

【宏观经济分析】

# 挖掘增长新动能：分级人力资本 对我国经济增长的贡献评估

许永洪 黄泽霖 朱建平

**【摘要】**在经历了长时间经济的高速增长后,我国经济进入了向科技创新挖掘动能的新时期,科技创新并非人力资本的简单堆积,而是由高知识储备人才所推动,因此,本文的理论模型建立在知识具有外溢性的理论之上,放松了人力资本同质的假设并细化讨论人力资本对于经济增长的作用机制。实证研究利用个体固定效应模型、双向固定效应模型与混合效应模型分别测算中国东部地区、中部地区、西部地区两个级别人力资本的效率,并计算其相对效率。研究发现,初级教育主要以生产要素的形式参与生产并促进经济增长,高级教育主要以改变技术水平的方式促进经济增长;三大地区对初级人力资本的利用程度均高于高级人力资本,初级人力资本相对效率由东部、中部到西部递增;中西部地区的人力资本弹性为负值,各级人力资本在我国部分地区对产出的贡献并非全为正;社会背景与经济发展程度将明显影响经济体对于人力资本结构需求。

**【关键词】**人力资本分级;教育分级;技术创新效应;技术学习效应;经济增长

**【作者简介】**许永洪,厦门大学经济学院,厦门大学数据挖掘研究中心;黄泽霖,厦门大学经济学院;朱建平(通讯作者),厦门大学管理学院,厦门大学数据挖掘研究中心,E-mail: xmjzhu@xmu.edu.cn(福建 厦门 361005)。

**【原文出处】**《数理统计与管理》(京),2023.6.1087~1102

**【基金项目】**福建省科技厅创新战略研究项目(2021R004);国家社会科学基金重大项目(20&ZD137)。

## 0 引言

改革开放以来,伴随着经济开放程度的加深,我国得到了众多技术学习的机会,加之当时拥有大量未充分开发的劳动力要素与较少的物质资本要素,我国依靠物质资本投资、知识或技术的直接学习与引进,很好地利用了“人口红利”,在改革开放后的40多年我国经济实现了持续高速增长,年均名义GDP增长率超过10%,这无疑是世界经济发展史中的奇迹。但是,从国际环境看,2008年全球金融危机导致的国际需求长时间萎靡与需求方向的转变对我国外向型经济带来了持续冲击;并且,国际政治局势的诡变与逆全球化的一些行为使我国近年在技术上受到了支持受到了非常大的限制与遏制。从国内要素市场看,在2010年后我国的总体抚养比在持续几十年下降后转为上升趋势,伴

随着生育率的下降、人口结构的变动,我国的“人口红利”也逐渐消退;加之,在长期的以整体经济发展为先的思想下,国内经济发展地区间不平衡的现象也伴随着经济发展而逐渐体现。这些不利因素的共同作用使得我国经济的增速开始放缓,经济发展进入了需要调整经济结构、转换经济发展动能的关键时期。

经济增长理论认为,产出的增长不仅仅依靠劳动力、物质资本的投入的增加,还可以依靠于人力资本存量创造的广义技术进步,即全要素生产率的提升。实践中,人力资本的价值创造主要可以体现为知识的“力量”。知识不仅可以通过直接参与生产过程对产出提供贡献,还可以通过推动技术创新来提高生产率,进而推动产出水平提升;同时,人力资本、知识的积累也很有可能使落后的国家得以实

现追赶 (Mankiw 等, 1992)<sup>[1]</sup>。因此, 对于面临“人口红利”与物质资本投资收益衰减、面临“中等收入陷阱”威胁、面临地区发展不平衡不协调制约的我国经济而言, 加强对人力资本投资的重视不仅是经济空间分布、经济内在结构调整的必然要求, 也是提升自主创新能力、实现经济发展动能由旧转新的必然要求。因此, 本文将从人力资本出发, 以我国国内不同地区作为观察对象, 讨论人力资本对经济增长的不同影响与作用, 并从中得到一些对现实中人力资本的认识。

另外, 目前大多数的文献研究经济增长中的人力资本时, 往往为了研究方便而直接将实际不同质的人力资本视为同质的, 从而直接以“总量”的人力资本去考察其通过要素与技术水平对经济增长的所起的作用与 (朱芳芳, 2019<sup>[2]</sup>; 任韬和孙潇筱, 2021<sup>[3]</sup>; 许永洪等, 2020<sup>[4]</sup>)。这样的假设在实际中显然不够合理, 创新并非大量同质量常识堆积的必然成果, 创新更依赖于掌握前沿知识的高级知识分子的长期不懈努力 (刘智勇等, 2018<sup>[5]</sup>; 耿晔强和白力芳, 2019<sup>[6]</sup>)。本文参考传统三要素生产模型的思想 (Romer, 1990)<sup>[7]</sup>, 基于知识的外溢性, 将人力资本按照有无外溢性进行分级, 以分别考虑人力资本在经济增长中作为生产要素与作为技术推动力的两种影响方式。实证建模时时则以一定的教育年限为界, 以不同层级的教育来体现不同级人力资本, 从而评估不同人力资本在经济增长中的贡献, 以探索推动现阶段经济增长的新动能。

## 1 文献综述

人力资本对经济增长的作用是社会经济学的重要研究领域, 大量的研究产生的观点也各有不同。主流的观点认为, 人力资本对经济增长起正向的作用, 最早的人力资本理论, 正是尝试用人力资本去解释原有经济增长理论在实践中的“剩余项” (Williamson 和 Schultz, 1963<sup>[8]</sup>; Becker, 1964<sup>[9]</sup>)。Lucas (1988)<sup>[10]</sup> 构建了人力资本积累增长模型, 强调人力资本积累对于经济增长的贡献并认为人力资本积累速度是决定经济增长率的关键。Romer (1990)<sup>[7]</sup> 构建的模型与 Lucas (1988)<sup>[10]</sup> 相近, 但解释为经济体依靠人力资本存量来开发新知识, 进而影响全要素生产率并促进经济增长。对于中国的经济增长, 也有很多学者利用国内的数据从各种角

度验证了人力资本投资对中国经济增长的明显的正向效应 (王志刚等, 2006<sup>[11]</sup>; 杨建芳, 2006<sup>[12]</sup>)。当然, 也有部分学者提出, 人力资本对经济增长作用的方向会受到人力资本结构、经济发展阶段等经济体背景的影响。例如, 部分学者在研究中发现, 对于教育水平本身就已经较高的国家, “过度教育”反而对经济增长有抑制作用 (Krueger 等, 2001)<sup>[13]</sup>; 或者, 不适合的人力资本内部结构可能会通过影响服务业的发展而阻碍产业结构调整, 进而给经济增长带来不利影响。因此, 还有一部分的观点主张不应该对人力资本的经济效应予以绝对的判断, 不同层级的人力资本对于经济增长的贡献方式与贡献度可能是有所差异的, 政策上体现为应该依据实际的经济发展的需要调整人力资本投资与教育发展政策的方向。本文所做的工作, 正是希望能依靠建立一套考虑了人力资本类型的经济增长模型, 并代入我国近几十年的数据进行实证, 从而从某些角度上讨论上面观点于现实的合理性。

本文建模思路起源于 Williamson 和 Schultz (1963)<sup>[8]</sup>、Becker (1964)<sup>[9]</sup> 等学者的人力资本理论与 Lucas (1988)<sup>[10]</sup>、Romer (1990)<sup>[7]</sup>、Nelson 和 Phelps (1966)<sup>[14]</sup>、Benhabib 和 Spiegel (1994)<sup>[15]</sup> 等论述人力资本对经济增长贡献的经典著作。传统的经济增长模型中仅有劳动、资本两个投入要素将影响经济增长, 但这样的模型在解释二战之后各国的经济增长时会出现很大的剩余项。当时, 伴随着经济增长的, 还有各国科学技术与教育的大幅发展与进步。有学者注意到了这一点, 并尝试以教育去解释经济增长, 结果无论在宏观层面 (Williamson 和 Schultz, 1963)<sup>[8]</sup> 还是在微观层面 (Becker, 1964)<sup>[9]</sup> 都获得了不错的效果, 于是人力资本的概念应运而生, 人力资本理论开始形成。到 20 世纪八十年代后, 随着信息技术革命和网络社会的兴起, 知识信息的传输和扩散成本大幅降低, 劳动者通过教育获得的知识在生产领域中的作用愈发明显, 知识的创造与运用在越来越成为世界经济增长的重要来源。在这样的背景下, 为强调人力资本对经济增长的直接、显著的贡献, 有学者开始正式将人力资本作为与劳动、资本同等的生产要素纳入经济增长模型中 (Lucas, 1988)<sup>[10]</sup>。将人力资本作为新生产要素的想法也得到了后面大多数研究者的认同并沿用至

今。另外,也有学者深刻剖析了人力资本对经济增长的作用机制。人力资本促进经济增长可以明显地分为两种方式,即直接参与生产的“初级人力资本”和创造新生产方式、新种类产品的“高级人力资本”。这意味着在解释人力资本对经济增长的作用时,应当对不同种类、不同作用的人力资本进行分级对待(Romer,1990)<sup>[7]</sup>。前一种机制实际上正与“将人力资本作为新生产要素”是基本一致的;而后一种机制则逐渐演变为用另一种人力资本的变化去解释内生的技术水平增长。后续的研究中,学者们还对两种机制进行了细化,使其作用机制更明确,如技术差别程度决定了学习的速度(Nelson和Phelps,1966)<sup>[14]</sup>、人力资本存量对技术增长率有持续贡献(Benhabib和Spiegel,1994)<sup>[15]</sup>以及提出“技术创新”“技术学习效应”概念(黄燕萍等,2010)<sup>[16]</sup>等。黄燕萍等(2010)<sup>[16]</sup>的技术创新、技术学习效应较为符合我国改革开放后的发展实践,但是存在固定学习方向、技术学习具有空间限制等强假设,本文将参考这一分析框架建模,在此基础上采用我国省际面板数据研究不同层级的人力资本对经济增长的不同效应。

## 2 理论分析与模型

为了研究不同层级的教育对经济增长的影响,本文参考黄燕萍等(2010)<sup>[16]</sup>的建模框架,该分析框架体现了Lucas(1988)<sup>[10]</sup>、Romer(1990)<sup>[7]</sup>、Nelson和Phelps(1966)<sup>[14]</sup>、Benhabib和Spiegel(1994)<sup>[15]</sup>等论述人力资本对经济增长贡献的经典思想,基本模型从下面的方程组出发得到:

$$Y_{it} = A(H_{Ait})H_{Yit}^\alpha L_{it}^\beta K_{it}^\gamma, \quad (1)$$

$$\frac{\Delta A_{it}}{A_{it}} = dCre_{it} + dCatchup_{it}, \quad (2)$$

$$H_{it} = H_{Ait} + H_{Yit}, \quad (3)$$

$$dX_{it} = \log \frac{X_{i,t+1}}{X_{it}}, \quad (4)$$

其中:函数 $A$ 为技术水平,体现为全要素生产率,具有内生性; $Y$ 为总产出, $L$ 为劳动力, $K$ 为实物资本(存量), $H$ 为人力资本;下标 $t$ 代表时间,具体单位为年份,限定 $t \in N^+$ ;下标 $i$ 代表省份;人力资本 $H$ 的下标中, $A$ 表明人力资本的类型为高级人力资本, $Y$ 表明人力资本的类型为初级人力资本; $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 分别为初级人力资本、劳动力、实物资本(存量)三种

基本生产要素的产出弹性,且 $\alpha < 1$ 、 $\beta < 1$ 、 $\gamma < 1$ 、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ ,且考虑到可能存在“过度教育”(Krueger等,2001)<sup>[13]</sup>与其他要素过量时的出现负效应的情况,这里放松了 $\alpha > 0$ 、 $\beta > 0$ 、 $\gamma > 0$ 的设定; $Cre_{it}$ 、 $Catchup_{it}$ 分别表示技术创新效应、技术学习效应,两者均与高级人力资本有关。式(4)是对于算子的说明,该算子的过程大致是对相邻时间点进行对数差分,该式的目的主要是用于简化书写过程。

式(1)为总产出方程,该方程设定上基本类似于Romer(1990)<sup>[7]</sup>模型中生产部分的最终产出方程。其推导过程大致如下:首先,在Romer(1990)<sup>[7]</sup>的基本设定下——三部门经济模型包括垄断性生产的中间产品生产部门(产品为 $x(i)$ ,此处的 $i$ 对应不同的中间产品生产企业)、完全竞争的最终产品生产部门(产品为 $Y$ )与研发部门,使用其描述生产的部分系统( $\eta$ 为每一单位中间产品需要的资本量):

$$Y = H_Y^\alpha L_Y^\beta \int_0^A x(i)^{1-\alpha-\beta} di, \quad 0 < \alpha, \beta < 1, \quad (5)$$

$$K = \eta \sum_{i=0}^A x(i), \quad (6)$$

$$\max_{x(i), H_Y, L} \int_0^A (H_Y^\alpha L_Y^\beta x(i)^{1-\alpha-\beta} - p(i)x(i)) di - w_H H_Y - w_L L, \quad (7)$$

其中, $p(i)$ 为中间产品的成本。将目标函数式(7)关于 $x(i)$ 、 $H_Y$ 、 $L$ 分别求一阶导数,得到最终产品生产企业利润最大化时做出的选择的一阶条件:

$$p(i) = (1-\alpha-\beta)H_Y^\alpha L_Y^\beta X(i)^{1-\alpha-\beta}, \quad \forall i, \quad (8)$$

$$w_H = H_Y^{\alpha-1} L_Y^\beta \int_0^A x(i)^{1-\alpha-\beta} di, \quad (9)$$

$$w_L = H_Y^\alpha L_Y^{\beta-1} \int_0^A x(i)^{1-\alpha-\beta} di. \quad (10)$$

在Romer(1990)<sup>[7]</sup>的假定下,生产每一单位任何一种中间产品所需的资本量是相同的,因此由上述的条件可以得到,所有中间产品都对称地投入到最终产品部门。于是将式(6)、(8)-(10)代入式(5),整理得到:

$$Y = H_Y^\alpha L_Y^\beta A \left( \frac{K}{A\eta} \right)^{1-\alpha-\beta}.$$

在这里, $\eta$ 与本文的研究无关且为常数,因此可以对其进行调整,最终即为式(1)所体现的总产出方程。式(1)表明,一个省 $i$ 在 $t$ 年内的总产出,直接取决于技术水平(受高级人力资本影响)、初级人力资本、劳动力与实物资本(存量);而将技术水平写为高级人力资本 $H_{Ait}$ 的函数,一则体现技术水平

的内生性,二则结合了式(2)的具体解释和本文的中心思想。

式(2)为解释技术水平(也即全要素生产率)的增长率的分解方程。其中,式(2)右边第一项  $dCre$  对应全要素生产率的增长率中,由技术创新“增长”贡献的部分。一方面,研发部门可以仅依靠已有的、自有的知识来进行创新,使知识总储量增长,从而促进技术进步;另一方面,有学者指出,外商直接投资(后续部分简称为 FDI;公式部分设定变量名为 FDI)除了可以直接在技术上进行投资而直接增加一个经济体技术水平,也可以通过知识外溢的方式间接推动技术进步,且这部分的贡献是值得重视的(赖明勇等,2005)<sup>[17]</sup>。在设立为三部门生产模型的情况下,为简化模型并尽可能贴合实际情况,本文假定只有在研发部门利用其已有且自有的知识进行学习和创新,外商直接投资对技术水平的两种效应才是稳定的,以此获得的技术水平的提升才能长期且稳定地对经济增长产生影响,从而可将这两种效应统一为同一种作用方式,效应的强度取决于研发部门的知识储量。于是,对于技术创新效应增长对生产率增长率的贡献  $dCre$ ,可以用如下的方程进行解释:

$$dCre_{it} = g_1 dH_{A_{it}} + g_2 d(H_{A_{it}} \cdot FDI_{it}).$$

$g_1$ 、 $g_2$  分别为两类创新效应对总技术创新效应的弹性。上式表明,第  $t$  年技术创新效应对全要素生产率的增长率的贡献,可以被解释为第一类技术创新效应(也即由已有人力资本存量实现的创新效应)增长贡献的部分与该年第二类技术创新效应(也即依靠外商直接投资的知识实现的创新效应)增长贡献的部分的总和,同时第二类技术创新效应是由外商直接投资与高级人力资本存量两者交互产生。

式(2)右边第二项  $dCatchup$  对应直接技术学习对技术水平增长率的部分。首先,各省的直接技术学习主要来源有国内其他省份与国外两种,本文假定来源于国外的直接技术学习与向国内学习的部分相比是可以被忽略的;其次,受益于我国的行政管理特点与近二十年我国基础通信设施的迅速完善与提升,国内各省间的技术交流是足够开放且便利的。因此,可以认为各省均可在一年内获取到其他省的技术水平情况且可以动态地学习;同时,由

于我国较大的疆域范围与部分特殊的政策倾向,各省与其他省沟通交流的便利程度显然有所不同,从而一个省向其他不同省份进行技术学习时,其学习程度也将有所差异。于是,参考 Benhabib 和 Spiegel (1994)<sup>[15]</sup> 中对 Nelson 和 Phelps(1966)<sup>[14]</sup> 技术追赶效应的方程的描述并依照上述的说明进行修改,可以得到对  $dCatchup$  具体分解的方程(由于  $dCatchup$  本身是技术水平增长率中分解的一项,下述的分解方程中  $F_{it}$  也化解成了“比率”的形式):

$$dCatchup_{it} = g_3 d(H_{A_{it}} \sum_{m \neq i} \delta_{m,i} F_{it}(A_m)),$$

$$F_{it}(A_m) = \begin{cases} 0, & A_m \leq A_{it}, \\ \frac{A_m - A_{it}}{A_{it}}, & A_m > A_{it}, \end{cases} \quad (11)$$

其中, $g_3$  为待估参数, $\delta_{mi}$  对应省份  $i$  向省份  $m$  学习时的“学习程度”权重。另外,参考 Benhabib 和 Spiegel(1994)<sup>[15]</sup> 与黄燕萍等(2010)<sup>[16]</sup> 的建议,在模型中可以采用约等式  $\frac{y_{mt}}{y_{it}} \approx \frac{A_{mt}}{A_{it}}$  改写  $F_{it}(A_m)$  以简化分析,于是  $F_{it}(A_m)$  可改写为:

$$F_{it}(A_m) = \begin{cases} 0, & A_m \leq A_{it}, \\ \frac{y_{mt} - y_{it}}{y_{it}}, & A_m > A_{it} \end{cases}. \quad (12)$$

综上,结合式(11)-(12)的分解,保留  $F_{it}$  的简略写法,重新整理式(2)可得:

$$\frac{\Delta A_{it}}{A_{it}} = g_1 dH_{A_{it}} + g_2 d(H_{A_{it}} \cdot FDI_{it}) + g_3 d(H_{A_{it}} \sum_{m \neq i} \delta_{m,i} F_{it}(A_m)).$$

为方便之后将式(11)代入式(1)以实现本文的研究目的,这里假定  $\Delta A_{it}$  对  $\forall t \in N^+$  足够小,以便于采用 Benhabib 和 Spiegel(1994)<sup>[15]</sup> 的方法,将式(11)在  $A_{it}$  附近进行一阶展开。展开后即为:

$$\log \frac{A_{it,t+1}}{A_{it}} = g_1 dH_{A_{it}} + g_2 d(H_{A_{it}} \cdot FDI_{it}) + g_3 d(H_{A_{it}} \sum_{m \neq i} \delta_{m,i} F_{it}(A_m)) = dA_{it}. \quad (13)$$

式(3)为人力资本分层式。此式正是 Romer (1990)<sup>[7]</sup> 中所体现的人力资本分层想法—人力资本分层次分别作为生产要素和技术进步的动力来促进经济增长。本文参考其思想,并依据我国教育实际情况与经济发展程度,设定高级人力资本与初级人力资本的边界为初中毕业,即以接受教育年限 9 年为边界划分高级人力资本与初级人力资本。

综合上述,借鉴 Benhabib 和 Spiegel (1994)<sup>[15]</sup>, 将方程系统整合为一个模型。对式(1)两边同时取对数并取一阶差分并依据式(4)简写可得:

$$dY_{it} = dA_{it} + \alpha dH_{Yit} + \beta dL_{it} + \gamma dK_{it}, \quad (14)$$

$$dY_{it} = g_1 dH_{Ait} + g_2 d(H_{Ait} \cdot FDI_{it}) + g_3 d(H_{Ait} \sum_{m \neq i} \delta_{m,i} F_{it}(A_m)) + \alpha dH_{Yit} + \beta dL_{it} + \gamma dK_{it} + \epsilon_{it}.$$

将式(13)、(14)代入上式,并考虑随机误差可得:

$$dY_{it} = g_1 dH_{Ait} + g_2 dCre\_2_{it} + g_3 dCatchup_{it} + \alpha dH_{Yit} + \beta dL_{it} + \gamma dK_{it} + \epsilon_{it}.$$

该方程即为最终本文的理论模型(靠下的式子将  $H_{Ait} \cdot FDI_{it}$  与  $H_{Ait} \sum \delta_{m,i} F_{it}(A_m)$  分别简写为  $Cre\_2$  与  $Catchup$ , 本文后续将沿用此简写)。从经济意义上而言,该式实际是对总产出增长率的分解式——将总产出增长率归结为技术创新增长、技术学习增长与初级人力资本、劳动力、实物资本(存量)增长率的共同作用。后续就将以此模型为基础,结合实际数据对各效应与各要素进行分析,本文还将对模型设定上的稳定性等予以进一步的考虑。

### 3 数据和变量

实证数据主要来自于《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》以及各分省统计年鉴。选用参考数据时,受制于数据不全、统计标准和经济背景差异性较大因素,未纳入港澳台地区,另外西藏自治区数据缺失较大,也未纳入。观察期范围的选定上,一方面。由于部分省份的统计年鉴提及 2004 年起我国 FDI 数据口径有重大改变(福建统计年鉴、山东统计年鉴、广东统计年鉴),其他省份年鉴虽然没有直接表示该问题,但大多省份该数据在 2004 年有明显断层,与过往数据不可比;另一方面由于疫情对经济运行逻辑的冲击,因此最终数据使用 2004–2019 年未包括西藏自治区和港澳台地区的我国经济面板数据。

#### 3.1 变量与数据说明

1) 总产出  $Y$  和劳均产出  $y$  (以劳动者为分母的平均产出)。总产出数据为取自 CEIC 中国经济数据库(下简称 CEIC)的支出法国内生产总值(下简称 GDP)数据,数据库中标注的数据来源为国家统计局出版的《中国统计年鉴》,参考时换算为基于 1998 年的实际值;换算时所用的 GDP 平减指数取

自 CEIC, 数据库中标注的数据来源为《中国统计年鉴》。考虑到失业人群理论上对总产出缺少贡献,在模型中涉及的劳动力  $L$  在参考时均只参考就业人数;2004–2019 年各省就业人数均采用各省最新统计年鉴给出的数据,往年数据不全的再参考《新中国六十年统计资料汇编》予以补充;部分省/直辖市/自治区(如新疆、河北、吉林等省份)2018 年、2019 年或该两年年鉴尚未公布或年鉴中没有对应数据的,参考该省已有年鉴数据以上一年的增长率推算予以补齐。由于在《新中国六十年统计资料汇编》与各省年鉴中给出的多为年末就业数,而依照理论推导部分的结果,本文所需的为时期指标,故在文中使用时(包括下文中展示描述性统计分析时)均使用相邻两年的平均值以将时点指标转化为时期指标。劳均产出则直接以经过换算的总产出除以上述方法得到的就业人数。

2) 实物资本存量  $K$ 。1998 年实物资本存量数据采用张军等(2004)<sup>[18]</sup>的估算结果,基期设置为 1952 年,其他数据依照其给出的简要的估算方法(该年实物资本存量 = 上年实物资本存量  $\times$  (1 - 折旧率) + 该年实物资本投资实际额)推算至 2019 年。折旧率依照张军等(2004)<sup>[18]</sup>的结果,取各年、各省相等的 9.04%;计算每年实物资本投资额时所使用的各年固定资产投资额与各年固定资产投资价格指数取自国家统计局公布的数据、张军等(2004)<sup>[18]</sup>的估计结果(以 1952 年为基期的 2000 年的固定资产价格指数)与各省的统计年鉴(2018 年与 2019 年各省的固定资产投资额与固定资产投资价格指数)。这里基期的设置并非 1998 年,但因为本文使用的与该部分相关的数据是变化率,实际操作时采用取相邻时期的对数差分的方法,故基期的设置将不会对结果有影响;同时,这里的估算不排除将实物资本存量作为时期指标看待,故不再进行相邻期取平均的处理。

3) 人力资本  $H$ 。考虑到我国改革开放后教育提升对劳动者人力资本提升的事实(陈浩,2007<sup>[19]</sup>;许永洪等,2020<sup>[4]</sup>),本文研究时使用的为劳均人力资本存量数据(王志刚等,2006<sup>[11]</sup>;黄燕萍等,2013<sup>[16]</sup>)。各级劳均人力资本存量等于对应级的人力资本存量除以总劳动人口数,各级人力资本存量等于所有受该级教育的就业人员的人力资本存量

之和,高级人力资本人员不再重复计算其初级人力资本存量。本文以教育作为人力资本的代理变量,各省就业人员的受教育分布情况数据取自《中国劳动统计年鉴》;基于我国采取的义务教育的实际情况,本文设定高级教育与初级教育的分界线为初中毕业,同时设定文盲对应受教育年限为0年,小学毕业对应为6年,初中毕业为9年,高中毕业为12年,大专、大学及以上的学历统一设置为17年。

4) 外商直接投资 *FDI*。本文采用的 *FDI* 数据为本国的实际使用额。外商直接投资额(本国实际使用)数据取自各省各年统计年鉴。年鉴前后有数据相矛盾的,以更新的年鉴数据为准。对于部分省/直辖市/自治区的部分年鉴尚未公布(新疆、河北等)或年鉴没有给出相应数据的(吉林等),参考该省已有年鉴数据以上一年的增长率推算予以补齐。

5) 其他数据说明。模型中涉及到了表示“学习

程度”的权重  $\delta$ ,考虑到各省的经济重心大致可以用省会位置替代,且省际学习的知识流动伴随的信息交流仍然是双向的,本文的研究将参考引力模型的原理,使用各省省会间的地理距离的平方的倒数作为“学习程度”;地理距离增加时,“学习程度”依地理距离的平方的级别下降。另外,模型中将使用技术学习效应的变化率。依据式(11)-(12),学习效应的值必定为非负的值,对于每一年技术最先进的省份,学习效应的值为0,如果仅按照式(11)-(12)的一般定义的变化率来计算,可能出现无法定义变化率的情况。因此,对于原理式无法定义的变化率,另外设定如下的规则予以赋值:若上一年的学习效应为0,本年的学习效应为非0的值,则变化率为1;若上一年与本年的学习效应均为0,则变化率为0。

### 3.2 部分数据的描述性统计分析

表1展示了2004年与2019年我国东中西部主

表1 部分变量的描述性统计分析

地区(2)	年份	Y(十亿元人民币)				K(亿元人民币)			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
东部	2004	904.50	551.56	79.89	1886.46	4922.24	3117.40	382.37	9066.99
	2019	4873.37	3304.14	530.89	10767.11	34979.71	25474.88	3279.38	83634.51
中部	2004	457.70	172.19	301.23	855.38	1943.10	898.40	891.64	4078.90
	2019	2825.27	148802	1172.68	5425.92	23810.25	12690.13	11061.18	56851.46
西部	2004	244.33	177.84	46.61	637.96	1379.22	1127.70	181.59	3721.56
	2019	1833.75	1357.14	296.60	4661.58	15316.49	12076.50	2171.04	38131.29
		L(万人)				FDI(亿元人民币)			
东部	2004	2534.49	1820.20	364.04	5674.35	231.14	156.58	30.76	513.93
	2019	3237.89	2147.53	593.31	7141.62	12971.44	8419.72	920.88	26282.00
中部	2004	2650.86	1434.53	1015.65	5561.50	46.40	34.87	3.87	100.95
	2019	3045.97	1612.08	1339.80	6627.00	9776.41	7479.76	968.06	18361.21
西部	2004	1720.56	1351.90	290.11	4687.25	11.43	11.26	1.64	33.28
	2019	1930.10	1383.39	329.73	4885.00	3228.69	5103.96	8.21	15288.54
		$H_y$				$H_A$			
东部	2004	5.28	0.93	3.62	6.26	4.27	2.07	2.67	7.93
	2019	4.01	1.11	1.68	5.15	7.65	2.41	5.45	12.77
中部	2004	5.98	0.33	5.51	6.52	2.78	0.33	2.19	3.31
	2019	4.88	0.37	4.42	5.60	5.67	0.75	4.48	6.64
西部	2004	5.28	0.43	4.74	5.92	2.60	0.89	1.60	4.03
	2019	4.62	0.43	4.09	5.28	5.59	1.23	3.82	6.89

注:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西;西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆,下同。

要变量的描述性统计(东部、中部、西部地区的划分规定详见表1的表注)。由于改革开放以来,我国经济长期处于增长趋势之中,通过对比2004年和2019年的数据,也能看出我国区域经济在样本期间内的发展趋势和发展水平。

#### 4 回归结果

##### 4.1 模型选择与检验

收集到的数据为30个省市2004-2019年的面板数据,故首先考虑个体固定效应、双向固定效应模型、随机效应模型(模型使用广义最小二乘法估计,下简称GLS方法)、混合最小二乘法(下简称混合OLS法)等估计方法的使用。由于在进行固定效应模型、随机效应模型时,数据的序列相关性、在各个模型的异方差性、截面相关性等将可能影响估计结果,同时也会破坏传统的Hausman检验的部分假设要求而导致其检验结果无效,因此这里首先对数据的序列相关性、在各个模型中的

异方差性、截面相关性进行讨论,以选择更优的模型。检验结果如表2所示。结果显示,除了在固定效应模型下西部地区的序列相关性检验不能拒绝无序列相关的原假设,其他序列相关性检验、截面相依性检验结果均拒绝原假设,认为原数据无论是使用一般的个体固定效应模型还是使用一般的随机效应模型时都具有序列相关性与截面相依性;同时针对个体固定效应模型的异方差检验也拒绝了不存在异方差性的假设。因此,此时传统的Hausman检验不再有效,同时在估计固定效应模型或随机效应模型时应采用考虑了聚类稳健标准误的方法;另外也可以考虑面板校正标准误(简称PCSE法,下同)的方法。

为进一步对固定效应模型、随机效应模型进行选择,下面展示分别使用稳健的Hausman检验与基于Bootstrap方法的Hausman检验的结果(见表3)。

表2 序列相关、异方差、截面相依检验结果

检验方法		序列相关检验		异方差检验(2)	截面相依检验	
		Wooldridge 检验	ALM 检验	修正的 Wald 检验	B-P 检验	Pearson 检验
东部	检验统计量值	35.35	7.34	217.48	327.48	15.89
	P 值(3)	0.0001	0.0068	0.0000	0.0000	0.0000
中部	检验统计量值	13.56	21.65	28.23	330.26	17.43
	P 值	0.0051	0.0000	0.0017	0.0000	0.0000
西部	检验统计量值	2.07	25.76	22.73	215.72	13.70
	P 值	0.1880	0.0000	0.0068	0.0000	0.0000

注:(1)由于随机效应模型本身已经考虑了异方差性,故不再对随机效应模型做异方差检验;其他两项检验中前一项检验为在固定效应模型下的检验,后一项为在随机效应模型下的检验;(2)0.0000代表数值四舍五入后小于0.0001,下同。

表3 序列相关、异方差、截面相依检验结果

地区	结果描述	稳健的 Hausman 检验	基于 Bootstrap 的 Hausman 检验(1)
东部	检验统计量值	23.89	4.33
	P 值	0.0000	0.5034
中部	检验统计量值	7.78	1.23
	P 值	0.0044	0.9417
西部	检验统计量值	3.36	2.34
	P 值	0.0626	0.8003

注:本表方法均基于聚类稳健的固定效应模型或随机效应模型进行。

使用稳健的 Hausman 检验时,三个地区均拒绝原假设,认为不应采用随机效应模型;使用基于 Bootstrap 方法的 Hausman 检验时,三个地区均不能拒绝原假设。考虑到基于 Bootstrap 方法的 Hausman 检验的条件比较宽松,且不能拒绝原假设的确认强度低于拒绝原假设,应该认为上述结果表明在三个地区的模型中均使用固定效应模型是优于使用随机效应模型的。另外,在初步实证中可以发现,使用随机效应模型或一般的 PCSE 方法时参数估计值与混合最小二乘法的估计结果基本相同,仅在估计参数方差上有较小的区别,且进行随机效应检验时三个地区的随机效应均极不显著;在固定效应模型中加入逐年时间虚拟变量拟合时,三个地区的时间虚拟项均有过半是显著的,且时间虚拟项联合显著。综上所述,本文最终选择同时参考个体

固定效应模型(简称个体 FE 模型)、双向固定效应模型(简称双向 FE 模型)、混合 OLS 法所得的回归结果进行分析。

#### 4.2 估计结果

回归估计结果如表 4。

从表 4 展示的结果可以发现,使用混合 OLS 法与使用个体固定效应模型方法得到的参数显著性与估计值结果大部分相差较小,仅在西部地区的第二类创新效应产出弹性、三个地区的劳动力产出弹性的显著性上有小幅的区别;考虑了时间效应的双向固定效应模型的结果与其他两种模型的估计结果的符号方向与显著性上有较明显的差距,但不影响对效应强度排序的结果。综合三种模型的估计结果,第一类技术创新效应在东部、中部不显著或弱显著,在西部显著;第二类技术创新效应在东部、

表 4 实证结果与部分检验结果

变量(2)	地区	估计方法(模型)(3)		
		个体 FE	双向 FE	混合 OLS
dH <sub>A</sub>	东部	-0.0106(0.0451)	0.0153(0.0311)	-0.0156(0.0576)
	中部	0.2381*(0.1165)	0.1637(0.0904)	0.2493*(0.1121)
	西部	0.5277*** (0.0386)	0.2797*** (0.0316)	0.5284*** (0.0382)
dCre <sub>2</sub>	东部	0.0358*** (0.0096)	0.0216** (0.0081)	0.0424*** (0.0076)
	中部	0.0491*** (0.0115)	0.0345* (0.0164)	0.0477*** (0.0102)
	西部	0.0134* (0.0060)	-0.0024(0.0035)	0.0141** (0.0060)
dCatchup	东部	-0.0139(0.0122)	-0.0143(0.0111)	-0.0183(0.0131)
	中部	-0.2632*** (0.0569)	-0.2405*** (0.0460)	-0.2647*** (0.0533)
	西部	-0.3841*** (0.0172)	-0.2809*** (0.0162)	-0.3865*** (0.0171)
dH <sub>Y</sub>	东部	0.0466(0.0998)	0.0383(0.0424)	0.0218(0.0125)
	中部	0.3858(0.1697)	-0.1756(0.1407)	0.0696(0.1678)
	西部	0.4915*** (0.0528)	-0.0269(0.0651)	0.4762*** (0.0484)
dK	东部	0.6192*** (0.1283)	0.5752*** (0.0945)	0.4428*** (0.0939)
	中部	0.4454** (0.1765)	0.2514(0.1547)	0.4696** (0.1512)
	西部	0.0283(0.1286)	0.1948(0.1257)	0.0403(0.0962)
dL	东部	0.3342** (0.1395)	0.3865*** (0.1085)	0.5354*** (0.1206)
	中部	0.5161** (0.1788)	0.9242*** (0.2353)	0.4608*** (0.1224)
	西部	0.4802** (0.1488)	0.8321*** (0.1513)	0.4835*** (0.1013)

注:(1)三种方法均为在考虑了聚类稳健标准误下得到的结果,因常数项的实际意义微弱未展示。(2)括弧内为标准误,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著,下同。

中部地区显著性明显强于西部地区的结果;技术追赶效应东部地区不显著,中部、西部地区无论是否考虑时间效应均显著。从原有理论的基本生产要素来看,劳动要素在三个地区均显著;资本要素在西部不显著,在中部地区的显著性明显低于在东部地区;而初级人力资本仅在西部地区不考虑时间效应时显著,其他情况、其他地区下均不显著。地区间相互比较,实物资本产出弹性与初级人力资本产出弹性东部最高,劳动力产出弹性中部最高;地区内部对比时,东部地区实物资本产出弹性最高,中部、西部的劳动力产出弹性均为对应地区要素的最高者。

由于弹性仅考虑的变化率的关系,忽略了数量、水平上的影响,故这里进一步依据上述的估计结果估算本文着重讨论的各级人力资本的边际产出。估计结果如表5。

$r$ 为初级人力资本边际产出相对于高级人力资本边际产出的相对效率,数值上等于初级人力资本边际产出除以高级人力资本边际产出。由于在考虑时间效应时中部地区、西部地区的各级人力资本边际收益为负,故这里仅考虑各绝对值的大小与初级人力资本相对效率“ $r$ ”。可以看到,在2004年与2019年时,中部地区的各级人力资本边际产出绝对值都明显高于其他地区,但仅有东部地区的各级人力资本边际产出为正值;从初级人力资本相对效率上看,各地区2004-2019年初级人力资本相对效率都有很明显的提升,东部地区的高级人力资本相对效率(即初级人力资本相对效率的倒数)最高、中部其次、西部最低。

## 5 稳健性讨论

### 5.1 考虑技术创新和技术学习效应

在 Benhabib 和 Spiegel (1994)<sup>[15]</sup> 的文章提及,

表5 人力资本产出弹性与边际产出估计表(2004年和2019年)

年份	地区	高级人力资本		初级人力资本		$r$
		产出弹性	边际产出(元)	产出弹性	边际产出(元)	
2004	东部	0.0226	188.8855	0.0383	258.5327	1.3687
	中部	-0.0423	-262.7800	-0.1756	-507.0111	1.9294
	西部	-0.0036	-19.5149	-0.0269	-72.4016	3.7101
2019	东部	0.0226	444.6459	0.0383	1435.6691	3.2288
	中部	-0.0423	-692.1406	-0.1756	-3337.6364	4.8222
	西部	-0.0036	-60.7270	-0.0269	-553.5966	9.1162

在考虑人力资本作用时往往直接将人力资本存量作为一个因子直接纳入模型,以此说明人力资本存量能带来的持续的经济增长,并且该想法在实证中得到过验证。有理由猜测,与人力资本直接相关的技术创新效应、技术学习效应在某一年内的强度也可能对经济增长有持续的效应。因此,这里分别原模型中加入两类技术创新效应与技术学习效应的强度进行回归。对比结果见表6。依据该表的结果,从非新增变量上看,除了模型2、模型3的第二类技术创新效应的显著性与原模型略有不同,表现为东部地区变得轻微不显著而中部地区显著性增加外,模型1与模型2、3的其他估计结果均接近于原模型。从新增变量上看,新增的两类技术创新效应在模型中均不显著;新增了技术学习效应的模型3中技术学习效应在东部地区显著且在中部地区弱显著。结合数据, *Catchup* 的值普遍较小(东部所有地区所有年份均值小于0.0001),在此结果下提升 $10^{-4}$ 个单位的 *Catchup* 仅能使经济增长率下降约0.52个百分点;而在不改变技术水平的前提下,提升 $10^{-4}$ 个单位的 *Catchup* 的意义大致对应劳均高级人力资本提升10个单位,这说明就算该项确实有可能在某些地区是显著的,其实际经济意义将非常有限而甚至可以忽略。

### 5.2 重设时间虚拟变量

在本文的观察期内,我国教育和经济增长有如下的重要事件:2008年中国经济发展受到了世界金融危机的冲击;2015年中国各股票指数大幅下跌,对实际经济产生了重要的影响;2015年末双一流计划取代“985”计划与“211”计划。考虑到这些事件可能对模型的估计产生较大的影响,下面将重新依

据上述的事件改变时间虚拟变量的设置,以观察其对于估计结果的影响。对比结果见表6。可以发现从各参数的显著性来看模型4、模型5、模型6与个体固定效应估计结果的显著性与符号方向比较接近,显著性差距较大的参数为中部的第一类技术创新效应(模型4、模型5、模型6)、实物资本与初级人力资本(模型4),符号方向上东部地区的第一类技术创新效应符号方向相反(模型4、模型6)、西部地区的资本弹性符号方向相反(模型4、模型5、模型6),但这几项在各模型中均不显著或弱显著。双向固定效应模型的估计结果显著性、符号方向与具体估计值与模型4、模型5、模型6均有一定差距,但基本不影响各地区依据显著性强度进行的排序情况,且估计符号相反的结果均不显著或弱显著,总体而言对分析没有明显影响。同时,在不特别关注10%的显著性分界时,模型4、模型5、模型6各估计结果显著性与具体的估计值相差均不大。因此,可以认为本节中讨论的几种时间虚拟变量的设置不会对结论有明显影响。

### 5.3 改变人力资本分级界限的敏感性

我国基础教育在改革开放后确实有很大的突破—在20世纪末,我国的九年义务教育的人口覆盖率已经达到80%,到2014年达到100%;十二年义务教育也已在进程之中。因此,基于观察期内我国9年义务教育基本普及、12年教育覆盖率也较高

的情况,人力资本分级界限设置为9年还是12年是值得考虑的。表6的模型7同样展示了改变人力资本分级界限时各级人力资本的描述性统计结果与对应估计结果。对比原模型,模型7显著性上仅在中部地区的第一类技术创新效应(由不显著变得显著)劳动力产出弹性(显著性减弱)有变化;估计值与其估计符号方向上,仅东部的初级人力资本估计符号变化,但估计值差距不大,且该项并不显著。因此,改变教育分层界限基本不影响结论。

## 6 实证结果分析

1)第二类技术创新效应的显著性东部、中部、西部递减。这样的结果是贴合于实际情况的,中部、西部地区由于区位偏靠大陆内侧,与东部地区相比对外的经济交流时间更晚、经济影响更低;东部地区在改革开放后就逐步开始依靠外向型经济带动经济发展。不可忽视的是中部地区第二类技术创新效应的产出弹性在各种模型下均高于东部,这意味着中部地区实际上可能已经具备了较好地利用外资知识的条件,而仅仅是缺乏足够的对外经济交流。当然,西部地区的各效应普遍低于其他地区更多则表明其不具备可以利用外资的基础条件。

2)第一类技术创新效应的显著性程度有西部、中部、东部递减,弹性估计值上由东部、中部、西部递减。第一类创新效应对应高级人力资本仅依靠自有知识存量进行创造提升技术水平的效应。东部

表6 添加变量的回归结果比较

变量	地区	模型							
		原模型	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
$dH_A$	东部	0.0153 (0.0311)	0.0190 (0.0324)	0.0329 (0.0368)	0.0325 (0.0399)	0.0933 (0.0663)	-0.0098 (0.0503)	0.1201* (0.0567)	-0.0083 (0.0231)
	中部	0.1637 (0.0904)	0.1617 (0.0924)	0.1678* (0.0856)	0.1512 (0.0850)	0.3480*** (0.1027)	0.2564** (0.1034)	0.3447*** (0.1025)	0.2121** (0.0659)
	西部	0.2797*** (0.0316)	0.2786* (0.0349)	0.2794*** (0.0317)	0.2861*** (0.0309)	0.5278*** (0.0334)	0.5190*** (0.0316)	0.5254*** (0.0364)	0.2859*** (0.0225)
$dCre_2$	东部	0.0216** (0.0081)	0.0223** (0.0085)	0.0099 (0.0129)	0.0104 (0.0150)	0.0277** (0.0111)	0.0351*** (0.0105)	0.0241*** (0.0065)	0.0213** (0.0077)
	中部	0.0345* (0.0164)	0.0349* (0.0163)	0.2878** (0.0120)	0.0357** (0.0157)	0.03364** (0.0110)	0.04562*** (0.0116)	0.03621*** (0.0109)	0.0343* (0.0163)
	西部	-0.0024 (0.0035)	-0.0023 (0.0036)	-0.0025 (0.0036)	-0.0024 (0.0035)	0.0093 (0.0065)	0.0012* (0.0061)	0.0096 (0.0066)	-0.0022 (0.0036)

续表 6

变量	地区	模型							
		原模型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
dCatchup	东部	-0.0143 (0.0111)	-0.0143 (0.0109)	-0.0160 (0.0104)	-0.0114 (0.0086)	-0.0143 (0.0125)	-0.0143 (0.0134)	-0.0138 (0.0105)	-0.0157 (0.0132)
	中部	-0.2405*** (0.0460)	-0.2404*** (0.0462)	-0.2325*** (0.0467)	-0.2404*** (0.0448)	-0.2523*** (0.0505)	-0.2614*** (0.0560)	-0.2539*** (0.0524)	-0.2399*** (0.0472)
	西部	-0.2809*** (0.0162)	-0.2810*** (0.0165)	-0.2809*** (0.0163)	-0.2816*** (0.0161)	-0.3446*** (0.0295)	-0.3688*** (0.0132)	-0.3421*** (0.0326)	-0.2814*** (0.0166)
dH <sub>y</sub>	东部	0.0383 (0.0424)	0.0254 (0.0464)	0.0566 (0.0524)	0.0373 (0.0448)	0.1251 (0.1128)	0.0642 (0.1158)	0.1175 (0.1003)	-0.1848 (0.2674)
	中部	-0.1756 (0.1407)	-0.1616 (0.1316)	-0.1167 (0.1519)	-0.1841 (0.1442)	0.2449** (0.1025)	0.1441 (0.1316)	0.1368 (0.0962)	-0.0535 (0.1195)
	西部	-0.0269 (0.0651)	-0.0265 (0.0643)	-0.0288 (0.0691)	-0.0162 (0.0626)	0.3463*** (0.0627)	0.4686*** (0.0573)	0.3188*** (0.0687)	-0.0277 (0.0765)
dK	东部	0.5752*** (0.0945)	0.5877*** (0.0979)	0.4860*** (0.1152)	0.5804*** (0.0873)	0.4311*** (0.1147)	0.5295*** (0.1487)	0.5023*** (0.1049)	0.5987*** (0.1076)
	中部	0.2514 (0.1547)	0.2484 (0.1575)	0.1765 (0.1592)	0.2663 (0.1611)	0.1337 (0.1828)	0.2881 (0.1985)	0.2110 (0.1582)	0.2444 (0.1581)
	西部	0.1948 (0.1257)	0.1973 (0.1290)	0.2019 (0.1245)	0.1701 (0.1112)	-0.2528* (0.1315)	-0.2807 (0.1687)	-0.1772 (0.1386)	0.1946 (0.1265)
dL	东部	0.3865*** (0.1085)	0.3869*** (0.1092)	0.4575*** (0.1009)	0.3823*** (0.0905)	0.4439*** (0.1135)	0.4063*** (0.1222)	0.3802*** (0.0977)	0.5661* (0.2897)
	中部	0.9242*** (0.2353)	0.9132*** (0.2154)	0.9401*** (0.2418)	0.9178*** (0.2378)	0.6214*** (0.1777)	0.5678** (0.2032)	0.6522*** (0.1665)	0.8091*** (0.1877)
	西部	0.8321*** (0.1513)	0.8292*** (0.1512)	0.8269*** (0.1449)	0.8461*** (0.1450)	0.9064*** (0.1302)	0.8121*** (0.1838)	0.8584*** (0.1305)	0.8331*** (0.1509)
H <sub>a</sub>	东部		-0.0024 (0.0055)						
	中部		0.0017 (0.0041)						
	西部		0.0004 (0.0032)						
Cre_2	东部			13.2000 (9.3200)					
	中部			29.6000 (17.1000)					

续表 6

变量	地区	模型							
		原模型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
$Cre_2$	西部			4.5900 (16.6000)					
$Catchup$ (2)	东部				-52.9260*** (3.5633)				
	中部				56.9733* (25.5524)				
	西部				-79.1270 (48.7936)				

注: (1)原模型为采用双向固定效应模型方法得到的估计结果;本表中模型 1、2、3 对应原模型增加变量  $H_A$ ,  $Cre_2$ ,  $Catchup$ ; 表中模型 4、5、6 是改变原模型的时间虚拟变量的设置得到,具体而言,模型 4:以 2008 年、2015 年为断点;模型 5:以 2016 年为断点;模型 6:以 2008 年、2015 年、2016 年为断点;模型 7 改变了原模型的人力资本分级界限。(2)  $Catchup$  的单位(为方便表示,另设  $Catchup$  的单位为一个特殊单位)变为原来的 106 倍,以便于记录,同时此处保留位数也会依据回归结果稍做改变。

地区高级人力资本存量和人均量在三个地区中最高,但第一类技术创新效应弹性在三个地区最低,中部的弹性也不显著,可以推测东部地区与中部地区的高级人力资本对技术创新的作用可能更多的仍然体现为依靠外资进行“复制”和“借鉴”的创新,真正的自主创新部分仍然很少。然而,西部地区该效应的弹性在各种情况下均非常显著;一种可能的解释是,西部的高级人力资本没有得到足够的利用外资知识溢出的机会,高级人力资本因此不得不更多地发挥其自主创新能力。

3)技术追赶效应的参数估计值在各种模型、三个地区下均为负值,且至少在中部、西部显著。仅从此出发,会得到技术追赶效应在过去的近 20 年时间内对中部、西部地区的经济增长率的增加起抑制作用的结论,与理论推测或实际观察的方向是有差别的。这可能是由假设忽略了向国外的追赶效应、忽视了其他影响创新的途径或时间跨度限制等因素的导致的。这也是本文模型存在的尚待进一步探索和完善的內容。不过,其作用的排序仍然可以说明一些情况。技术追赶效应弹性估计值的绝对值东部、中部、西部递增,这仍然是符合实际情况的——东部地区在国内技术水平最高,对向国内其他地区或省份学习的需求少;西部、中部地区技术水平较低,技术学习的效应强度相比东部地区就会更明显。

4)从人力资本的相对效率来看,初级人力资本

在观察期内的上升能很好展示我国在这一期间内对初级人力资本经济效益的开发运用,同时这也可以印证“不同的经济发展阶段对人力资本的结构需求是有所差别”的观点。然而,我国对于高级人力资本的开发与发达国家之间仍存在较大的差距;同时,各级人力资本的边际产出为多为负值,东部地区高级人力资本相对效率(即  $r$  的倒数)与中部地区的差距不大。纵然模型本身与指标、变量的设计可能存在没考虑到的变量或渠道影响,但下面提及的现状仍然可能造成这种不太符合实际的估计结果;其一是“内卷”的现象,即东部高级人力资本过多、过密集,与其他生产要素的比例不合理而使高级人力资本边际产出偏低;其二是“过度教育”“专业不对口”的现象,即忽略了培养高知识人员的目的导致不符合经济发展需求的高级人力资本投资;其三是教育质量问题,即部分高学历人员没有与对应教育年限匹配的创新能。同时,西部地区对初级人力资本的运用在观察期内相较于其他地区的更明显的提升。这虽然符合于其经济发展较落后的实际情况,但西部地区极低的高级人力资本相对效率或许也意味着西部地区并无适合于高素质人才发挥的良好环境。

5)从生产要素的角度去分析,各种模型下劳动力要素的产出弹性三个地区均有较强的显著性;各模型下实物资本产出弹性在东部均非常显著且其估计值较大;初级人力资本弹性大部分模型下仅在

西部表现出显著性。结合实际情况,这可以体现出整体经济发展的情况与三个地区经济发展阶段的部分差异:东部地区经济发展程度相对较高,在观察期内经济增长方式已经体现出转型,经济增长开始转向依靠实物资本存量积累,投入实物资本可以得到较高的边际收益;西部地区仍然处于经济发展初级阶段,因而劳动力数目的增长、基础教育普及对经济增长率的贡献仍然特别明显;而中部地区经济发展阶段处于东部、西部所处阶段之间,实物资本的作用相较于经济发展初级阶段时实物资本的作用更加明显,基础教育的影响力相对西部减弱。

## 7 结论与建议

本文的主要结论与建议包括:

1)从教育的角度出发,初级人力资本、高级人力资本对经济增长都有贡献的,但作用方式不同。初级教育对应初级人力资本的投资,主要以生产要素的形式直接参与生产并促进经济增长;高级教育对应高级人力资本投资,主要以改变技术水平的方式促进经济增长,具体而言又可以分为两种效应:技术创新效应与技术追赶效应。

2)不同发展程度、社会环境的经济体对于经济要素结构、人力资本结构的需求是不同的。回归结果显示,近二十年以至现阶段我国各地区的人力资本的经济效率仍然低于传统的实物资本与劳动力,且初级人力资本对经济增长的贡献明显大于高级人力资本的贡献,这是符合于我国在该时期内的经济发展阶段的。现阶段我国经济增速放缓,依靠人口红利与出口简单劳动产品的时期已经过去,政策上推动产业结构优化与经济发展方式转变,这就更需要重视对人力资本尤其是高级人力资本的投资与合理使用——一方面仍然应该保持在教育上的充足投入,稳固好义务教育成果的同时,进一步推动东部教育资源向中部地区、西部地区倾斜;另一方面要加强人力资源在地区间的合理流动,具体体现为推动劳动力市场的机制建设与信息传递建设以保证同级人力资源待遇、生活条件在不同地区平等、不同级人力资源差距合理,以及加强各地区间的经济要素交流与互相帮扶等。

3)各级人力资本对经济增长的作用是会随着社会环境、经济发展程度等外在因素以及要素密度、要素质量等内在因素而改变的。因此,依照实

际情况调整人力资本分配、改善人力资本的质量是有必要的。调整人力资本分配除了可以通过上述的第二点来进行改变外,也可以由国家、政府间推动对口支援、促进对应人才向中、西部地区流动(如适应于技术模仿效应的高级人力资源向中部、西部流动);从教育为主要角度出发,改善人力资本质量则具体有:逐步改变对职业教育、职业培训的固有观念,增加对职业教育、职业培训的重视程度与投入,为社会输送适用于实际工作需求的应用型人才;加快教育思路的转变,推动高等教育向“精而尖”的道路发展,加快初等教育由“培养考试机器”为目的向发掘潜能、发展综合素质为目的转变;尊重地区差别、尊重社会环境差异,依据各地区的实际情况,灵活引导人才培养方向,使人才培养与短期内与就业结构、长期内与产业结构相匹配,减少人力资本投资上的“浪费”。

4)正如第六部分所提及的,除了本文模型已经提及的机制外,实际中仍然存在很多本文模型没有考虑到的情况例如,本文的经济增长模型仍然建立在 Lucas 的三要素生产模型之上,同时基于存在此类因素的情况下构建了部分解释变量,这可能会使三要素生产模型中的部分前提发生变化并影响部分方程的形式或包括的变量;另一方面,假设也很难较完全地贴合我国近二十余年来的真实的经济情况,事实上我国技术的“稳定”进步也有很多来源于国外“直接技术进口”的贡献。后续研究还可以从进一步扩展人力资本分级思路,通过对技术水平内在推动因素的分析与人力资本作用机制的细化进行更具体的多分类,从而得到更详尽的对人力资本经济效应的评估。

## 参考文献:

[1] Mankiw N G, Romer D H, Weil D N. A contribution to the empirics of economic growth[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(2): 407-437.

[2] 朱芳芳. 创新技术进步要素偏向视角下区域异质性研究——基于 SFA 和广东数据的实证分析[J]. 数理统计与管理, 2019, 38(1): 16-27.

[3] 任韬, 孙潇筱. 中国行业间劳动要素配置扭曲及对经济的影响分析[J]. 数理统计与管理, 2021, 40(2): 352-365.

[4] 许永洪, 孙梁, 孙传旺. 中国全要素生产率重估——ACF

模型中弹性估计改进和实证[J]. 统计研究, 2020, (1): 33-46.

[5] 刘智勇, 李海峥, 胡永远, 李陈华. 人力资本结构高级化与经济增长——兼论东中西部地区差距的形成和缩小[J]. 经济研究, 2018, 53(3): 50-63.

[6] 耿晔强, 白力芳. 人力资本结构高级化、研发强度与制造业全球价值链升级[J]. 世界经济研究, 2019, 4(8): 88-102+136.

[7] Romer P M. Endogenous technological change [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98: 71-102.

[8] Williamson E G, Schultz T W. The Economic Value of Education[M]. Columbia University Press, 1963.

[9] Becket G S. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education[M]. New York: Columbia University Press, 1964.

[10] Lucas J P, Lucas J P, Kenneth D. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1): 3-42.

[11] 王志刚, 龚六堂, 陈玉宇. 地区间生产效率与全要素生产率增长率分解(1978-2003)[J]. 中国社会科学, 2006, (2): 55-66+206.

[12] 杨建芳, 龚六堂, 张庆华. 人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验[J]. 管理世界, 2006, (5): 10-18+34+171.

[13] Krueger A B, Mikael L. Education for growth; Why and for whom? [J]. Journal of Economic Literature, 2001, 39(4): 1101-1136.

[14] Nelson R R, Phelps E S. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth [J]. The American Economic Review, 1966, 56: 69-75.

[15] 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.

[16] 黄燕萍, 刘榆, 吴一群, 李文溥. 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, 48(4): 94-105.

[17] 赖明勇, 包群, 彭水军, 张新. 外商直接投资与技术外溢: 基于吸收能力的研究[J]. 经济研究, 2005, (8): 95-105.

[18] 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.

[19] 陈浩. 人力资本对经济增长影响的结构分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007, (8): 59-68.

## Mining New Drivers of Economic Growth: Evaluate the Contribution of Hierarchical Human Capital in China

Xu Yonghong Huang Zelin Zhu Jianping

**Abstract:** After a long time of rapid growth, economy in China has entered a period of relying scientific and technological innovation to tap power. Scientific and technological innovation is not driven by simple accumulation of human capital but by talents with high-level knowledge. Therefore, the theoretical model of this paper is based on the theory of knowledge spillover, relaxes the assumption of homogeneity of human capital, and discusses the function mechanism of human capital on economic growth. The empirical study uses individual fixed effect model, two-way fixed effect model and mixed effect model to calculate the efficiency of human capital in eastern, central and western part of China, and calculate its relative efficiency. It is found that primary education mainly participates in production and promotes economic growth by acting as one of production factors, and higher education mainly promotes economic growth by changing the technical level; the utilization of primary human capital in the three regions is higher than that of advanced human capital, and the relative efficiency of primary human capital increases from the eastern part, the middle part to the western part; the elasticity of human capital in the central part and western part is negative, and the contribution of human capital at all levels to output in some regions of China is not all positive; the social background and the degree of economic development will significantly affect the economic demand for human capital structure.

**Key words:** classification of human capital; classification of education; technological innovation effect; technological learning effect; economic growth