

我国高等职业教育 对经济增长贡献程度的研究

——基于 2008—2017 年省际面板数据的实证分析

何佑石 祁占勇

[提要]高等职业教育承担着传承技术技能、促进就业创业、推动经济社会发展的社会职能,为构建人力资源强国、建设技能型社会夯实人才之基。以《中国统计年鉴》《中国城市年鉴》等数据为基础,以人力资本积累与溢出模型为分析工具,利用 2008—2017 年省际面板数据估算高等职业教育对经济增长的贡献程度,同时引入工具变量缓解内生性问题,引入城镇化指数以及市场化指数与自变量形成的交互项,探讨高等职业教育对区域经济增长的贡献是否存在区域差异。研究表明,高等职业教育对区域经济增长具有显著正向作用;高等职业教育对城镇化水平越高的地区其经济增长的正向影响越显著;高等职业教育对市场化水平越高的地区其经济增长的正向影响越显著。为了积极推进高等职业教育服务区域经济增长,应持续增加高等职业教育的经费投入力度,进一步巩固高等职业教育的主体地位;构建高等职业教育与新型城镇化多元主体合作共治的治理模式,保障并促成高等职业教育与新型城镇化联动发展;同时将市场化竞争机制引入高等职业教育治理体系。

[关键词]高等职业教育;经济增长;贡献程度;人力资本积累与溢出模型;异质性检验

中图分类号:G710

文献标识码:A

文章编号:1004—3926(2023)02—0213—09

基金项目:国家社会科学基金教育学重点课题“国际比较视野下职业教育社会认同的提升策略研究”(AJA220023)阶段性成果。

作者简介:何佑石,南京师范大学教育科学学院博士研究生,研究方向:职业教育与技术教育。江苏南京 210024
祁占勇,陕西师范大学教育学部教授、博士生导师,教育学博士,研究方向:职业教育政策与法律。陕西西安 710062

一、问题提出

职业教育是我国国民教育体系中与经济社会发展联系较为密切的一种教育类型,是推动经济发展的生力军^[1]。高等职业教育作为现代职业教育体系的重要一环,为社会输送了数以千万计的“能工巧匠”和“大国工匠”,是我国实现数字化、智能化和现代化转型的重要支撑。可以说,高等职业教育与经济社会发展是相互耦合、相互促进的命运共同体^[2]。当前,我国经济正由高速增长向高质量发展转型,促进经济增长与国家战略的实施最重要的是必须具备坚实的人才支撑和智力支持,尤其是适应经济发展需求、与产业发展紧密对接的高素质劳动者与技术技能人才^[3](P.131-136)。

从 2019 年颁布《国家职业教育改革实施方案》开始,国家对整个职业教育体系进行了科学规划,并对高等职业教育的基本定位、规模发展和质量提升进行了重大改革。具体来说,《国家职业教育改革实施方案》(2019 年)已将高等职业教育定位为“优化高等教育结构”和“培养服务区域发展的高素质技术技能人才”的重要方式和途径。国

家发展高等职业教育的目的不仅仅是优化高等教育结构与促进教育公平,更是优化产业结构和促进经济发展。高等职业教育对经济增长的边际贡献是衡量高等职业教育对国民经济效益影响程度的重要指标,因此在高等职业教育进入新的发展阶段,检验高等职业教育对经济增长的贡献程度显得尤为重要。

一般来说,职业教育与经济发展之间存在着作用与反作用、决定作用与能动影响的关系^[4](P.331-333),即双向互动的动态平衡关系。一方面,职业教育通过提高区域人力资本数量、优化区域人力资本质量以及促进区域经济、社会要素的公平流动,为区域经济的发展注入活力,从而推进区域经济协调均衡发展。另一方面,职业教育作为一种公共产品,并不是凭空出现的,而是在经济社会发展到一定阶段后产生的。一定的人力、物力、财力支撑着职业教育活动的有序进行,这不仅决定着职业教育发展的规模和速度^[5],而且影响职业教育的内容和方法。

教育对经济增长的贡献程度研究作为教育经

济学领域的研究热点,长期受到学界的关注与讨论。一方面,关于教育对经济增长贡献程度的研究主要遵循实证分析的路径,估算方法包括硬计算方法与软计算方法。应用于教育经济学典型的硬计算方法有舒尔茨余量法、丹尼森因素分析法、劳动系数简化法、菲德模型等^①,是由计量经济学衍生出的一种内源性计量方法。而软计算方法是利用神经网络、模糊逻辑、遗传算法和粗集等方法模拟人类大脑处理信息数据的方式而开发的一种系统性的计算方法。教育对经济增长贡献程度的软计算方法则是基于“教育—实际人力资本—经济增长”的逻辑链条建立模糊映射关系^[6],最终得出教育对经济增长的贡献程度。以上方法或由于理论前提与我国实际情况并不相符,或由于步骤繁琐和操作复杂,均不是估算教育对经济增长贡献程度最适合的方法。

另一方面,对于职业教育经济增长贡献程度的相关研究,国内大多数研究者选择使用一定方法从教育对经济增长的贡献程度中剥离出职业教育对经济增长的贡献程度,即使用排除法、权数分配法和指数增量法进行职业教育对经济增长贡献程度的估算。其中,排除法将其他教育层次对经济增长的贡献程度从教育对经济增长的贡献程度中排除出去,从而得出职业教育对经济增长贡献程度。但这种方法存在严重缺陷,即排除的部分不等于综合教育对经济增长的贡献程度^[7]。权数分配法将各类教育劳动力质量折算系数与各类教育指数年均增长率的乘积作为权数,对年均教育综合指数增长率进行加权^[8]。但该方法忽略了各类教育存量,这与现实情境并不相符^[9]。指数增量法以各类教育指数增量为权数,对年均教育综合指数增长率进行加权^[10]。

显然,有关估算职业教育对经济增长贡献程度的研究,整体上还处于探索阶段,虽然研究者从研究方法和研究对象上都在寻求新的突破,但很少涉及高等职业教育对经济增长的异质性分析。大部分研究者仅仅分析局部地区对经济增长的贡献程度,如不同研究者分别估算了全国、西部、辽宁省、江西省、重庆市、上海市的中等职业教育或高等职业教育对经济增长贡献程度,并未分析高等职业教育对经济增长是否存在地域性差异,不能充分说明我国高等职业教育发展存在的痼疾。因此,通过《中国统计年鉴》《中国城市年鉴》等数据,依托人力资本积累与溢出模型,使用多维固定效应回归估算高等职业教育对经济增长的边际贡献,分别引入城镇化指数或市场化指数与自变量形成的交互项,探讨高等职业教育对经济增长的

贡献是否存在区域差异并反思背后缘由,对提升高等职业教育社会认同度、彰显高等职业教育主体地位、促进高等职业教育与城镇化联动发展以及推动高等职业教育与市场化融合发展兼具理论意蕴与实践价值。

二、研究设计

(一) 模型构建

在分析人力资本对经济增长贡献程度的模型选取上,大部分国内外学者以柯布—道格拉斯生产函数(C-D 生产函数)为基本模型进行修正与改进,再结合数据构建回归模型来进行定量测算。由于 C-D 生产函数假定产出弹性为固定常数,而现实中人力资本存量与经济增长程度均处于动态变化中,且 C-D 生产函数未能考虑人力资本的溢出效应,此理论模型与实际情况之间不匹配。

卢卡斯等人在索洛模型的基础上,添加了人力资本这一经济增长的影响因素^[11],提出了人力资本积累与溢出模型^[12]:

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

其中, Y 代表总产出, A 代表技术进步效率, K 代表物质资本存量要素, L 代表劳动力要素, H 为人力资本要素。

因此,构建如下模型就高等职业教育对各省经济增长的贡献作用进行识别。

$$GDP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EDU_{i,t} + \sum \alpha_k Control_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $GDP_{i,t}$ 为被解释变量,用于衡量 i 省份在 t 年份的国民经济发展水平。 $edu_{i,t}$ 为解释变量,是表征 i 省份 t 年高等职业教育发展规模的指标。 $Control_{i,t}$ 为控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。同时考虑到时间趋势会引起估计结果出现偏误以及省份自身拥有的不随年份变化的其他不可观测特征,因此选用双向固定效应模型进行回归分析。在回归结果中,重点关注的系数为 α_1 ,若该系数表现显著为正,则说明高等职业教育发展有助于提升区域经济发展水平。

(二) 变量选择与处理

1. 被解释变量

被解释变量为国民经济发展水平,选择人均国内生产总值表示。现有文献有关测度经济发展水平的指标主要包括绝对指标与相对指标。绝对指标主要反映各地区经济发展规模,包括国内生产总值与人均国内生产总值。相对指标更侧重于测度地区经济发展成长情况,主要包括国内生产总值指数、人均国内生产总值指数与国内生产总值增长率。由于各省份地区经济发展体量不同,

因而使用相对指标测度地区经济发展水平忽视了对地区整体发展规模的考察,所以选择使用绝对指标来测度地区经济发展水平。进一步来看,在绝对指标中,与国民经济生产总值相比,人均国内生产总值指标能更好地缓解区域经济规模差异对研究结果产生的偏误影响,因此选择人均指标的对数值作为被解释变量以衡量地区经济发展水平。

国内生产总值是一个价值量指标,其价值的变化受价格变化和物量变化两大因素影响。为了科学比较不同时期的产品价值,反映生产活动成果的实际变动,所以将现价国内生产总值转化为不变价国内生产总值,剔除价格变化的影响,能够准确估计产品价值。

2. 解释变量

解释变量为高等职业教育发展规模,选择高等职业学校毕(结业)人数占年末人口总数(万人)的比值表示。现有研究对高等职业教育多基于以下三个指标进行测度,高等职业学校在校生人数、高等职业学校预计毕业人数及高等职业学校毕业生人数。由于教育对经济增长的影响具有一定的滞后性,与在校人数与预计毕业生数相比,实际毕业生人数能够更加真实地反映各省份地区劳动力市场受该届高职应届毕业生劳动力资源流入的影响。为了更好地拟合职业教育人力资本的经济增长作用,选择高等职业学校当年毕(结业)人数占地区年末人口总数的比值,表征现有劳动力中高等职业教育人数的存量,从而反映高等职业教育人力资本长期的积累效应对经济增长的长期贡献^[13]。

3. 控制变量

为了缓解由于遗漏变量的存在而因模型设定引发的内生性问题,应该在模型中对能够同时影响地区经济发展水平以及高等职业教育发展规模的变量加以控制,包括物质资本存量(K)、人力资本存量(H)、高等职业学校数量($schnum$)、各省份教育支出($pedup$)、第二产业占比($indus$)、外商直接投资(FDI)、信息化水平($INFORM$)以及失业率($unemploy$)。

(1) 物质资本存量(K)

当前,国际上通行的物质资本存量估计方法是永续盘存法,该方法假定资本品的相对效率服从几何递减的模式,在这种模式下重置率是常数,并且折旧率和重置率是相同的,其基本估计公式可以表达为:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta_t) + \frac{I_t}{P_t}$$

其中 K_t 和 K_{t-1} 分别为 t 年的固定资产存量与 $t-1$ 年的固定资产存量, δ_t 为 t 年的折旧率, I_t 为 t 年的投资额, P_t 为 t 年的固定资产投资价格指数。

考虑到资本形成总额中包含存货增加,存货增加无法在当年形成生产能力,因此选择固定资产形成总额作为估计我国物质资本存量的投资流量指标。考虑到统计数据的缺失以及简化分析等因素,直接采用靖学青^[14]核算的 2005 年省际物质资本存量作为基期物质资本存量,省际层面的折旧率统一取 9.6%^[15]。

(2) 人力资本存量(H)

考虑到人力资本存量与物质资本存量的比较问题,且通过比较分析和回归分析,可以发现生产函数工资法给出的各年人力资本存量水平的相对指数较为合理,故采用生产函数工资法来估算省际层面的人力资本存量。

根据要素报酬的边际生产力决定理论,劳动者的工资决定于劳动力的边际生产力水平。因此,人力资本为 h 的劳动者,其工资可表示为:

$$\omega(h) = \beta k^{1-\beta} (Ah)^\beta$$

其中 k 为人均物质资本存量。根据以上公式,劳动力的工资水平由人均物质资本存量、技术水平和人均资本存量决定,故相邻两期人力资本计算公式为^[16]:

$$\frac{h_t^{\beta_t+1}}{h_{t-1}^{\beta_{t-1}+1}} = \frac{\omega(?_t)}{\omega(?_{t-1})} \times \frac{\beta_{t-1} \times K_{t-1}^{1-\beta_{t-1}} \times L_{t-1}^{\beta_{t-1}-1}}{\beta_t \times K_t^{1-\beta_t} \times L_t^{\beta_t-1}}$$

其中, β 为劳动收入在总收入中的份额,即工资总额占当期 GDP 的份额, ω 为劳动力的平均工资, L 为劳动力人数。假设 2008 年省际层面的单位劳动力的平均人力资本均为 1,那么就可根据上式求出相邻两期劳动力平均人力资本存量比,随后便可估算出省际层面各期劳动力的平均人力资本存量和整个社会人力资本存量。

(三) 数据来源

鉴于《中国统计年鉴》未公布 2017 年之后省际层面的固定资产形成总额,根据数据可获取性原则,选取 2008—2017 年中国各省份作为研究对象并整理相关数据。所有区域层面数据均来自中国国家统计局、中国教育部、中国科技部及《中国城市统计年鉴》。为了消除极端值的影响,对被解释变量人均 GDP 与高等职业学校数量($schnum$)、各省教育总支出($pedup$)、外商直接投资规模(FDI)进行了对数处理。在将个别变量缺失值使用插值法补齐后,形成了 2008—2017 年 31 个省份 310 个样本的平衡面板数据。所涉及的变量及描述如下表所示:

表 1 变量说明

变量类别	变量名称	变量简称	变量说明
被解释变量	国民经济发展水平	GDP	人均国内生产总值对数值
解释变量	高等职业教育发展规模	EDU	高等职业学校毕(结业)人数占年末人口总数
	高等职业教育发展规模一期的滞后项	EDU(T-1)	高等职业学校毕(结业)人数占年末人口总数做一阶滞后处理
	高等职业教育发展规模二期的滞后项	EDU(T-2)	高等职业学校毕(结业)人数占年末人口总数做二阶滞后处理
	高等职业教育发展规模三期的滞后项	EDU(T-3)	高等职业学校毕(结业)人数占年末人口总数做三阶滞后处理
	自变量与城镇化指数形成的交互项	EDU* urban	高等职业学校毕(结业)人数占比与城镇化指数形成的交互项
	自变量与市场化指数形成的交互项	EDU* market	高等职业学校毕(结业)人数占比与市场化指数形成的交互项
工具变量	其他省份高等职业教育发展规模	undergraduate	其他省份高等职业学校预期毕业人数与该省份年末人口比值的平均值
控制变量	物质资本存量	K	根据永续盘存法测算
	人力资本存量	H	根据生产函数工资法测算
	高等职业学校数量	schnum	高等职业学校数量对数值
	各省教育总支出	pedup	各省教育经费总支出对数值
	第二产业占比	indus	第二产业生产总值占比
	外商直接投资规模	FDI	外商直接投资总额对数值
	信息化水平	INFORM	互联网宽带接入端口数量
	失业率	Unemploy	失业人口占就业人口与失业人口之和的百分比

三、实证分析

(一) 描述性统计

为了概览样本的整体分布,首先对遴选出的样本进行描述性统计(见表 2)。

从被解释变量来看,人均国内生产总值的最小值为 8824 元,最大值为 128994.1 元,均值为 43954.07 元,说明各省国民经济发展水平具有差异性。从解释变量来看,高等职业学校毕(结业)人数占比的最大值为 35.43%,最小值为 2.22%,

说明高等职业学校发展情况在省际层面具有差异性。从控制变量来说,第二产业占比最大值为 0.62,最小值为 0.19,这在一定程度上说明了各省间产业结构存在差异。外商直接投资总额(FDI)最大值为 9.78,最小值为 1.68,这说明各省外国资本参与存在差异。而互联网宽带接入端口数最大值为 6531.73,最小值为 11.49,均值为 1232.04,这表明个别省份信息化发展水平显著高于平均值,同时存在个别省份信息化水平落后的情况。

表 2 变量的描述性统计

类型	变量	单位	N	均值	最小值	最大值
被解释变量	人均国内生产总值	元	310	43954.07	8824.00	128994.10
解释变量	高等职业学校毕(结业)人数占比	%	310	14.55	2.22	35.43
控制变量	物质资本存量	亿元	310	10.21	6.61	12.18
	人力资本存量	亿元	310	5.87	2.79	7.69
	高等职业学校数量	对数值	310	3.52	1.10	4.50
	各省教育总支出	对数值	310	18.02	15.42	19.79
	第二产业占比	%	310	0.46	0.19	0.62
	外商直接投资总额	对数值	310	6.11	1.68	9.78
	互联网宽带接入端口	万个	310	1232.04	11.49	6531.73
	失业率	%	310	3.42	1.20	4.60

(二) 相关性分析

为了检验样本是否具备进行回归分析的条件,需要探讨高等职业教育与经济增长之间的关系以及关系的密切程度,对遴选出的样本作 Pearson 相关性分析。

从 Pearson 相关性分析结果得知,除个别系数外,模型(2)中主要研究变量的相关系数均低于

0.7,因而认为各变量之间不存在严重多重共线性问题。同时,模型(2)中被解释变量与解释变量、控制变量之间具有一定相关关系。其中,高等职业教育与区域经济发展在 $\omega\%$ 水平上具有正相关关系,且相关系数为 0.505,初步表明各省高等职业教育与自身经济发展具有显著正相关关系,即高等职业教育能够显著提升区域经济发展水平。

(三) 高等职业教育对经济增长的贡献

1. 基准回归

为了检验高等职业教育对区域经济增长的影响程度,首先选用双向固定效应模型对省际面板数据进行估算,回归结果如表3所示。

其中,第一列为未加入控制变量时,高等职业教育(EDU)对区域经济发展(GDP)在5%水平上产生正向贡献,系数表现为0.013。第二列结果显示,当进一步引入控制变量时,高等职业教育(EDU)能够在1%水平上对地区人均国内生产总值(GDP)产生提升效果,影响系数为0.009。这说明,高等职业学校毕业生占比每提升1%,促使该省份人均GDP相应地提升0.009元。上述结果表明,高等职业教育能够对区域经济发展发挥正向作用。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)
	GDP	GDP
EDU	0.013** (0.006)	0.009* (0.004)
常数项	10.367*** (0.086)	2.399 (1.721)
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
R ²	0.980	0.991

注:***,**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为稳健标准误。

2. 内生性问题

在探究高等职业教育对区域经济发展的影响效果时,不能忽视模型设定中可能存在部分内生性问题,例如样本选择性偏差、解释变量高等职业教育的测度误差、遗漏部分不可观测的省际层面控制变量误差以及区域经济发展与高等职业教育之间可能存在互为因果关系等,这些内生性问题的存在会干扰参数估计结果的准确性。为了缓解上述可能存在的内生性问题对回归结果产生的有偏影响,选择其他省份高等职业学生预期毕业人数与该省份年末人口比值的平均值(*undergraduate*)生成工具变量,原因如下:

一方面,该工具变量满足相关性要求。鉴于人力资本的空间流动性,即高职应届毕业生劳动力资源会在省际间出现流动情况,所以其他省份预期高职学生毕业人数能够直接对本省份高等职业学校招生规模产生直接影响。首先,借助Anderson canon的corr. LM统计工具进行工具变量不可识别检验,如表4第1列所示,结果在1%水平上拒绝了“工具变量不可识别”的原假设,即工具变量可识别。同时使用Cragg-Donald的Wald F统计工具进行弱工具变量检验,结果表明:在只有

一个内生变量的情况下,统计量显著大于10%水平的临界值,据此可以拒绝本文“选用工具变量是弱工具变量”的原假设。进一步来看,借用Anderson-Rubin的Wald检验工具开展稳健弱识别检验,结果在1%水平上拒绝了“内生回归系数之和为0”的原假设。上述结果在一定程度上证实了所选用工具变量的可靠性。另一方面,该工具变量满足外生性假定。因为省内高等职业教育学生毕业生人数才能对本省经济发展水平产生直接影响,所以其他省份高等职业教育学生预期毕业生人数并不会直接对本省经济发展水平产生影响。上述论证进一步证实本文所使用工具变量(*undergraduate*)的合理性。基于此,选用两阶段最小二乘法对模型进行估计,回归结果如表4所示。

其中,表4第2列的回归结果表明,所选用的工具变量(*undergraduate*)与内生变量(EDU)在1%水平上显著负相关,因此所选工具变量满足相关性假设。第1列二阶段回归结果证实高等职业教育(EDU)依旧在1%水平上正向影响区域人均国内生产总值(GDP),这与基准回归结果基本保持一致。因此,在对模型设定所存在的部分内生性问题进行处理后,基于工具变量的估计结果在一定程度上证明了各省高等职业教育的发展能够对省内经济水平发展产生正向贡献。

表4 基于工具变量的估计结果

变量	(2)	(1)
	GDP 第二阶段	EDU 第一阶段
EDU	0.017*** (0.003)	
<i>undergraduate</i>		-18.721*** (1.510)
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
F		153.78
不可识别检验 Anderson canon. corr. LM statistic		103.44***
弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F statistic		153.78***
稳健弱识别检验 Anderson-Rubin Wald test		34.61***
R ²	0.973	

注:***,**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为稳健标准误,控制变量与基准回归一致。

3. 高等职业教育对经济增长的城镇化差异

由于城镇化水平差异引致区域产业结构特征不同,一般而言,城镇化水平更高的地区非农产业占比更高,因此处于不同城镇化水平的地区,经济发展基础本身存在差异。同时,鉴于我国仍然存

在城镇化水平区域差异,不同地区的居民生活条件并不相同,其中,具有相对便利交通条件、繁华都市氛围的地方能够吸引人才流入与驻扎,避免一定程度的人才流失。综上所述,高城镇化水平地区的高等职业教育对省内人均 GDP 的提升效应可能更为显著。考虑到以上因素,引入城镇化指数(urban)并形成与自变量的交互项,检验各省高等职业教育对自身经济发展水平的影响效果是否存在城镇化水平异质性,结果见表 5 所示。

其中,第 1—4 列的结果表示,高等职业教育以及高等职业教育 1—3 期的滞后项与城镇化指数形成的交互项对省际层面的人均国内生产总值(GDP)分别在 5%、10%、1%、1% 水平上发挥正向显著作用。上述结果证实,在高等职业教育对区域经济增长贡献的影响关系中,存在城镇化水平异质性,具体表现为:高城镇化水平省份的高等职业教育(EDU)对省内人均国内生产总值(GDP)的贡献影响更大。

表 5 城镇化水平异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GDP	GDP	GDP	GDP
EDU* urban	0.00015** (0.00006)			
EDU(T-1) * urban		0.00003* (0.00002)		
EDU(T-2) * urban			0.00003*** (0.00001)	
EDU(T-3) * urban				0.00004*** (0.00001)
常数项	2.635 (1.774)	2.249 (1.783)	2.006 (1.749)	2.079 (1.698)
R ²	0.992	0.991	0.991	0.991

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号内为稳健标准误,控制变量与基准回归一致。

4. 高等职业教育对经济增长的市场化差异

不同市场化水平地区的产品、要素市场发育状况不同,很有可能高市场化水平省份地区内的创新要素流通效率更高,因此高等职业教育发展对省内创新投入、产出表现的正向影响更强,高等职业教育对地区人均国内生产总值表现的提升效应更为显著。同时,更严苛的法律监管环境不仅有利于保护知识产权成果,从而对高职人员的创新意愿进行激励,并且有助于提升省内整体创新投入力度、创新产出成果表现。换言之,高市场化水平地区的高等职业教育对地区经济贡献影响的创新中介机制效应更强。基于此,引入市场化指数(market)与自变量高等职业教育的交互项,检验高等职业教育对各省经济发展水平贡献影响中

的市场化水平异质性是否存在。

表 6 中第 1 列结果显示,各省高等职业教育发展与市场化指数的交互项(EDU* market)能够在 10% 水平上正向影响地区人均 GDP 表现。第 2 列结果表明,交互项能够正向影响地区经济发展水平,虽然系数并不显著但在更大置信区间内能够接受交互项对于各省 GDP 表现发挥显著正向影响。第 3 列结果显示,交互项能够在 5% 水平上对省内经济发展水平产生正向影响作用。而第 4 列表明,交互项能够对各地区人均国内生产总值在 1% 水平上发挥正向提升效应。这说明,不同市场化水平地区,高等职业教育对经济发展的贡献影响存在显著差异,具体表现为高市场化水平省份的高等职业教育发展规模对省内人均 GDP 的经济贡献更为显著。

表 6 市场化水平异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GDP	GDP	GDP	GDP
EDU* market	0.00094* (0.00048)			
EDU(T-1) * market		0.00026 (0.00019)		
EDU(T-2) * market			0.00030** (0.00014)	
EDU(T-3) * market				0.00033*** (0.00012)
常数项	2.541 (1.780)	2.315 (1.782)	2.147 (1.737)	2.234 (1.706)
R ²	0.992	0.991	0.991	0.991

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号内为稳健标准误,控制变量与基准回归一致。

四、结论与建议

通过构建省际面板数据,首先使用双向固定效应模型,探究高等职业教育对区域经济增长的贡献作用;其次引入工具变量缓解内生性问题;最后引入城镇化指数或市场化指数与自变量形成的交互项,探讨高等职业教育对经济增长的贡献是否存在区域差异,得出以下结论:

第一,高等职业教育对区域经济增长具有显著正向作用,能够显著提升区域经济发展水平。首先,相关性分析结果显示,省际层面内接受高等职业教育的毕业生对本省人均国内生产总值具有正相关关系,且相关系数为 0.505,初步证明高等职业教育对区域经济发展水平发挥显著提升效应;其次,回归分析结果显示,直接对高等职业教育(EDU)进行基准回归,回归结果中的系数均为正数,表明高等职业教育对区域经济增长有着一

定的正向贡献,接受高等职业教育的毕业生占比每提升1%,该省份的人均国内生产总值提升0.009元;最后,引入工具变量解决内生性问题,回归结果中的系数均为正数,表明高等职业教育对区域经济增长发挥了正向贡献作用。

第二,地区的城镇化水平影响了高等职业教育对经济增长的促进作用,城镇化水平越高,高等职业教育对经济增长的影响越显著。异质性检验结果显示,无论对城镇化指数(*urban*)与高等职业教育形成的交互项进行基准回归,还是对城镇化指数(*urban*)与高等职业教育1—3期滞后项形成的交互项进行回归,回归结果中的系数均为正数,表明该地区的城镇化水平越高,高等职业教育对区域经济增长的正向贡献越大。究其原因,一是高城镇化水平地区对高素质人才的需求影响了高等职业教育对经济增长的促进作用。一方面,高城镇化水平地区能够为就业者提供更多的就业岗位和创业机会,进而吸引高素质人才的流入与驻扎。另一方面,城市的建设与发展离不开高素质人才的参与。高等职业教育为城市培养的技术技能型人才,对城市的基础建设与技术进步发挥了重要作用,从而带动区域经济不断增长。二是高城镇化水平地区对产业结构的调整影响了高等职业教育对经济增长的促进作用。高城镇化水平地区的公共基础设施完善,生产要素集聚,产业结构逐步从劳动密集型产业升级为技术密集型产业,为高等职业教育的发展提供了优质的物质基础与经济环境。高等职业教育通过提升劳动力的数量与质量,为城市建设提供充足的生产要素以及发展动力,通过创新要素集聚和知识的传播与扩散,为城市建设增强创新活力,驱动传统产业转型升级和新兴产业发展,从而促进经济增长。

第三,地区的市场化水平影响了高等职业教育对经济增长的促进作用,市场化水平越高,高等职业教育对经济增长的影响越显著。异质性检验结果显示,无论对市场化指数(*market*)与高等职业教育形成的交互项进行基准回归,还是对市场化指数(*market*)与高等职业教育1—3期滞后项形成的交互项进行回归,回归结果中的系数均为正数,表明该地区的市场化水平越高,高等职业教育对区域经济增长的促进作用越显著。究其原因,一是市场化水平影响高等职业学校的专业建设。高市场化水平下,高等职业学校的专业设置趋向多元化,专业设置结构愈加合理,能够实现复合型技术技能人才的培养目标,提高毕业生就业率,进而促进经济增长。二是市场化水平影响高等职业学校的办学投入。高市场化水平下,资金

投入力度大,资金投入渠道宽,高等职业教育事业发展迅速,进而促进经济增长。三是市场化水平影响高等职业学校的教师队伍。高市场化水平下,高等职业学校更容易吸引大量高水平人才进行师资队伍建设和聘用企业的优秀工程师作为“双师型”教师,搭建培训平台提高教师的专业技能,进而促进经济增长。

近年来,职业教育一直是教育体制改革的重点。高等职业教育作为职业教育体系的主体,也必然是职业教育改革与发展的重点对象之一。我国高等职业教育虽然在总体上得到了较快发展,但依然存在与本地经济增长之间不够合理、不够协调的方面。为了更好地发挥高等职业教育实现经济增长的目标,需要从持续增加高等职业教育的经费投入力度、构建高等职业教育与新型城镇化多元主体合作共治的治理模式、将市场化竞争机制引入高等职业教育治理体系等方面推进高等职业教育向前发展。

第一,持续增加高等职业教育的经费投入力度,进一步巩固高等职业教育的主体地位。首先,推进投资主体多元化。在政策上引导投资主体合理投资,在制度上保障投资主体的利益,调动社会、企业以及个人投入的积极性,让不同利益主体、不同管理模式、不同性质资金参与高等职业教育的投资^[17]。其次,推动高等职业教育经费投入均衡化。教育部门应该在深入调查各个地区高等职业教育经费投入状况的基础上,结合地区居民消费水平、物价等因素,对不同地区高等职业教育的经费投入作出决策,制定加大经济落后地区教育经费投入的项目和计划,推动区域高等职业教育均衡发展^[18]。最后,推进高等职业学校高质量发展。具体来说,一是促进高等职业教育招生录取办法多样化。比如,可以放宽招收中等职业学校毕业生的比例以及适度扩大专升本的比例^[19],也可以针对报考高等职业学校的不同群体,采取不同招生方式录取,即对于退役军人、下岗失业人员、农民工和新型职业农民等社会生源,可免文化素质水平测试,采取职业适应性测试的考试模式;对于中职毕业生、高中毕业生等传统生源,采用现有的“文化素质+职业技能”的考试模式;对于技能拔尖人才,由高职院校自行组织面试录取^[20]。二是建设高等职业教育特色专业群。比如专业设置与产业结构的高度匹配,教学过程与生产过程的高度对应。三是构建优质的“双师型”师资队伍。通过利用现有资源,实施校内培训、定期选送教师进行校外培训或下乡实践以及加强校企之间的深度合作,聘请企业中的能工巧匠来校任教,指

定专职教师一对一跟班学习来提升“双师型”师资队伍的数量和质量^[21]。

第二 构建高等职业教育与新型城镇化多元主体合作共治的治理模式,保障并促成高等职业教育与新型城镇化联动发展。首先,建立政府“主导机制”。政府要注意通过做好顶层设计,以培养适应新型城镇化发展的人力资本为导向,充分发挥政府的“元治理”作用,引导、支持与保障农村转移劳动力教育培训工作的顺利实施^[22]。在具体的工作实践中,一方面政府要通过加大对高等职业教育的资金投入和资源支持,逐步提高高等职业教育的地位,以长远的战略思维和科学的政策规划引领高等职业教育服务新型城镇化。另一方面,政府要结合区域发展优势,制定符合区域产业发展需求的扶持政策,监督和管理其他主体对高等职业教育的投入与支持,推动高等职业教育与新型城镇化联动发展。其次,建立学校“主体机制”。一方面高等职业学校需要紧跟政府相关政策与发展规划,适当调整培养目标、专业设置以及课程体系、教学过程等以服务城镇化。另一方面,政府应该赋予高等职业学校办学自主权和自主性,灵活面对城镇化进程中的产业结构调整所带来的机遇和挑战,体现更多的“生长”元素,少一些“计划”色彩。在考虑区域产业发展优势的基础上,结合自身发展需求设置专业、开设课程、培养人才,从而为全面推进新型城镇化贡献力量^[23]。除此之外,为了激发学校内部自我治理效能,应在高等职业学校内部组建起由农村转移劳动力教育培训委员会主导、相关部门协同、相关专家教师和优秀学生共同参与的治理机制。最后,建立企业“协同参与机制”。一方面企业应参与人才培养方案的制定,提供专业的实训实习基地,输送专门技术人才进行指导教学,提供就业信息、就业平台以及就业渠道。另一方面,企业应建立农村转移劳动力活动场所,开展多种形式的文化娱乐教育活动,丰富农村转移劳动力的业余生活与精神世界,助力农村转移劳动力真正融入城镇生活。

第三 将市场化竞争机制引入高等职业教育治理体系。首先,引导政府职能转变。市场化要求政府职能由统筹规划、协调管理向服务、监控转化。具体来说,一是制定好高等职业教育办学的准入制度,严格把控社会办学的主要指导思想,严格审核办学主体的资质资格,将社会征信系统等相关信息纳入考察范围;二是组织第三方力量参与高等职业院校教育教学质量评估,及时向社会公开发布权威信息;三是制定好退出机制,对考核指标不能达标或是存在重大问题的院校,政府主

管部门应取消其办学资质,将劣质资源驱逐出教育市场^[24]。其次,鼓励企业参与治理。具体来说,一是参与高等职业教育的管理和决策。企业可以推行高等职业教育培训计划,争取高等职业教育经费。二是参与国家职业资格证书能力标准的制订。通过汇总不同类型企业人才的关键能力要求,开展职业资格等级认定,建立行业标准及职业资格等级框架。三是参与高等职业教育教学过程的实施。通过分析企业实际生产过程以及生产过程中遇到的问题,研究设计高等职业院校的教学过程^[25]。再次,明确高等职业院校的办学自主权。要使高等职业院校法人地位得到全面落实,真正有效进行市场化运作,必须明确高等职业院校的产权。办学自主权体现在资金的筹措和使用、教师的聘用和解雇、专业和课程设置以及学生录取等多个方面^[26]。最后,推进高等职业学校混合所有制办学。高等职业学校混合所有制办学是充分激发产权主体的办学积极性,提升高等职业学校办学水平的重要途径。具体来说,一是加快高等职业学校混合所有制办学的立法。一方面,修改关于保护和维持教育公共性的规章制度,避免法律冲突。另一方面,尽快制定针对高等职业学校混合所有制办学的实施细则^[27]。二是建立高等职业学校混合所有制办学试验区。遴选与区域核心产业匹配度较高、与企业合作较为深入的公办高等职业学校,开展混合所有制办学改革试点^[28]。

随着我国进入新的发展阶段,技术更新迭代的步伐加快,职业教育对经济增长的推动作用更加凸显。高等职业教育作为培养高素质技术技能人才的主要阵地,在经济增长层面起着举足轻重的作用。本研究通过对前人研究成果的梳理,运用实证方法估算我国高等职业教育对经济增长的边际贡献,运用市场化与城镇化指标,分析高等职业教育对经济增长贡献程度的异质性,为进一步巩固高等职业教育的主体地位及提高其对经济社会发展的贡献建言献策。目前,由于模型设定、估计方法、样本数据等方面的差异,高等职业教育对我国经济增长的贡献作用大小尚未达成共识。在今后的研究中,期待将非线性关系纳入卢卡斯的人力资本积累与溢出模型,选择衡量高等职业教育质量的指标,尝试估算高等职业教育对经济增长的贡献程度,并就此展开深入研究。

注释:

①舒尔茨余量法利用教育资本量乘以教育资本收益率除以国民收入增加部分来估算教育对经济增长的贡献程度(参见杨葆焜主编《教育经济学》,武汉:华中师范大学出版社,1989,第331-

333页);丹尼森因素分析法以柯布一道格拉斯生产函数为基础,通过分析导致经济增长的影响因素,并将教育纳入要素投入量中,估算教育对经济总产出增长率的影响程度(参见林荣日编著《教育经济学(第2版)》,上海:复旦大学出版社,2008,第213-214页);劳动简化法以劳动价值论为理论依据,把各种复杂程度不同的劳动力用一定系数简化为简单劳动力,进而运用教育带动的劳动力估算教育投资对国民收入增长的贡献程度(参见范先佐《原苏联学者关于教育经济效益的研究》,《教育与经济》,1993年第1期);菲德模型把国民经济部门分为教育部门和非教育部门,分别估算教育对经济增长的直接贡献与间接贡献(参见肖璐、范明《美国教育投资与经济增长:基于菲德模型的实证考察》,《中国科技论坛》,2011年第12期)。

参考文献:

- [1] 祁占勇,王志远. 经济发展与职业教育的耦合关系及其协同路径[J]. 教育研究, 2020(3).
- [2] 潘海生,翁幸. 我国高等职业教育与经济社会发展的耦合关系研究——2006—2018年31个省份面板数据[J]. 高校教育管理, 2021(2).
- [3] 房风文,张喜才. 我国高等职业教育与经济发展的匹配性分析[J]. 江苏高教, 2019(6).
- [4] 林克松,朱德全. 职业教育均衡发展 with 区域经济协调发展的体制机制构建[J]. 教育研究, 2012(11).
- [5] 牛征著. 职业教育经济学研究 基本理论[M]. 天津:天津教育出版社, 2002.
- [6] 宋华明,郭小贤. 教育对经济增长贡献率硬计算与软计算方法比较[J]. 教育与经济, 2017(3).
- [7] 崔玉平. 教育对经济增长贡献率的估算方法综述[J]. 清华大学教育研究, 1999(1).
- [8] 杭永宝. 中国教育对经济增长贡献率分类测算及其相关分析[J]. 教育研究, 2007(2).
- [9] 米靖. 职业教育对经济增长贡献率的研究[J]. 中国职业技术教育, 2014(21).
- [10] 李涛,林勇. “城校互动”模式下职业教育投资对经济增长贡献率的实证研究[J]. 教育与职业, 2007(15).
- [11] Lucas Jr R E. On the mechanics of economic development [J]. Journal of monetary economics, 1988, 22(1): 3-42.
- [12] 李锋亮,王瑜琪. 研究生教育规模对经济增长影响的实证研究——基于国别面板数据[J]. 中国高教研究, 2020(8).
- [13] 李立国,杜帆. 研究生教育对经济增长贡献率的区域差异与布局结构优化[J]. 教育发展研究, 2020(21).
- [14] 靖学青. 中国省际物质资本存量估计: 1952~2010 [J]. 广东社会科学, 2013(2).
- [15] 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).
- [16] 柏培文. 全国及省际人力资本水平存量估算[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2012(4).
- [17] 方芳. 高等教育产权与大学治理探析[J]. 高校教育管理, 2014(1).
- [18] 金东海, 蔺海洋, 安亚萍. “后4%时代”教育经费管理制度建设: 挑战与超越——基于甘肃省定西市、临夏州和陇南市的调查[J]. 开放教育研究, 2013(5).
- [19]. 教育部等九部门关于印发《职业教育提质培优行动计划(2020—2023年)》的通知[J]. 中华人民共和国教育部公报, 2020(11).
- [20] 何佑石, 祁占勇. 扩招背景下高职长期学籍管理制度建设的现实诉求与实现路径[J]. 中国职业技术教育, 2021(1).
- [21] 焦志敏. 坚持市场化办学 推动职业教育健康发展[J]. 职业, 2016(30).
- [22] 邓文勇. 职业教育与新型城镇化的联动逻辑及实现路径[J]. 中国职业技术教育, 2019(27).
- [23] 李伯格. 区域城市化战略与高等职业教育发展路径选择[J]. 职业技术, 2008(5).
- [24] 刘希. 我国高等职业教育市场化思考[J]. 教育现代化, 2016(39).
- [25] 郝琳琳. 宏观管理与市场化运作结合 完善职业教育治理体系建设[J]. 河北软件职业技术学院学报, 2021(1).
- [26] 孟令臣. 关于职业教育管理体制改革的思考[J]. 中国职业技术教育, 2005(17).
- [27] 张琦英, 毋小勇. 混合所有制高职办学模式研究[J]. 教育评论, 2020(6).
- [28] 王俊杰. 高等职业教育混合所有制改革的基本定位及其实践路径[J]. 中国高教研究, 2017(6).

收稿日期 2022-12-10 责任编辑 程融