (2).
- [13] 石风光, 李宗植. 要素投入、全要素生产率与地区经济差距——基于中国省区数据的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (12).
- [14] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952 ~ 2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (10).
- [15] 周立. 中国各地区金融发展与经济增长: 1978 - 2000 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2004.
- [16] Arellano Manuel and Stephen Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economic Studies, 1991, 58.
- [17] Andrew Levina, Chien-Fu Linb, and Chia-Shang James Chu. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties [J]. Journal of Econometrics, 2002, 208 (1).
- [18] Lucas, Robert E. Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries [J]. American Economic Review Papers and Proceeding, 1990, 80 (3).
- [19] Olejnick, A. Using the Spatial Auto-regressively Distributed Lag Model in Assessing the Regional Convergence of Per-capita Income in the EU25 [J]. Papers in Regional Science, 2008, (3).
- [20] 同 [9].

[责任编辑 方 志]