



北大教育经济研究（电子季刊）  
Economics of Education Research (Beida)  
北京大学教育经济研究所主办  
Institute of Economics of Education, Peking

第 20 卷  
第 1 期  
(总第 74 期)

主编：闵维方；副主编：丁小浩 岳昌君；

编辑：孙冰玉

## 教育在提高全要素生产率中的作用研究——基于线性与非线性视角

张心悦、闵维方

**摘要：**实现经济可持续高质量增长的关键途径是提高全要素生产率，教育作为人力资本的重要投资方式之一，对全要素生产率的提高起着至关重要的作用。本文依据新经济增长理论，选择我国 2000–2018 年省级面板数据，使用 DEA-Malmquist 指数方法计算全要素生产率，将平均受教育年限作为教育的代理变量，使用工具变量法，采用双向固定效应模型以及门限面板回归模型，对教育与全要素生产率的线性与非线性关系进行了分析。研究发现，教育对全要素生产率有显著促进作用，该变量除直接影响全要素生产率外，也会通过外商直接投资占 GDP 比重以及专利申请量，进而对于全要素生产率产生影响。此外，教育与全要素生产率也存在着非线性关系。教育对全要素生产率的影响系数在东部地区最高，中部次之，西部系数虽为正但不显著；外商直接投资占 GDP 比重越高、外贸依存度越低，教育对于全要素生产率的影响也就越大。

**关键词：**全要素生产率；线性与非线性关系；工具变量法；双向固定效应；门限面板回归

### 一、引言

随着我国经济总量的不断扩大和人口结构的变化，劳动年龄人口相对减少，过去投资驱动的高速增长将转向长期可持续增长和高质量发展，我国经济的增长将主要依靠提高全要素生产率。全要素生产率(Total Factor Productivity, 简称 TFP)主要指物质资本和劳动力的量的投入所不能解释的那部分经济增值，即导致经济增长的所有其他要素的总和。这些要素包括人力资本质量、技术进步、组织创新、生产创新、管理创新、专业化程度以及社会经济制度进步等因素<sup>[1]</sup>。罗默与卢卡斯提出的新经济增长理论将全要素生产率作为经济持续增长与经济发展质量最为

重要的衡量指标。对于中国全要素生产率在经济发展中作用与贡献的探讨从未停止, 相关研究也得出了不同的结论。杨 (Alwyn Young) 对中国改革开放后的经济与全要素生产率进行分析, 发现全要素生产率对于经济的贡献率仅为 14.2%<sup>[2]</sup>。蒋 (Yanqing Jiang) 也发现我国各省全要素生产率对经济增长的贡献并未剥离环境投入对 GDP 增加的影响, 全要素生产率对于经济的实际贡献值并不高<sup>[3]</sup>。但有些研究也发现, 全要素生产率对于经济增长的贡献率在 27% 左右<sup>[4]</sup>, 有研究还预测 2021—2050 年全要素生产率对于经济增长的贡献率将提升至 55%~66%<sup>[5]</sup>。因此, 中国的全要素生产率对经济增长的贡献究竟如何, 仍需要进一步探索。

促进全要素生产率增长的影响因素很多, 其中通过教育形成的人力资本是驱动全要素生产率提高的核心部分。根据舒尔茨的人力资本理论, 人力资本投资是经济增长的主要源泉, 而教育作为人力资本中最基础、最核心的部分<sup>[6]</sup>, 可以通过提升劳动者的知识技能, 增加人力资本价值, 进而促进劳动生产率的提高, 推动经济增长<sup>[7]</sup>。改革开放以来, 我国教育事业迅速发展, 教育普及程度不断提升, 我国已经建成世界上规模最大的教育体系<sup>[8]</sup>。虽然我国教育事业有了长足发展, 但有些研究表明, 人力资本带来的创新效应并不明显, 全要素生产率呈低水平波动<sup>[9]</sup>, 特别是近年来, 我国全要素生产率增长率几乎不足 0.5%<sup>[10]</sup>。这是由于我国的教育事业总量虽有增长, 但与世界发达国家的差距仍然存在, 可以说, 目前我国是一个“教育大国”, 但却不能被称为一个“教育强国”。有研究对于发达国家与金砖国家共 52 国的教育竞争力进行了排名与分析, 结果发现我国的教育竞争力倒数第二, 位居世界第 51 名<sup>[11]</sup>。此外, 虽然我国财政性教育经费占 GDP 的比重已经超过 4%, 但仍然与国际平均水平存在明显差距, 即便单纯从财政能力考察, 我国财政对教育的保障水平也要低于相同财政收入比例的国家<sup>[12]</sup>。因此, 要想实现经济持续的、有质量的增长, 加大教育投入, 提升教育水平与质量至关重要。

我国拥有丰富的人力资源, 要将其转化为优质的人力资本必须依赖教育。教育促进经济高质量发展依靠的是提高全要素生产率。当前, 我国经济增长方式由依赖要素投入转向依靠全要素生产率驱动, 在此经济发展格局之下, 探讨教育与全要素生产率的关系具有非常重要的现实意义。本文使用 2000—2018 年中国 30 个省、自治区、直辖市的省级面板数据, 运用 DEA-Malmquist 指数方法计算全要素生产率的变动率, 采用平均受教育年限作为教育的主要代理变量, 选择双向固

定效应模型与门限回归模型, 使用工具变量法, 研究教育数量与全要素生产率的线性与非线性关系。

## 二、文献综述

### (一) 全要素生产率的影响因素

早期与全要素生产率相关的文献大多关注其在经济增长中的作用。在发现全要素生产率是经济增长的主要驱动因素和长期发展动力后, 学者们将视角转向全要素生产率自身, 开始研究全要素生产率的影响因素, 以期为全要素生产率的不断提高指明方向。相当一部分学者研究了全要素生产率的影响因素, 包括外商直接投资、本国创新、制度、基础设施、城市化、对外开放、产业结构升级以及房价等等。霍特 (Charles R. Hulten) 指出影响全要素生产率的因素通常包括技术创新、组织和制度创新、社会观念变动、需求变化、要素份额变动、变量缺失和测量误差等<sup>[13]</sup>。魏下海等人对于我国城市化与全要素生产率的关系进行了探索, 发现城市化对于全要素生产率增长具有长期正向影响, 并通过创新这一中介效应来影响 TFP 增长<sup>[14]</sup>。阿尔瓦雷斯—阿尤索 (Inmaculada C. Alvarez-Ayuso) 研究墨西哥各州基础设施投入对于全要素生产率及其分解因素技术变化和效率变化的影响, 发现基础设施的投入对于全要素生产率有积极的促进作用<sup>[15]</sup>。阿里索 (Ibrahim Arisoy) 关注外商直接投资对于土耳其 1960—2005 年全要素生产率以及经济增长的影响, 发现外商直接投资对于全要素生产率有积极贡献<sup>[16]</sup>。董春风等发现产业结构升级、科技创新以及教育投入对于全要素生产率有显著正向影响, 但经济发展不平衡情况下的消费能力、对外开放以及环境管制在一定程度上抑制了全要素生产率的发展<sup>[17]</sup>。周 (Qian Zhou) 等人使用空间计量模型, 研究房价对于全要素生产率的影响, 发现房价通过影响人口密度对于全要素生产率有显著正向影响, 存在溢出效应<sup>[18]</sup>。

### (二) 教育与全要素生产率的关系

在对于全要素生产率存在影响的所有因素中, 比较重要的是通过教育形成的人力资本。在所有研究教育对于全要素生产率影响的文献中, 大多使用平均受教育年限作为教育的代理变量。虽然相关文献数量较多, 但现有研究并未得出相对一致的结论。

一方面, 大部分文献认为平均受教育水平对全要素生产率有显著影响。特谢拉 (Aurora A. C. Teixeira) 使用劳动力的平均受教育年限作为教育的代理变量, 研究了葡萄牙 1960—2001 年教育、创新对全要素生产率的影响, 发现教育以及本土的创新能力都会对一个国家全要素生产率产生正向影响<sup>[19]</sup>。阿拉兹穆拉多夫 (Annageldy Arazmuradov) 对于苏联的 15 个国家 1995—2008 年的教育与全要素生产率关系进行了探讨, 使用初等、中等、高等教育的平均受教育年限以及相应教育水平劳动力所占比例的加权平均代理教育, 发现教育以及对外投资都对于全要素生产率有显著影响, 而且这一影响主要是通过效率变化实现的<sup>[20]</sup>。阿尔维 (Shahzad Alvi) 使用了 37 个国家 1990—2010 年的数据, 使用平均受教育年限作为代理变量, 发现教育对于全要素生产率具有显著正向的影响。国内相关研究也基本得出了平均教育指标与全要素生产率显著正相关的结论<sup>[21]</sup>。彭旻使用 DEA 方法计算了全国和各区域的全要素生产率, 以平均受教育年限衡量教育水平, 发现当期的受教育年限对于全要素生产率的影响为负, 但滞后一期的平均受教育年限却对于全要素生产率有显著的正效应, 说明教育对于全要素生产率的影响具有滞后性<sup>[22]</sup>。朱福林也使用受教育年限作为代理变量研究与全要素生产率的关系, 发现中国社会平均受教育年限与全要素生产率存在较强正相关关系<sup>[23]</sup>。

另一方面, 还有一部分对于教育与全要素生产率的实证研究得到了与上述文献相反的结论。例如, 米勒 (Stephen M. Miller) 等人使用了 1960—1989 年 83 个国家的面板数据, 发现平均受教育年限对于全要素生产率没有显著影响, 在加入贸易与开放程度这些控制变量后, 其影响变为了显著负相关<sup>[24]</sup>。普利切特 (Lant Pritchett) 也使用了跨国数据集, 用教育的平均收益率作为教育的代理变量, 采用 OLS 法与 IV 法都发现教育对于全要素生产率的影响为负<sup>[25]</sup>。颜鹏飞使用 DEA 方法, 将全要素生产率分解为技术进步与技术效率, 发现在校大学生占总人口比例对于全要素生产率总值与技术效率分项的系数为负但不显著, 对于技术进步的系数显著为负<sup>[26]</sup>。王婷使用了生产函数法计算全要素生产率, 发现受教育年限每增加一年, 全要素生产率的变化率将降低 0.17, 且教育与全要素生产率具有因果效应, 但是教育若要对全要素生产率发挥较大作用, 则需要更长的滞后期<sup>[27]</sup>。

### (三) 教育对全要素生产率影响的作用机制

越来越多的学者开始不满足于仅探讨教育与全要素生产率的关系,开始深入探讨二者关系的作用机理以及影响路径。尼尔森(Richard R. Nelson)等人最早开始探讨教育对于全要素生产率影响的中介机制,他们提出了一个理论假说,即一国的人力资本水平越高,对于世界前沿技术的学习、吸收和消化的能力也越强,该国对于世界前沿技术的追赶速度也就越快,因此全要素生产率也就越高<sup>[28]</sup>。本哈比(Jess Benhabib)等人在尼尔森等人的理论模型之上,提出了教育通过直接与间接两条机制来影响全要素生产率,并使用实证结果验证了这一机制,通过对跨国横截面数据的全样本回归发现,一个国家是通过追赶效应来提高全要素生产率的,但是不同收入的国家教育影响全要素生产率的机制不同,低收入国家与全样本机制相同,但高收入国家则是通过国内创新来影响全要素生产率<sup>[29]</sup>。目前对于教育与全要素生产率的机制研究,大多是基于上述两篇文章的理论基础,建立实证模型来进行计算与验证的。范登布斯切(J erome Vandenbussche)等人基于上述理论模型,构造了一个与技术前沿国家的生产差距这一变量,并将该变量与受过高等教育的成年人比例进行交互,可以发现交互项的系数为正且显著,说明受过高等教育的成年人对距离技术前沿更近的国家的全要素生产率增长更为重要<sup>[30]</sup>。

国内学者也对作用机制进行了相关研究。许和连等人基于我国省级面板数据,引入教育与贸易开放度的交互项,研究其对于全要素生产率的影响,发现教育与贸易开放度有显著的相互作用,中学以上劳动力比例的提高会促进国内企业学习先进技术,从而影响全要素生产率<sup>[31]</sup>。许培源与邹景等人关注我国的贸易结构与教育支出的交互项对于全要素生产率的影响,该研究使用高技术品与中低技术品进出口的比值来衡量贸易结构,发现教育支出的高低可以直接决定贸易技术溢出的效果,教育支出的水平上升,溢出效应越可能发生,从而对于全要素生产率有显著影响<sup>[32]</sup><sup>[33]</sup>。张玉鹏等人则借鉴了范登布斯切等人的研究方法,使用某地区全要素生产率与全国最高全要素生产率之间的距离作为中介变量,发现受教育水平高劳动力与距离的交互项系数为正,且由于生产率差距为负值,说明受教育水平高的劳动力对于全要素生产率的增长作用具有门槛效应,只有距离小于一定值时,此类群体才会对于全要素生产率的增长具有促进作用<sup>[34]</sup><sup>[35]</sup>。

#### (四) 文献述评

通过相关文献梳理, 本文发现关于平均受教育水平与全要素生产率关系的研究较多, 方法较为完善, 大多使用了一阶差分 GMM 估计。此外, 针对时间序列数据, 使用单位根分析、协整检验以及格兰杰因果检验等方法; 而对于面板数据, 则大多考虑了双向固定效应来分析。但目前文献仍存在着一些不足: 第一, 虽然已有文献数量较多, 但也有文献发现二者并不相关, 甚至存在显著负效应。这可能是由于平均受教育水平本身存在较大内生性, 需要用更加严谨与精确的方法探讨二者关系。第二, 大多数文献都使用普通回归方法来分析教育与全要素生产率的线性关系, 却较少有文献分析教育对于全要素生产率所存在的非线性关系。如果存在相应的非线性关系, 可能在其他相关变量到达某一值后, 教育对于全要素生产率的影响会增大或减小。本文将针对上述两点不足, 使用 DEA-Malmquist 指数方法计算全要素生产率, 除线性关系外, 使用门限回归模型关注二者的非线性关系。

### 三、 研究设计

#### (一) 数据来源与变量处理

本文基于我国省级面板数据, 研究样本为 30 个省、直辖市、自治区的 2000—2018 年的面板数据, 共 570 个观测值。对于个别变量与指标的数据缺失值, 采用插值法并结合移动平均法, 或者使用全国平均数据进行补全处理。此外, 鉴于西藏数据缺失严重, 未将其列为本文的研究对象。

#### 1. 核心因变量: 全要素生产率

本文的核心因变量为全要素生产率 (以下简称 TFP)。对 TFP 的定义, 以往研究采用较多的是“索洛余值”的概念, 即除了劳动力和资本两大物质要素之外, 其他所有生产要素所带来的产出增长率<sup>[36]</sup>。其测算方法主要有参数与非参数法两大类, 包括以索洛余值及随机前沿分析为代表的参数法和以数据包络分析为代表的非参数法, 本文选择基于 DEA 方法的 Malmquist 指数法来计算 TFP, 该方法主要测量的是 TFP 的变化, 其无需对于生成函数的形式进行规定, 也不需要对于无效率项的分布进行提前的假设, 避免了理论与模型的约束, 也可以将全要素生产率指数分解为效率变化指数与技术进步指数两个部分。

以往使用 DEA-Malmquist 方法计算 TFP 的文献所需要的变量为 GDP、资本存量以及劳动力, 本文在此基础上加入人力资本存量, 将人力资本存量、资本存量和劳动力同时作为投入, 将 GDP 作为产出, 使用 DEAP 2.1 软件, 估计全要素生产率。

GDP 的计算主要使用了各省 2000—2018 年的名义 GDP 以及 GDP 指数, 将其计算为以 2000 年为基期的不变价格, 避免由于通胀所带来的影响。名义 GDP 以及 GDP 指数均来自《中国统计年鉴》。

本文主要参考张军等人对物质资本存量计算<sup>[37]</sup>的方法, 使用永续盘存法计算全国分地区 2000—2018 年的资本存量, 资本积累的方程为:

其中,  $\delta$  为折旧率, 根据张军等人关于折旧率计算的数据, 取 9.6%。Iit 为各地区第  $t$  年的投资, 使用各地区当年的固定资本形成总额和固定资本投资价格指数来计算, 与 GDP 计算方法类似, 全部折算为 2000 年为基期的不变价格。关于各省市 2000 年的初始资本存量, 使用杨<sup>[38]</sup>在论文中的计算方法, 将各省市 2000 年的固定资本除以 10% 作为当年的初始资本存量。固定资产投资总额以及固定资产投资价格指数数据均来自《中国统计年鉴》, 其中 2018 年的固定资产投资总额根据年鉴中较 2018 年的增长率进行计算, 用当年全国固定资产投资价格指数填补固定资产投资价格指数缺失值。

对于劳动力投入这一变量, 本文使用各地区 2000—2018 年的年末就业人数衡量, 所需数据来自各省市的统计年鉴, 其中河北省 2017 年和 2018 年的缺失数据使用平均增长率估算填补。人力资本存量这一指标使用各省 2000—2018 年平均受教育年限作为代理变量, 其具体计算方法与数据来源与下文核心自变量教育中的平均受教育年限方法相同。

## 2. 核心自变量: 教育

本文的核心自变量为教育。有学者将教育分为了正规学校教育、在职教育、岗位培训以及劳动者在工作中的“干中学”四类。在所有的教育分类中, 正规学校教育在人力资本生产中发挥着决定性的作用<sup>[39]</sup>。本文聚焦于正规学校教育, 使用 2000—2018 年各省市的平均受教育年限作为教育的代理变量, 计算方式为各种学历的从业人员人口比重与各阶段受教育年限的加权平均。具体公式为: 平均受教

育年限=小学从业人员占比×6+初中从业人员占比×9+高中从业人员占比×12+大专及以上从业人员占比×16。各学历从业人员比重数据来源于《中国劳动统计年鉴》。

### 3. 控制变量

依据全要素生产率影响因素的相关文献, 本文选择外商直接投资、创新以及贸易依存度作为模型中的控制变量。外商直接投资与贸易依存度分别使用各地区外商直接投资占 GDP 比重以及各地区进出口总额占 GDP 比重来计算, 数据来源于《中国统计年鉴》、Wind 数据库以及各地区统计年鉴。在外商直接投资数据中, 缺失值使用增长率填补。此外, 创新这一指标, 由于各地区研发投入经费缺失值较多, 因此本文依据《中国科技统计年鉴》, 使用其中 2000—2018 年各地区专利申请量作为创新的可操作化指标, 避免由于研发投入经费的缺失值填补导致结果不稳定。

#### (二) 描述统计

表 1 与图 1 为使用 DEA-Malmquist 指数方法计算所得的 TFP 随时间变化的结果。从表中可以看出, 2000—2018 年期间, 我国 TFP 年均变化率为 8.9%, 与我国 GDP 的高速增长相比, 一定程度上说明了我国经济发展的质量不高。而从各年的变化趋势上来看, 波动较为明显, 虽然变化率一直为正, 但增速有显著差异, 2000—2010 年其变化率增速呈波动上升趋势, 自 2010 年后 TFP 变化率增速开始波动下降。此外, 从我国 TFP 的分解项来看, 技术效率平均每年降低 0.7%, 而技术进步平均每年增加 9.7%, 这说明我国的经济增长大多依靠技术创新与进步, 技术效率则对于全要素生产率的变化产生了负向的作用。从各年的变化趋势上来看, 技术进步变化一直呈上升趋势, 而技术效率的变化则是在 2012 年以前呈下降趋势, 自 2012 年以后呈波动上升趋势, 这也说明我国 TFP 变化的增长从主要依靠技术进步, 到逐渐同时依靠技术效率与技术进步的变化趋势。



表 1 TFP 及其分解项随时间变化结果

年份	技术效率变化	技术进步	TFP	年份	技术效率变化	技术进步	TFP
2000	1.000	1.087	1.087	2010	0.999	1.107	1.106
2001	1.000	1.091	1.092	2011	0.999	1.091	1.090
2002	1.000	1.098	1.098	2012	1.003	1.083	1.086
2003	0.984	1.124	1.107	2013	1.008	1.063	1.071
2004	0.967	1.150	1.112	2014	1.004	1.061	1.065
2005	0.959	1.158	1.111	2015	0.996	1.068	1.064
2006	0.976	1.141	1.114	2016	1.000	1.063	1.063
2007	0.983	1.142	1.123	2017	1.013	1.044	1.058
2008	0.981	1.116	1.095	2018	1.008	1.042	1.051
2009	0.981	1.118	1.097	平均值	<b>0.993</b>	<b>1.097</b>	<b>1.089</b>

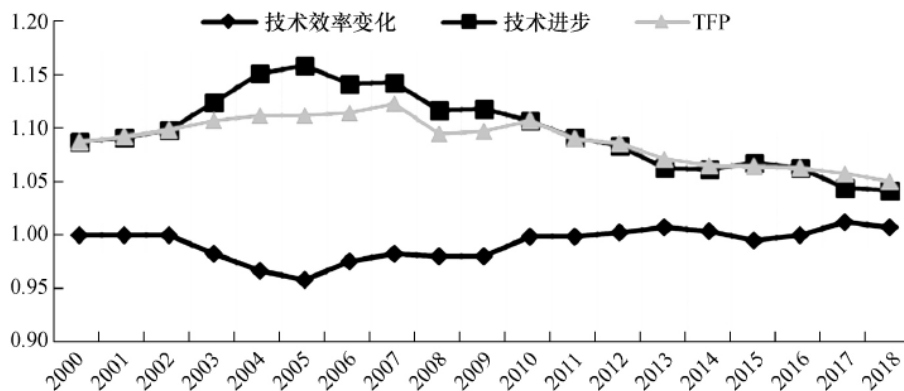


图 1 TFP 增长率随时间变化趋势

表 2 为使用 DEA-Malmquist 方法计算所得的 TFP 空间变化的结果,包括各省、自治区、直辖市以及东中西部的平均值。从表中可以看出,西部 TFP 年均增长 9.1%,东中部年均增长 8.7%,三地区差异并不大,且西部地区增速更快,这可能是由于西部地区 TFP 初始值较低,后发优势较大。在技术效率变化方面,东中西部都呈下降趋势,但相比来说,东部技术效率减小值要小于中西部,东部的技术效率利用率更高,但在技术进步方面,东部变化率最低,西部最高,这也说明西部更多的是通过技术进步来促进 TFP 增长的。

表 2 TFP 及其分解项省份变化结果

省份	技术效率变化	技术进步	TFP	省份	技术效率变化	技术进步	TFP
北京市	0.988	1.090	1.078	湖南省	0.992	1.093	1.085
天津市	1.002	1.096	1.098	广东省	1.000	1.087	1.087
河北省	0.993	1.093	1.086	广西壮族自治区	0.997	1.097	1.094
山西省	0.982	1.102	1.082	海南省	0.982	1.098	1.078
内蒙古自治区	1.005	1.103	1.109	重庆市	1.000	1.099	1.099
辽宁省	0.991	1.091	1.082	四川省	0.998	1.093	1.090
吉林省	0.988	1.103	1.089	贵州省	0.994	1.101	1.095
黑龙江省	0.987	1.094	1.080	云南省	0.989	1.094	1.082
上海市	1.000	1.076	1.076	西藏自治区	1.000	1.102	1.102
江苏省	1.002	1.095	1.097	陕西省	0.996	1.099	1.095
浙江省	0.999	1.087	1.086	甘肃省	0.982	1.101	1.082
安徽省	0.998	1.093	1.091	青海省	0.994	1.102	1.095
福建省	1.001	1.091	1.092	宁夏回族自治区	0.984	1.103	1.085
江西省	0.993	1.099	1.091	新疆维吾尔自治区	0.978	1.096	1.073
山东省	1.000	1.093	1.093	<b>东部平均值</b>	<b>0.996</b>	<b>1.091</b>	<b>1.087</b>
河南省	0.996	1.093	1.089	<b>中部平均值</b>	<b>0.992</b>	<b>1.097</b>	<b>1.087</b>
湖北省	0.996	1.095	1.091	<b>西部平均值</b>	<b>0.993</b>	<b>1.100</b>	<b>1.091</b>

表 3 为平均受教育年限以及其他控制变量的描述性统计结果。以核心自变量平均受教育年限为例,可以看出,省份间的平均受教育年限差异较大,最小值为 6.1 年,而最大值则达到 13.6 年。其他控制变量最大值与最小值之间差异及各变量之间的标准差也较大。这说明了数据中不同年份、不同省份之间的差异较大,因此在后续的计量回归中,需要对于时间和省份进行固定效应的处理,以剥离时间趋势以及个体不随时间变化的遗漏变量对于结果产生的影响。

表 3 变量描述统计结果

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
平均受教育年限(年)	570	9.186	1.314	6.112	13.570
FDI 占 GDP 比重(%)	570	2.546	2.239	0.039	14.650
专利申请量(个)	570	46 034	90 506	124	793 819
贸易依存度(%)	570	30.650	37.710	1.687	172.100

### (三) 方法与模型

#### 1. 双向固定效应模型

由于本文的数据结构具有 N 较宽, T 较短的特征, 在对于教育与全要素生产率的线性关系进行估计时, 为避免个体不随时间变化的特征变量的遗漏以及时间趋势对于因变量产生影响, 本文使用双向固定效应模型, 具体模型如下:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Edu_{it} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 Innovation_{it} + \beta_4 Trade_{it} + \gamma_i + \theta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $TFP_{it}$  为省份 i 在年份 t 中的全要素生产率;  $Edu_{it}$  为省份 i 在年份 t 时的平均受教育年限;  $FDI_{it}$  为省份 i 在年份 t 中的外商直接投资占 GDP 比重;  $Trade_{it}$  为省份 i 在年份 t 中的外贸依存度;  $\gamma_i$  为省份固定效应,  $\theta_t$  为时间固定效应,  $\epsilon_{it}$  为随机扰动项。

此外, 使用 DEA-Malmquist 指数方法可以将 TFP 分解为技术效率变化与技术进步, 本文还将关注教育对于 TFP 分解项的作用是否不同, 具体模型为模型(2)与模型(3), 其中仅因变量进行了改变,  $EFFCH_{it}$  与  $TECHCH_{it}$  分别代表省份 i 在年份 t 的技术效率变化率以及技术进步变化率, 自变量与控制变量与模型(1)完全一致。

$$EFFCH_{it} = \beta_0 + \beta_1 Edu_{it} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 Innovation_{it} + \beta_4 Trade_{it} + \gamma_i + \theta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$TECHCH_{it} = \beta_0 + \beta_1 Edu_{it} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 Innovation_{it} + \beta_4 Trade_{it} + \gamma_i + \theta_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

为验证本哈比等人所提出的教育对于 TFP 的作用机制, 本文在模型(1)的基础上, 分别加入教育与 FDI 以及教育与创新的交互项, 分别代表教育通过吸收外国先进技术以及教育通过促进本国创新促进 TFP 的增长。具体模型见模型(4)与模型(5):

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Edu_{it} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 Innovation_{it} + \beta_4 Trade_{it} + \beta_5 Edu_{it} \times FDI_{it} + \gamma_i + \theta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Edu_{it} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 Innovation_{it} + \beta_4 Trade_{it} + \beta_5 Edu_{it} \times Innovation_{it} + \gamma_i + \theta_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

为避免 DEA-Malmquist 指数法计算的全要素生产率为相对效率, 本文尝试使用索洛余值法计算全要素生产率, 进行稳健性检验。此外, 由于我国疆域辽阔, 不同省份发展水平差异较大, 本文在异质性检验中还划分了东中西部地区进行分样本回归。

## 2. 门限回归模型

尽管在线性部分的异质性检验中, 一定程度上说明了教育与全要素生产率的非线性关系, 即教育在不同地区中对全要素生产率的影响不同, 但对于外商投资占 GDP 比重、创新与贸易依存度等连续变量来说, 无法像分类变量一样, 人为规定其区间范围, 因此需要给出一个划分的标准, 即“门限值”。门限回归方法由汉森 (B. E. Hansen) 在 2000 年提出<sup>[40]</sup>, 以严格的统计推断方法对于门限值进行参数估计与假设检验。本文的门限回归模型设定如下 (以单一门槛为例):

其中,  $i$  为省份,  $t$  为年份,  $\beta_0$  为截距项,  $q_{it}$  为门槛变量, 在本文中分别为 FDI 占 GDP 比重、专利申请量以及贸易依存度,  $\varphi$  为门槛值,  $1(\cdot)$  为示性函数, 即如果括号中的表达式为真, 则取值为 1, 否则取值为 0。  $X_{it}$  为省份  $i$  在年份  $t$  时除了门槛变量之外的其他控制变量,  $TFP_{it}$ 、 $Edu_{it}$ 、 $\gamma_i$ 、 $\theta_t$  的含义与模型(1)完全一致。本文将首先分别检验在不同外商直接投资占比、不同专利申请量以及不同贸易依存度这三个门槛变量是否存在门槛效应, 其次关注在具有门槛效应的控制变量处于不同水平时, 教育与全要素生产率的非线性关系。

## 3. 内生性问题解决

前文提到, 相关文献结果差异较大, 可能是由于教育存在较大内生性, 导致上述模型的结果出现偏误, 本文通过工具变量法来解决这一问题。工具变量的选择需要满足“排他性约束”条件, 这包含两点要求: 其一, 工具变量与内生自变量具有相关性; 其二, 对于因变量而言, 工具变量是外生变量, 与扰动项不相关。这意味着, 工具变量对因变量的影响仅通过内生自变量发挥作用。本文选择平均受教育年限的滞后一、二期变量作为工具变量, 该变量既与当期的平均受教育年限相关, 也不直接与因变量直接相关, 因此符合工具变量的基本要求, 后文也将提供弱工具变量检验、过度识别检验以及 DWH 检验的结果以证明工具变量的有效性。使用工具变量法对上述模型进行内生性修正, 进行两阶段估计。由于二阶

段模型与模型(1)—模型(6)一致, 在此不再做赘述, 仅展示一阶段相关模型如下所示:

其中,  $Edu_{it-1}$ 、 $Edu_{it-2}$  分别为平均受教育年限滞后一期、两期的数据, 其余变量与上述模型相同。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 教育与全要素生产率的线性关系

##### 1. 基础回归模型

表 4 为平均受教育年限与 TFP 及其分解项的基础回归结果, 其中单数列为未加入控制变量的结果, 双数列为加入控制变量的结果。第(1)和(2)列, 第(3)和(4)列, 第(5)和(6)列的因变量分别为全要素生产率 (TFP)、技术效率变化 (effch) 以及技术进步 (techch)。在未加入控制变量时, 平均受教育年限对 TFP 以及技术进步并无显著影响, 但对技术效率具有显著提升作用。在加入控制变量后, 平均受教育年限对全要素生产率以及技术效率提升有显著正向影响, 受教育年限每增加一年, 全要素生产率与技术效率分别增加 0.54% 与 0.42%。

表 4 平均受教育年限与全要素生产率的线性关系 (基准回归结果)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP	TFP	effch	effch	techch	techch
平均受教育年限	0.0031 (0.0031)	0.0054* (0.0031)	0.0056* (0.0031)	0.0042* (0.0031)	-0.0034 (0.0031)	0.0004 (0.0030)
外商投资占 GDP 比重		0.4060*** (0.0626)		0.1400** (0.0621)		0.2550*** (0.0609)
申请专利数		0.0067*** (0.0026)		0.0103*** (0.0026)		-0.0045* (0.0025)
外贸依存度		-0.0225*** (0.0076)		0.0360*** (0.0075)		-0.0644*** (0.0074)
截距项	1.0620*** (0.0253)	0.9840*** (0.0291)	0.9550*** (0.0253)	0.8710*** (0.0288)	1.1140*** (0.0255)	1.1280*** (0.0283)
观测值	570	570	570	570	570	570
R 方	0.593	0.631	0.376	0.445	0.790	0.823
个体数	30	30	30	30	30	30
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注: 括号内为标准误; \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

## 2. 工具变量回归结果及稳健性检验

为解决平均受教育年限这一变量的内生性问题, 本文使用其滞后期变量作为工具变量回归, 所得结果如表 5 所示。其中, 第(1)列为一阶段回归结果, 第(2)—(4)列为 IV 二阶段的回归结果, 因变量分别为全要素生产率 (TFP)、技术效率变化 (effch) 以及技术进步 (techch)。

在进行回归分析前, 首先进行工具变量有效性的检验。从表中第(1)列可以看出, 滞后一期和两期的平均受教育年限与当期的平均受教育年限高度相关, 且 Cragg-Donald Wald F 统计量值为 118.506, 远高于经验边界值, 因此不存在弱工具变量问题。Durbin-Wu-Hausman 检验的 P 值均小于 0.1, 在 10% 的显著性水平上, 拒绝了解释变量外生的假设, 因此证实了 OLS 模型存在内生性问题, 需要使用工具变量法予以校正。此外, 过度识别检验结果的 P 值无法拒绝“工具变量均外生, 且与扰动项不相关”的假设。综上, 本文对工具变量的选取是有效的, 为避免内生性问题, 后文所有回归结果均使用工具变量法进行估计。

表 5 第一行为核心解释变量平均受教育年限的回归结果, 可以发现 IV 结果与 OLS 结果相比, 方向一致, 但 IV 估计的绝对值更大, 显著性水平更高, 这在一定程度上说明 OLS 估计由于存在内生性造成了低估。在控制其他变量的条件下, 平均受教育年限每增加 1 年, 全要素生产率与技术效率分别增加 2.28% 与 1.55%, 对于技术进步仍然没有显著影响。平均受教育年限对全要素生产率有显著促进作用, 这与前文大多文献的研究结果一致。平均受教育年限对技术进步没有显著影响, 可能是由于不同层级的教育对于技术进步的影响有正有负, 通过平均受教育年限来计算, 其影响可能会相互抵消。华萍<sup>[41]</sup>在其文章中也发现, 小学和中学教育对技术进步并无显著影响, 仅有大学教育对技术进步有促进作用, 这在一定程度上也能解释本文的结果。

在控制变量方面, 外商直接投资占 GDP 的比重和申请专利数对全要素生产率都有显著正向影响, 外商直接投资占 GDP 比重以及专利申请量每增加 1%, TFP 变化率分别增加 47.4% 与 0.4%, 这说明吸收外商的先进技术以及本国的专利创新都能够促进全要素生产率的增加, 且外商直接投资的促进作用更大。而对于外贸依存度来说, 其系数为负, 表明其对于 TFP 变化率存在着显著负向影响, 外贸依存度每增加 1%, TFP 会下降 2.33%。这可能是由于对于外贸依存度越高, 我国经

济会越依赖贸易与资本投入, 而非依赖技术创新促进 TFP 的增长进而促进经济的发展, 因此外贸依存度对 TFP 有显著负向影响。

表 5 第(5)列为使用“索洛余值法”计算 TFP 进行稳健性检验的结果。由于“索洛余值法”仅能计算出 TFP 的一个总体值, 因此本文仅展示因变量为 TFP 的稳健性检验, 未展示分项的稳健性结果。从结果中可以发现, 平均受教育年限仍对 TFP 有显著的促进作用, 这也在一定程度上证明了本文回归结果的稳健性。

表 5 平均受教育年限与全要素生产率的线性关系(工具变量及稳健性检验)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	First Stage	TFP-IV	Effcb-IV	Techch-IV	TFP(Solow)-IV
平均受教育年限		0.0228*** (0.0049)	0.0155*** (0.0045)	0.0058 (0.0047)	0.1470*** (0.0113)
平均受教育年限(lag1)	0.595*** (0.0427)				
平均受教育年限(lag2)	0.0699* (0.0410)				
外商投资占 GDP 比重	-1.684** (0.678)	0.4740*** (0.0913)	0.1840*** (0.0689)	0.2760*** (0.0890)	3.4800*** (0.3420)
申请专利数	0.0514* (0.0281)	0.0040* (0.0025)	0.0085*** (0.0026)	-0.0053*** (0.0020)	0.0630*** (0.0060)
外贸依存度	0.0471 (0.0822)	-0.0233*** (0.0090)	0.0354*** (0.0086)	-0.0647*** (0.0100)	-0.0107 (0.0296)
截距项	2.4840*** (0.3210)	0.7880*** (0.0592)	0.6930*** (0.0494)	1.1280*** (0.0575)	3.5990*** (0.0881)
观测值	570	570	570	570	570
R 方	0.953	0.985	0.491	0.828	0.906
个体数	30	30	30	30	30
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
Cragg-Donald Wald F 统计量		188.506	188.506	188.506	188.506
DWH-P 值		0.0000	0.0014	0.0853	0.0051
过度识别-P 值		0.8679	0.6722	0.5557	0.1560

注:括号内为标准误; \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

### 3. 加入交互项的机制分析

表 6 为分别加入教育与外商投资占 GDP 的比重 (FDI) 交互项 (第(1)—(2)列) 以及教育与创新交互项 (第(3)—(4)列) 的回归结果, 因变量为全要素生产率 (TFP) 与技术效率变动 (effch), 由于教育对技术进步这一因变量没有显著影响, 此处暂不讨论。在加入交互项后, 教育本身的系数符号以及显著性水平并没有发生变化, 且交互项系数都显著, 这从一定程度上说明, 教育既可以直接对于 TFP 以及技术效率提升产生影响, 也会通过外商直接投资以及本土创新对其产生影响。FDI 与教育的交互项系数在其中两个模型中显著为正, 说明平均受教育水平越高, 可以利用与吸收的 FDI 也就越高, 从而促进 TFP 的增加以及技术效率进步。但有文献研究的结论与此完全相反<sup>[42]</sup>, 他们发现交互项系数不显著, 由此认为教育并不会通过 FDI 来影响 TFP。存在完全相反的结论主要是由于两项研究关注的时期不同, 该文献主要研究了 1978—2001 年我国的 TFP, 但本文聚焦于 2000 年以来我国的 TFP, 在这一阶段, 我国教育事业不断发展, 利用外商直接投资的能力逐渐增强, 因此会出现相反的结果。而创新与教育的交互项在因变量为 TFP 与技术效率两个模型中显著为负, 这说明教育对创新的推动作用有限, 受教育水平越高, 依靠本国创新来推动 TFP 以及技术效率改进的作用越少, 其主要通过教育直接作用, 对于 TFP 与技术效率的提高来产生影响。作为提供创新人才的高等教育, 伴随着高等教育规模的不断扩大, 培养质量不断降低, 过度教育问题严重<sup>[43]</sup>, 高等教育对创新的影响正在逐年下降<sup>[44]</sup>。



表 6 平均受教育年限与全要素生产率线性关系的机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP	effch	TFP	effch
平均受教育年限	0.0195*** (0.0049)	0.0152*** (0.0045)	0.0317*** (0.0082)	0.0350*** (0.0089)
外商投资占 GDP 比重	-0.4030 (0.5470)	0.1090 (0.3880)	0.4670*** (0.0899)	0.1670** (0.0743)
申请专利数	0.0037 (0.00234)	0.0085*** (0.0026)	0.0097** (0.0046)	0.0211*** (0.0048)
外贸依存度	-0.0195** (0.0085)	0.0358*** (0.0085)	-0.0276*** (0.0101)	0.0260*** (0.0091)
教育×FDI	0.0988* (0.0670)	0.00848* (0.0042)		
教育×申请专利数			-0.0007* (0.0003)	-0.0015*** (0.0005)
截距项	0.8130*** (0.0572)	0.6950*** (0.0476)	0.7170*** (0.0794)	0.5360*** (0.0824)
观测值	570	570	570	570
R 方	0.655	0.491	0.623	0.436
个体数	30	30	30	30
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注:括号内为标准误;\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

## (二) 教育与全要素生产率的非线性关系

前文对平均受教育年限与 TFP 的基本线性关系、内生性问题、结果的稳健性以及调和作用机制进行了线性回归检验,本部分着重讨论二者间的非线性关系。在其他控制变量取不同数值的时候,教育与 TFP 的关系可能会发生变化,出现回归系数不同或者显著性不同的情况。对于按照东、中、西部分类的地区变量,可

以按照变量的分类,进行分样本的异质性检验。但对于 FDI 占 GDP 比重、专利申请量以及对外贸易依存度这三个连续变量,无法人为确定其门槛值,需要使用门限回归模型来讨论二者的非线性关系。本部分将对这两类非线性关系进行探讨。

### 1. 异质性分析

将 30 个省份分为东部、中部、西部三个地区,对于三个地区分别使用基础模型进行异质性分析,回归结果如表 7 所示,其中东部地区结果为(1)—(3)列,中部地区结果为(4)—(6)列,西部地区结果为(7)—(9)列,因变量分别为全要素生产率 (TFP),技术效率变化 (effch) 以及技术进步 (techch)。研究发现,平均受教育年限与 TFP 以及分解项的关系存在着显著的地域性差异。平均受教育年限对于东部与中部的 TFP、技术效率变化以及技术进步均有显著正向影响,且对东部的影响显著更大,东部与中部的平均受教育年限增加 1 年,TFP 的变动率会分别增加 3.83% 与 3.23%,技术效率分别提升 1.46% 与 1.33%。而对于西部来说,平均受教育年限对于技术效率提升有着显著的促进作用,对 TFP 及技术进步无显著影响,平均受教育年限每增加 1 年,技术效率会提升 1.36%。在西部地区,教育仅对技术效率变化有显著促进作用,可能是由于两个原因:第一,西部地区的 TFP 本身较为落后,增长主要依靠技术效率提升而非技术进步<sup>[45]</sup>;第二,西部地区整体平均教育水平为 8.46 年,低于东部的 9.96 年与中部的 9.12 年,自身创新能力不足,平均受教育年限更多的是在促进技术效率的提升而非促进技术进步。

### 2. 门限面板回归分析

本部分使用门限面板回归模型对连续性控制变量进行非线性关系的讨论。在使用门限模型前,先对于几个门槛变量进行门槛效应检验,看该变量是否存在门槛效应。从表 8 可以看出,外商投资占 GDP 比重以及外贸依存度两个变量存在着显著的门槛效应,且二者都是单一门槛 F 值显著,因此两个变量都应选择单一门槛模型。而专利申请量不存在显著的门槛效应,因此在后续回归中,不将专利申请量作为门槛变量。

表 7 异质性分析

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)		(9)			
	东部						中部						西部							
	TFP	effch	tech	techch	TFP	effch	tech	techch	TFP	effch	tech	techch	TFP	effch	tech	techch	TFP	effch	techch	
平均受教育年限	0.0383*** (0.0133)	0.0146* (0.00845)	0.0232** (0.0108)	0.0232*** (0.00729)	0.0323*** (0.00729)	0.0133* (0.00704)	0.0177*** (0.00596)	0.0177*** (0.00596)	0.0098 (0.00621)	0.0126* (0.00723)	0.0177*** (0.00596)	0.0177*** (0.00596)	0.0098 (0.00621)	0.0126* (0.00723)	0.0177*** (0.00596)	0.0177*** (0.00596)	0.0098 (0.00621)	0.0126* (0.00723)	0.0177*** (0.00596)	0.0177*** (0.00596)
外商投资占 GDP 比重	0.4560*** (0.1250)	0.1430* (0.0825)	0.3030*** (0.1130)	0.0596 (0.1710)	0.0596 (0.1710)	-0.3490* (0.1790)	0.4470*** (0.1460)	0.4470*** (0.1460)	0.4760*** (0.1500)	0.1440 (0.1640)	0.4470*** (0.1460)	0.4470*** (0.1460)	0.4760*** (0.1500)	0.1440 (0.1640)	0.4470*** (0.1460)	0.4470*** (0.1460)	0.4760*** (0.1500)	0.1440 (0.1640)	0.4470*** (0.1460)	0.4470*** (0.1460)
申请专利数	-0.0011 (0.0062)	-0.0001 (0.0058)	-0.0013 (0.0042)	0.0009 (0.0037)	0.0009 (0.0037)	0.0082** (0.0039)	-0.0076*** (0.0025)	-0.0076*** (0.0025)	0.0115** (0.0048)	0.0135*** (0.0043)	-0.0076*** (0.0025)	-0.0076*** (0.0025)	0.0115** (0.0048)	0.0135*** (0.0043)	-0.0076*** (0.0025)	-0.0076*** (0.0025)	0.0115** (0.0048)	0.0135*** (0.0043)	-0.0076*** (0.0025)	-0.0076*** (0.0025)
外贸依存度	-0.0318*** (0.0110)	-0.00416 (0.0095)	-0.0283*** (0.0105)	0.0816 (0.0513)	0.0816 (0.0513)	0.0162 (0.0512)	0.0680** (0.0346)	0.0680** (0.0346)	0.0161 (0.0209)	0.0318 (0.0219)	0.0680** (0.0346)	0.0680** (0.0346)	0.0161 (0.0209)	0.0318 (0.0219)	0.0680** (0.0346)	0.0680** (0.0346)	0.0161 (0.0209)	0.0318 (0.0219)	0.0680** (0.0346)	0.0680** (0.0346)
截距项	0.6750*** (0.1370)	0.8230*** (0.0782)	0.8640*** (0.1170)	0.7800*** (0.0625)	0.7800*** (0.0625)	0.8140*** (0.0591)	0.9810*** (0.0510)	0.9810*** (0.0510)	0.9440*** (0.0550)	0.8250*** (0.0607)	0.9810*** (0.0510)	0.9810*** (0.0510)	0.9440*** (0.0550)	0.8250*** (0.0607)	0.9810*** (0.0510)	0.9810*** (0.0510)	0.9440*** (0.0550)	0.8250*** (0.0607)	0.9810*** (0.0510)	0.9810*** (0.0510)
观测值	209	209	209	152	152	152	152	152	209	209	152	152	209	209	152	152	209	209	152	152
R 方	0.600	0.243	0.692	0.705	0.705	0.646	0.940	0.940	0.696	0.725	0.940	0.940	0.696	0.725	0.940	0.940	0.696	0.725	0.940	0.940
个体数	11	11	11	8	8	8	8	8	11	11	8	8	11	11	8	8	11	11	8	8
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是

注:括号内为标准误;\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

表 9 为两个门槛变量所取的门槛值,其中,第一行与第三行因变量为 TFP,第二行与第四行因变量为技术效率变动。由于平均受教育年限对 TFP 中的技术进步分解项并无显著影响,因此本部分不做分析。从表中可以看出,当因变量为全

要素生产率时, 外商投资占 GDP 比重的门槛值为 0.0512, 而外贸依存度的门槛值为 1.2156; 而当因变量为技术效率变动时, 外商投资占 GDP 比重的门槛值为 0.0317, 而外贸依存度的门槛值为 0.7612。根据得到的门槛值, 进行门限面板回归, 所得结果如表 10 和表 11 所示, 其中表 10 的门槛变量为外商投资占 GDP 比重, 表 11 的门槛变量为外贸依存度, 因变量都为全要素生产率 (TFP) 与技术效率变动 (effch)。门槛变量的不同水平下, 教育对于 TFP 以及技术效率变动的边际影响是不相同的, 即教育与全要素生产率的关系并非呈现线性关系。外商投资占 GDP 的比值在小于等于 0.0512 以及大于 0.0512 两个区间内, 平均受教育年限每增加 1 年, TFP 变化率分别增加 1.60% 和 1.80%; 在小于等于 0.0317 以及大于 0.0317 两个区间内, 技术效率分别提升 1.71% 和 1.88%, 因此外商投资占比越高, 教育对 TFP 以及技术效率变动的影响也就越大。而对于外贸依存度来说, 在其取值小于等于 1.2156 以及大于 1.2156 两个区间内, 平均受教育年限每增加 1 年, TFP 的变化率分别增加 2.40% 与 2.16%; 在小于等于 0.7612 以及大于 0.7612 两个区间内, 技术效率分别提升 1.83% 与 1.59%, 即外贸依存度的占比越小, 教育对于 TFP 以及技术效率变动的边际影响越大。这表明外贸依存度并非越高越好, 外贸依存度超过一定门槛值, 会使得该地主要依赖进出口贸易来提升经济增长, 导致教育在利用国外先进技术促进本国技术效率提升以及技术进步的作用愈加有限, 不利于我国 TFP 的提升。因此适度依赖进出口贸易, 转向依靠技术进步提升 TFP, 促进当地的经济发展是非常重要的。

表 9 门槛值估计结果

门槛变量	因变量	门槛个数	门槛估计值	95%置信区间
外商投资占 GDP 比重	全要素生产率	单一门槛值	0.0512	[0.0489, 0.0581]
外商投资占 GDP 比重	技术效率变动	单一门槛值	0.0317	[0.0295, 0.0326]
外贸依存度	全要素生产率	单一门槛值	1.2156	[1.1301, 1.3110]
外贸依存度	技术效率变动	单一门槛值	0.7612	[0.7171, 0.8344]

表 10 门限面板回归结果—门槛变量为 FDI 占比

因变量	TFP		effch
申请专利数	0.0055** (0.0026)	申请专利数	0.0066** (0.0026)
外贸依存度	-0.0182** (0.0075)	外贸依存度	0.0364*** (0.0072)
$Edu_{it} \cdot 1(FDI \leq 0.0512)$	0.0160*** (0.0046)	$Edu_{it} \cdot 1(FDI \leq 0.0317)$	0.0171*** (0.0045)
$Edu_{it} \cdot 1(FDI > 0.0512)$	0.0180*** (0.0047)	$Edu_{it} \cdot 1(FDI > 0.0317)$	0.0188*** (0.0046)
截距项	0.9160*** (0.0374)	截距项	0.7960*** (0.0359)
观测值	570	观测值	570
个体数	30	个体数	30
R 方	0.628	R 方	0.476
省份固定效应	是	省份固定效应	是
年份固定效应	是	年份固定效应	是

注:括号内为标准误;\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

表 11 门限面板回归结果—门槛变量为外贸依存度

因变量	TFP		effch
FDI 占 GDP 比重	0.4460*** (0.0608)	FDI 占 GDP 比重	0.1990*** (0.0627)
申请专利数	0.0038 (0.0025)	申请专利数	0.0113*** (0.0026)
$Edu_{it} \cdot 1(Trade \leq 1.2156)$	0.0240*** (0.0046)	$Edu_{it} \cdot 1(Trade \leq 0.7612)$	0.0183*** (0.0047)

(续表)

因变量	TFP		effch
$Edu_i \cdot 1(Trade > 1.2156)$	0.0216*** (0.0046)	$Edu_i \cdot 1(Trade > 0.7612)$	0.0159*** (0.0047)
截距项	0.8520*** (0.0369)	截距项	0.7740*** (0.0376)
观测值	570	观测值	570
个体数	30	个体数	30
R 方	0.660	R 方	0.453
省份固定效应	是	省份固定效应	是
年份固定效应	是	年份固定效应	是

注:括号内为标准误; \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。



## 五、 结论与讨论

根据新经济增长理论,教育与全要素生产率都是促进经济可持续、有质量增长的重要指标,而教育除了直接影响经济增长外,又会通过全要素生产率来促进经济增长,因此研究教育与全要素生产率的关系至关重要。本文选择 2000—2018 年省级面板数据,在考虑人力资本存量的前提下,使用 DEA-Malmquist 指数方法计算全要素生产率以及技术效率与技术进步两个分解项。在进行全要素生产率的计算后,本文选择平均受教育年限作为教育的代理变量,使用双向固定效应模型以及门限面板模型,选择工具变量方法,分别分析了平均受教育年限与全要素生产率的线性与非线性关系。本文主要结论如下:

第一,2000—2018 年期间,我国全要素生产率的年均变化率为 8.9%,虽然增长率较高,但与 GDP 年均增长 9.5%相比,我国的经济增长质量并不高,目前的经济增长仍然是靠物质资本以及劳动力投入拉动。从分解项上来看,我国的全要素生产率增长大多依靠技术创新与进步,技术效率则对于全要素生产率的变化产生了负向的作用。分地区来看,东中西部三个地区的全要素生产率增速相差不大,但西部地区的全要素生产率相比东中部来说增速更快。

第二, 教育对全要素生产率的影响具有内生性。从工具变量结果来看, 教育对全要素生产率与技术效率变动有显著促进作用。此外, 教育除对全要素生产率有直接影响外, 也会通过外商直接投资占 GDP 比重以及专利申请量, 进而对全要素生产率产生影响。

第三, 教育对全要素生产率的影响存在着非线性特征。对于分类变量地区而言, 教育对于全要素生产率的影响存在着明显的地域差异, 平均受教育年限对于东部与中部的全要素生产率具有显著正向影响, 且对于东部的影响显著更大, 但西部地区的平均受教育年限对于全要素生产率的影响虽然系数为正但并不显著。对于连续变量而言, 平均受教育年限与全要素生产率的关系会随着门槛变量的不同区间取值而发生变化, 外商直接投资占 GDP 比重越高、外贸依存度越低, 教育对于全要素生产率的边际影响也就越大。

我国作为一个发展中国家, 虽然经济高速增长, 但从全要素生产率这一指标来看, 仍存在着经济增长质量不高的情况, 要促使我国经济高质量可持续增长, 提高全要素生产率的增速, 增加其对 GDP 的贡献率十分重要。而在所有影响全要素生产率的因素中, 教育作为重要因素, 在全要素生产率增长中发挥了核心作用, 我国正逐步从教育大国向教育强国发展, 因此要提高全要素生产率, 从教育方面提出建议至关重要, 也更加切实可行。根据所得结论, 本文提出如下建议: 第一, 我国要更注重教育在提高全要素生产率中的重要作用, 提高教育的普及程度, 以提高我国从业者的平均受教育水平, 在此基础上, 增加国家对于各级教育的经费投入, 既要保证教育的“量”, 更要注重教育的“质”; 第二, 要完善我国目前的人才培养机制, 由于创新对于全要素生产有着显著的正向影响, 因此我国的教育, 尤其是高等教育应培养更多具有国际水平的科技创新人才与创新团队, 并且积极引进和储备国外的高质量人才; 第三, 由于我国的全要素生产率主要是由技术进步贡献的, 在技术效率的运用上仍显不足, 因此提升我国劳动力的技术利用效率非常重要, 相关院校应调整人才培养方式, 提高人才的技术水平与熟练度, 培养出具有丰富科技知识和操作能力, 能够高效消化吸收与应用前沿技术的人才。此外, 在关注教育对全要素生产率影响的同时, 也不能忽略宏观经济因素对二者关

系的影响。我国需要切实贯彻新的发展理念, 加快构建新发展格局。在积极利用外商直接投资, 促进国际经济交流与互利合作, 推动国内国际双循环相互促进的同时, 坚持在以国内经济大循环为主体的基础上, 促进我国本土的技术进步与创新。

本文仍存在一些不足之处。首先, 本文使用平均受教育年限作为教育的代理变量, 这一指标的选择重点关注了教育的水平而非质量, 关注的是人力资本的存量而非增量, 且平均水平可能会忽略各级教育的不同影响, 所得结果并不一定准确, 进一步的研究可以尝试使用各级教育质量、教育经费或者人力资本增量的相关变量作为教育的代理变量。其次, 本文囿于数据可得性, 仅将三个控制变量纳入方程, 并未加入更多的对于全要素生产率有影响的控制变量, 可能会存在遗漏变量问题, 在数据可获得的基础上, 后续会尝试加入更多控制变量以完善模型。最后, 本文主要研究了教育与全要素生产率的线性与非线性关系, 对于具体的作用机制仅使用教育与外商投资占 GDP 比重以及教育与申请专利数两个交互项进行了调和效应机制的简略分析, 并未展开详细讨论, 在以后的研究中可以继续进一步二者作用机制的详细探讨。

### 参考文献

[1] 闵维方. 教育促进经济增长的作用机制研究 [J]. 北京大学教育评论, 2017(3): 123—136.

[2] [38] Young, A. (2003). Gold into base metals: Productivity growth in the People's republic of china during the reform period. *The Journal of Political Economy*, 111(6), 1220—1261.

[3] Jiang, Y. (2015). Total factor productivity, pollution and “green” economic growth in china. *Journal of International Development*, 27(4), 504—515.



[4] 吴延瑞. 生产率对中国经济增长的贡献: 新的估计 [J]. 经济学(季刊), 2008(3): 827—842.

[5] 盛来运, 李拓, 毛盛勇, 付凌晖. 中国全要素生产率测算与经济增长前景预测 [J]. 统计与信息论坛, 2018(12):3—11.

[6] 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(09):16—23.

[7] Becker, G.S. (2006). Human capital. New York: Columbia University Press.

[8] 我国教育总体水平跃居世界中上行列[N]. 中国教育新闻网—中国教育报, 2019 9 27 第1版.

[9] Whalley, J., & Zhao, X.. (2013). The contribution of human capital to china's economic growth. China Economic Policy Review, 2(1), 1350001.1—1350001.22.

[10] 陆旸. 中国全要素生产率变化趋势 [J]. 中国金融, 2016(20),40—42.

[11] 中国教育科学研究院国际比较教育研究中心著. 中国教育竞争力报告 2011 [M]. 北京: 教育科学出版社, 2012:09.

[12] 姚继军, 马林琳. “后 4%时代”财政性教育投入总量与结构分析 [J]. 教育发展研究, 2016, 36(05):17—21+78.

[13] Hulten, C. R. (2001). Total factor productivity: A short biography. In C. R. Hulten, E. R. Dean, & M. J. Harper (Eds.), New developments in productivity analysis (pp. 1—47). NBER Studies in Income and Wealth, vol. 63. Chicago and London: University of Chicago Press.

[14] 魏下海, 王岳龙. 城市化、创新与全要素生产率增长——基于省际面板数据的经验研究 [J]. 财经科学, 2010(03): 69—76.

[15] Alvarez-Ayuso, I. C., Becerril Torres, O. U., & Laura E. del Moral Barrera. (2011). The effect of infrastructures on total factor productivity and its determinants: A study on Mexico. *Estudios Económicos De El Colegio De México*, 26(1), 97—122.

[16] Arisoy, I. (2012). The impact of foreign direct investment on total factor productivity and economic growth in turkey. *The Journal of Developing Areas*, 46(1), 17—29.

[17] 董春风, 李洋, 李慧. 基于 SBM Malmquist 模型的中国经济高质量发展测度及驱动因素研究[A]. 中国统计教育学会. 2018 年(第六届)全国统计建模大赛论文集[C]. 中国统计教育学会: 中国统计教育学会, 2018: 100—117.

[18] Zhou, Q., Shao, Q., Zhang, X., & Chen, J. (2020). Do housing prices promote total factor productivity? Evidence from spatial panel data models in explaining the mediating role of population density. *Land Use Policy*, 91, 104410.

[19] Teixeira, A. A. C., & Fortuna, N. (2004). Human capital, innovation capability and economic growth in portugal, 1960—2001. *Portuguese Economic Journal*, 3(3), 205—225.

[20] Arazmuradov, A., Martini, G., & Scotti, D. (2014). Determinants of total factor productivity in former soviet union economies: A stochastic frontier approach. *Economic Systems*, 38(1), 115—135.

[21] Alvi, S., & Ahmed, A. M. (2014). Analyzing the impact of health and education on total factor productivity: A panel data approach. *Indian Economic Review*, 49(1), 109—123.

[22] [45] 彭晷,刘智勇,肖竞成. 对外开放、人力资本与区域技术进步(1996~2005) [J]. *世界经济研究*, 2008(06): 24—28+86.

[23] 朱福林. 全要素生产率与人力资本——基于中国经验数据的实证研究(1979—2010) [J]. *北京市经济管理干部学院学报*, 2013(03): 3—8+48.

[24] Miller, S. M., & Upadhyay, M. P. (2000). The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. *Journal of Development Economics*, 63(2), 399—423.

[25] Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone? *The World Bank Economic Review*, 15(3), 367—391.

[26] [42] 颜鹏飞,王兵. 技术效率、技术进步与生产率增长:基于 DEA 的实证分析 [J]. *经济研究*, 2004(12): 55—65.

[27] 王婷, 刘毅, 刘艳枫. 创新驱动、教育与全要素生产率变化 [J]. *西南民族大学学报(自然科学版)*, 2018(04): 419—426.

[28] Nelson, R. R., & Phelps, E. S. (1966). Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *The American Economic Review*, 56(1/2), 69—75.

[29] Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (2005). Human capital and technology diffusion. *Handbook of economic growth*, 1, 935—966.

[30][35]Vandenbussche, J., Aghion, P., & Meghir, C. (2006). Growth, distance to frontier and composition of human capital. *Journal of Economic Growth* (Boston, Mass.), 11(2), 97—127.

[31] 许和连, 元朋, 祝树金. 贸易开放度、人力资本与全要素生产率: 基于中国省际面板数据的经验分析 [J]. *世界经济*, 2006(12): 3—10+96.

[32] 许培源. 贸易结构、人力资本与全要素生产率增长——基于中国数据的经验研究 [J]. *科技和产业*, 2008(09): 29—34.

[33] 邹景, 杨冬兰. 贸易结构、人力资本与中国全要素生产率增长——基于 VAR 模型和 Granger 因果检验 [J]. *现代经济信息*, 2016(23): 1—2+4.

[34] 张玉鹏, 王茜. 人力资本构成、生产率差距与全要素生产率——基于中国省级面板数据的分析 [J]. *经济理论与经济管理*, 2011(12): 27—36.

[36] 杨顺元. 全要素生产率理论及实证研究 [D]. 天津: 天津大学, 2006.

[37] 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.

[39] 闵维方, 马莉萍. 教育经济学 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2020: 58.

[40] Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575—603.

[41] 华萍. 不同教育水平对全要素生产率增长的影响——来自中国省份的实证研究 [J]. *经济学(季刊)*, 2005(04): 147—166.

[43] 吕连菊. 高等职业教育与普通高等教育扩招对全要素生产率的影响研究 [J]. 职业技术教育, 2016(028):27—32.

[44] 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 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010(04):107—121.