

■ 高教治理

DOI:10.15998/j.cnki.issn1673-8012.2022.06.006

## 高职教育投入与产业结构升级的动态关系



谢汝宗,蒙利婷,谢妮

(贵州师范大学 教育学院, 贵阳 550025)

**摘要:**以产教融合为主要办学模式的高职教育在高质量发展阶段对我国产业结构升级有着重要战略意义。利用2009—2018年全国31个省份的面板数据,分析高职教育投入与产业结构升级间的动态关系及其区域差异和人力资本的中介效应。研究表明:高职教育投入对产业结构升级短期内具有正向效应;产业结构升级对高职教育投入的促进作用短期内呈现“正负交替”的阶段特征,长期内具有持续的正向效应;高职教育投入对产业结构升级的促进作用部分通过人力资本间接起作用。从区域来看,高职教育投入对产业结构升级的促进作用在东部地区呈现明显的滞后性,其影响贡献率从高到低依次为东部地区、西部地区和中部地区;产业结构升级对高职教育投入的促进作用在东部和中部地区也存在一定的滞后性,其促进作用短期内西部地区比东部和中部地区更明显,影响贡献率从高到低依次为中部地区、西部地区和东部地区,其中东部和西部地区的产业结构升级对高职教育投入的影响贡献率呈下降趋势,而中部地区呈增长趋势。这一研究结果可为高职教育与经济发展的良性互动提供参考。

**关键词:**高职教育投入;产业结构升级;人力资本;产教融合;PVAR模型

[中图分类号]G646;F121.3 [文献标志码]A [文章编号]1673-8012(2022)06-0072-13

### 一、问题提出

当前,我国经济进入高质量发展阶段,生产要素由资源和劳动密集型向知识和技术密集型转变,意味着以人力资本为发展优势的产业结构调整和优化升级需要教育人力资本的高质量发展。2021年全国教育工作会议指出,“十四五”时期,我国教育进入高质量发展阶段。这一阶段的教育更加注

修回日期:2022-03-26

作者简介:谢汝宗,男,广东阳西人,贵州师范大学教育学院硕士生,主要从事教育管理研究;

蒙利婷,女,贵州荔波人,贵州师范大学教育学院硕士生,主要从事高等教育研究;

谢妮,女,湖南邵阳人,贵州师范大学教育学院教授,博士生导师,主要从事高等教育管理和教育制度与文化遗产研究。

引用格式:谢汝宗,蒙利婷,谢妮. 高职教育投入与产业结构升级的动态关系[J]. 重庆高教研究,2022,10(6):72-84.

Citation format: XIE Ruzong, MENG Liting, XIE Ni. The dynamic relationship between higher vocational education investment and upgrading of industrial structure[J]. Chongqing higher education research,2022,10(6):72-84.

重提升质量,尤其提升为产业所需的人力资本质量,人力资本累积反过来驱动企业提升研发创新水平<sup>[1]</sup>,推动产业结构调整和优化升级,进而实现经济高质量发展。高等职业教育(以下简称“高职教育”)的宗旨是为企业输送大量高素质技能型人才。《国家职业教育改革实施方案》强调要完善国家职业教育制度体系,推进高等职业教育高质量发展,更好服务企业的技术研发和产品升级,以适应经济高质量发展、产业升级与经济结构调整的需要。产教融合是高职教育的主要办学模式,也是高职教育在人力资源上为企业提供丰富的创新人才和高素质技术技能人才支撑,将高职院校的技术创新成果转化为现实生产力,促进产业结构向中高端转变和推动区域产业转型升级的重要举措<sup>[2]</sup>。高职教育的产教融合发展离不开投入,合理配置教育资源能加大产教深度融合力度,有效促进经济产业结构与人力资本结构相协调以及释放经济增长动能<sup>[3]</sup>。那么,高职教育投入是否可以通过人力资本对产业结构升级产生影响作用呢?在职业教育现代化发展及产教深度融合的背景下,高职教育投入与产业结构升级两者之间的关系及人力资本在高职教育投入对产业结构升级中的影响作用的机制有进一步探析的空间。鉴于此,以2009—2018年全国31个省份的面板数据为研究样本,探究高职教育投入与产业结构升级的动态关系及其区域差异,并探讨人力资本的中介效应。

## 二、文献回顾

经济增长是国家发展的根基,高职教育为经济发展提供必要的人才支撑,因此,不少学者把研究焦点集中于高职教育投入与经济发展的关系问题,但观点各不相同。有些研究者认为高职教育与区域经济发展是相互促进的关系<sup>[4]</sup>,一是区域经济发展水平的提高促进高职教育的投入增加<sup>[5]</sup>,二是加大高职教育投入能推动区域经济发展。王应密等认为,高职教育对经济增长的贡献率为1.52%,但贡献率存在地区差异<sup>[6]</sup>;张佳通过研究得出的贡献率为0.36%<sup>[7]</sup>。在贡献率的地区差异上,两者的结论一致,从高到低依次为东部、西部和中部。省际高职教育经费投入存在较大差异,可能是导致区域经济差异的一个重要原因<sup>[8]</sup>。也有些研究者表达了相反的观点。吴文辉认为,高职教育规模与地方经济发展不匹配,与地方产业结构呈现出反向作用关系<sup>[9]</sup>。钟无涯在承认高职教育投入对工业发展存在显著因果关系的同时,认为高职教育投入对整体经济发展和第三产业发展的促进作用不显著<sup>[10]</sup>;李中国等认为高职教育在西部地区对经济增长的促进作用不明显<sup>[11]</sup>。由此可见,教育经费投入与经济发展之间并非直接的因果关系,可能还有其他关联因素需要进一步分析,其中人力资本因素较为受重视。

教育投入能否引导人力资本结构的变动,进而影响产业结构升级,同样受到学者们的关注。学者们大多通过实证方法探究教育投入对产业结构升级的潜在影响机制。刘靖等通过建立仿真模型,模拟分析不同教育投入优化方案的效果,结果发现,教育投入促进从业人员的结构优化,其中增加教育经费投入的效果比增加教育基础设施投入的效果更明显<sup>[12]</sup>。从业人员结构的优化实质推动了人力资本结构的优化,而产业结构升级对人力资本结构的优化提出了更高要求,因为产业结构升级,尤其是高技术主导型产业结构升级需要一大批高素质、高技能的产业工人<sup>[13]</sup>。高素质、高技能的产业工人对产业发展的影响对应的正是高级人力资本对产业结构升级的影响。陈加旭等通过构建联立方程模型,发现人力资本结构不断高级化是产业结构变动的需要<sup>[14]</sup>。孙海波等通过分位数回归方法实证检验异质性人力资本对产业结构升级的影响,发现人力资本越高级,对产业结构升级的推动作用越强<sup>[15]</sup>。与上述使用静态分析方法不同的是,张国强等使用动态分析方法,通过动态系统GMM实证研究人力资本结构与产业结构升级的关系,结果发现人力资本水平的提升有助于为产业结构转型升级提质增效<sup>[16]</sup>。虽然教育人力资本结构高级化有利于产业结构优化<sup>[17]</sup>,但高等教育投入不足会引发高级人力资本存量不足,进而降低产业结构优化的动能<sup>[18]</sup>。邓创等利用面板门限模型实证也得出,

财政性教育经费投入的增加会通过影响人力资本的流动和优化配置推动产业结构优化<sup>[19]</sup>。

综上所述,在研究内容上,现有研究分别集中于高职教育投入与经济增长的关系、教育投入通过引发人力资本的变动影响产业升级两个主题。虽然经济高质量发展有赖于产业结构调整优化的程度,但现有研究未从高职教育投入的层面直接分析其与产业结构升级两者之间的关系。在研究方法上,大多采取静态分析法,少数使用了动态面板数据进行分析,但分析动态互动关系的较为罕见。因此,本研究的边际贡献在于:一是从高职教育投入层面,基于 PVAR 模型,运用 GMM 参数估计、脉冲响应冲击和方差分解等方法综合探究高职教育投入与产业结构升级之间的动态互动关系;二是基于全国样本,探析高职教育投入与产业结构升级关系的区域差异;三是探究人力资本在高职教育投入对产业结构升级的影响机制中的中介效应。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

##### 1. PVAR 模型

面板向量自回归模型(PVAR 模型)最初由 Holtz-Eakin 等提出<sup>[20]</sup>,将传统 VAR 模型与面板数据结合起来,后经过 Love、Lian 等学者的不断拓展与发展<sup>[21-22]</sup>,既考虑时间效应与个体效应,又兼顾解决个体异质性问题,为探究高职教育投入与产业结构升级的动态关系提供了有效的检验方法。因此,本研究使用 PVAR 模型和具有强稳健性的广义矩估计(GMM)方法,PVAR 模型表达式如下:

$$Y_{it} = \sigma_i + X_{it} + \sum_{j=1}^p X_j Y_{i,t-j} + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Y_{it}$  表示  $\ln g z j t$ 、 $i s u p g$  两个不同向量,下标  $i$ 、 $t$  分别表示样本中的个体与时间。 $\ln g z j t$  为经过对数处理后的高职教育投入, $i s u p g$  为产业结构升级, $\sigma_i$  和  $\theta_{it}$  分别表示个体固定效应和个体时间效应, $\varepsilon_{it}$  代表随机干扰项。该模型运用 Arellano 和 Bover 提出的向前均值差分法<sup>[23]</sup>,去除了不随时间变化且不可观测的个体固定效应的异质性影响。

##### 2. 中介效应模型

高职教育投入可以通过引起高职人力资本变动的路径进而作用于产业结构升级。因此,选择高职人力资本作为高职教育投入影响产业结构升级的中介变量,构建如下中介效应模型:

$$i s u p g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln g z j t_{it} + \delta X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$\ln G r a d u a t e s_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln g z j t_{it} + \gamma X_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

$$i s u p g_{it} = \chi_0 + \chi_1 \ln g z j t_{it} + \chi_2 \ln G r a d u a t e s_{it} + \lambda X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

模型中的  $\ln G r a d u a t e s$  是中介变量,表示高职教育输出的人力资本水平。只有当(2)式的  $\alpha_1$ 、(3)式的  $\beta_1$  和(4)式的  $\chi_2$  都显著时,人力资本的中介效应被认为成立,即高职教育投入可以间接通过人力资本影响产业结构升级。

#### (二) 变量设定

本研究中涉及的变量有3个,分别是高职教育投入( $\ln g z j t$ )、产业结构升级( $i s u p g$ )和人力资本( $\ln G r a d u a t e s$ )。为减少异方差和数据波动过大对检验结果造成的偏误,已对高职教育投入( $\ln g z j t$ )和人力资本( $\ln G r a d u a t e s$ )两个变量进行对数化处理。

##### 1. 高职教育投入

教育经费投入总额增加,并不意味着教育投入水平的提升,而生均经费能够用来衡量全社会教育经费在学生个体的投入水平,预算内生均教育经费支出则能体现当期预算中高职院校教育经费对每个学生的投入水平<sup>[24-25]</sup>。用生均教育事业费支出作为衡量教育投入的指标得到不少学者的认

同<sup>[26-27]</sup>。因此,在测量高职教育投入水平指标选取上,采用高职教育预算内生均教育事业费支出作为其代理变量。

## 2. 产业结构升级

在产业结构升级指标的选取上,研究者们所采用的测量方法不尽相同,比如以第二、三产业增加值之和与地区 GDP 之比来衡量<sup>[28]</sup>,或用第三产业增加值占地区 GDP 比重衡量<sup>[29]</sup>。由配第-克拉克定理可知,随着经济发展的不断深化,承载教育人力资本的劳动力会在各产业之间发生转移,经济发展水平越高,劳动力越向第二、三产业转移聚集,间接带动产业结构升级。因此,产业结构升级应涵括产业动态转移过程的特点,而不是只反映产业静态转移过程。在产业结构升级指标的度量上,借鉴徐德云、徐敏和姜勇等学者的方法<sup>[30-31]</sup>,具体计算公式如下:

$$isupg = \sum_{i=1}^3 i \cdot q_i = 1 \times q_1 + 2 \times q_2 + 3 \times q_3 \quad (5)$$

其中, $q_1$ 、 $q_2$ 和 $q_3$ 分别代表第一、二、三产业增加值与 GDP 的比值。 $isupg$  指标最大值为 3,其数值越接近于 3,意味着产业结构升级水平越高。

## 3. 人力资本

本研究的人力资本指高职教育为经济社会输送的符合国家资质要求的劳动者,采用高职教育年度毕业生人数作为衡量人力资本的负向指标变量。随着高等教育的扩招,高职教育毕业生人数也随之增加,毕业生人数过多反而会抑制产业结构升级。因此,采用高职教育年度毕业生人数作为衡量人力资本的变量是负向指标变量。

## 4. 控制变量

本研究的控制变量主要为高职教育规模、城镇化水平和技术创新。高职教育规模选用的衡量指标是高职教育在校生人数;用城镇人口占总人口的比重作为城镇化水平指标;以各省份 R&D 经费作为技术创新的衡量指标。在以上控制变量中,除了城镇化水平变量外,其他指标均进行对数化处理。

### (三) 数据来源及区域划分

为了探析我国高职教育投入与产业结构升级两者动态互动关系的整体情况及其区域特征,且兼顾数据的可获得性和连续性,在研究样本数据选取上,本研究选取 2009—2018 年全国 31 省份的面板数据,并对全国 31 个省际样本按照国家标准划分为东部、中部和西部 3 个区域<sup>①</sup>,分别考察这 3 个地区间的差异。数据来源于《中国教育经费统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国教育统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》。

## 四、数据分析

### (一) 面板数据单位根检验

变量的非平稳性会使得模型估计“伪回归”,导致实际估计结果出现较大偏差。为了提高估计结果的准确性,本研究主要选取 LLC、ADF 与 PP-Fisher 3 种不同的单位根检验方法对产业结构升级( $isupg$ )和高职教育投入( $lngzjt$ )原序列及其一阶差分序列  $d(isupg)$  和  $d(lngzjt)$  进行检验,结果如表 1 所示。全样本的变量原序列中的  $isupg$ 、中部地区样本的变量原序列中  $isupg$  和  $lngzjt$  均无法拒绝不平稳的原假设,但其一阶差分序列均通过单位根平稳性检验。

<sup>①</sup> 北京、天津、上海、山东、广东、江苏、河北、浙江、海南、福建、辽宁为东部地区省份;吉林、安徽、山西、江西、河南、湖北、湖南、黑龙江为中部地区省份;云南、内蒙古、四川、宁夏、广西、新疆、甘肃、西藏、贵州、重庆、陕西、青海为西部地区省份。

表 1 单位根检验

区域	变量	LLC 检验值	ADF 检验值	PP 检验值	结论
全样本地区	产业结构升级	-8.588 ***	69.215	107.217 ***	不平稳
	高职教育投入	-16.346 ***	245.366 ***	134.124 ***	平稳
	d(产业结构升级)	-14.690 ***	125.725 ***	194.881 ***	平稳
	d(高职教育投入)	-18.340 ***	249.496 ***	311.698 ***	平稳
东部地区	产业结构升级	-3.593 ***	56.273 ***	56.824 ***	平稳
	高职教育投入	-12.784 ***	155.366 ***	114.872 ***	平稳
中部地区	产业结构升级	-2.334 ***	55.759 ***	7.208	不平稳
	高职教育投入	-4.740 ***	20.577	17.538	不平稳
	d(产业结构升级)	-7.250 ***	55.231 ***	40.252 ***	平稳
	d(高职教育投入)	-9.404 ***	30.254 **	60.431 ***	平稳
西部地区	产业结构升级	-4.646 ***	55.268 ***	34.662 *	平稳
	高职教育投入	-10.008 ***	73.313 ***	46.625 ***	平稳

注:符号\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平,下同;d 表示一阶差分

## (二) 协整检验

根据上述面板数据单位根检验结果可知,全样本和中部地区样本的原序列属于一阶单整序列,因此需要进一步检验其长期协整关系。这里采用 Pedroni 的异质检验和同质检验。从表 2 可看出,全样本和中部地区样本的 *isupg* 和 *lngjit* 原序列通过了协整检验,认为其存在长期协整关系,可对模型进行下一步检验和分析。

表 2 协整检验

类别	检验	全样本	中部地区样本
异质	修正后的 PP 检验	4.724 ***	2.780 ***
	PP 检验	-1.553 *	1.079
	ADF 检验	-2.164e + 16 ***	-7.164e + 15 ***
同质	修正后的方差比检验	-3.753 ***	-2.675 ***
	修正后的 PP 检验	2.768 ***	1.801 **
	PP 检验	-2.117 **	0.218
	ADF 检验	-3.392e + 15 ***	-2.857e + 15 ***

## (三) 滞后期数选择

滞后期数的恰当选择将影响后面实证步骤的进一步分析。因此,为了提高检验的精确度,采取 3 种不同的信息准则(AIC、SIC、HQIC)作为滞后期数选择的判断依据。检验结果表明,中部地区的最优滞后期数为 4 期,而全样本地区、东部地区、西部地区的三大准则度量结果虽给出不完全一致的选择,但均在 5 期内。由于以学生为对象的高职教育投入对产业结构升级的影响作用不是当期就能显现出来,而是经过持续投入,在学生个体毕业后流入劳动力市场,并经过一段时期才能呈现显著效果,因此滞后期数的选择不能过小。为了准确考察高职教育投入与产业结构升级的动态关系,综合考虑三大准则的检验结果和高职教育的 3 年学制,对全样本地区、东部地区、中部地区与西部地区分别选择滞后期数为 4 期、3 期、4 期、3 期进行下一步估计和检验。

#### (四) 格兰杰因果检验

为进一步分析高职教育投入与产业结构升级的动态影响和因果关系,有必要对高职教育投入与产业结构升级这两个变量进行格兰杰因果检验,具体结果如表3所示。从全样本来看,产业结构升级与高职教育投入在1%显著水平下互为格兰杰原因,说明整体上产业结构升级与高职教育投入之间能相互影响。从区域上看,东部、中部和西部地区的产业结构升级与高职教育投入均在1%显著水平下互为格兰杰原因,说明东部、中部和西部地区高职教育投入的变动均能够引起产业结构升级的变化,而产业结构升级对高职教育投入也会产生影响作用。

表3 格兰杰因果检验

区域	被解释变量	解释变量	chi2	P 值
全样本地区	产业结构升级	高职教育投入	26.481 ***	0.000
	高职教育投入	产业结构升级	25.961 ***	0.000
东部地区	产业结构升级	高职教育投入	11.753 ***	0.008
	高职教育投入	产业结构升级	15.035 ***	0.002
中部地区	产业结构升级	高职教育投入	14.328 ***	0.006
	高职教育投入	产业结构升级	13.821 ***	0.008
西部地区	产业结构升级	高职教育投入	14.201 ***	0.003
	高职教育投入	产业结构升级	11.836 ***	0.008

#### (五) PVAR 模型的 GMM 估计结果

本研究的面板向量自回归(PVAR)估计是使用“Helmert procedure”进行转变,消除数据的时间效应与固定效应,再利用广义矩估计(GMM)对参数进行估计。具体估计结果如表4所示。表4中前缀“L1.”、“L2.”、“L3.”和“L4.”分别表示变量的滞后1期、滞后2期、滞后3期和滞后4期。

表4 GMM 参数估计

变量	全样本地区		中部地区	
	产业结构升级	高职教育投入	产业结构升级	高职教育投入
L1. 产业结构升级	0.120 (0.095)	2.243 *** (0.803)	0.218 (0.183)	1.626 (1.435)
L1. 高职教育投入	0.040 *** (0.013)	0.005 (0.094)	0.036 ** (0.016)	-0.131 (0.125)
L2. 产业结构升级	0.049 (0.084)	-1.754 ** (0.735)	-0.261 (0.159)	-1.205 (1.060)
L2. 高职教育投入	0.048 *** (0.012)	-0.144 (0.106)	0.021 (0.019)	-0.344 ** (0.144)
L3. 产业结构升级	0.100 * (0.058)	1.386 *** (0.508)	-0.043 (0.096)	2.079 *** (0.613)
L3. 高职教育投入	0.044 *** (0.009)	-0.006 (0.072)	0.020 (0.013)	-0.027 (0.114)
L4. 产业结构升级	-0.020 *** (0.065)	-0.387 (0.551)	-0.181 (0.124)	-1.376 * (0.744)
L4. 高职教育投入	0.027 *** (0.010)	0.018 (0.070)	-0.008 (0.013)	-0.048 (0.107)

续表

变量	东部地区		西部地区	
	产业结构升级	高职教育投入	产业结构升级	高职教育投入
L1. 产业结构升级	0.606 <sup>***</sup> (0.201)	1.022 (0.976)	0.565 <sup>***</sup> (0.190)	3.436 <sup>***</sup> (1.259)
L1. 高职教育投入	-0.005 (0.024)	0.550 <sup>***</sup> (0.170)	-0.146 (0.016)	0.604 <sup>***</sup> (0.108)
L2. 产业结构升级	0.126 (0.134)	-2.749 <sup>***</sup> (0.711)	0.141 (0.134)	-3.214 <sup>***</sup> (1.168)
L2. 高职教育投入	0.014 (0.013)	0.040 (0.112)	0.022 <sup>*</sup> (0.012)	-0.137 (0.110)
L3. 产业结构升级	-0.226 <sup>***</sup> (0.087)	1.524 <sup>***</sup> (0.565)	-0.185 <sup>*</sup> (0.097)	0.801 (0.710)
L3. 高职教育投入	0.028 <sup>*</sup> (0.015)	0.105 (0.078)	0.021 (0.015)	0.116 (0.103)

注:“L\*.”表示滞后\*期;括号中给出的是标准误,下表同

以产业结构升级为被解释变量,在全样本中,从滞后 1 期到滞后 4 期的高职教育投入对产业结构升级的影响系数均显著为正,说明短期内高职教育投入对推动产业结构升级具有持续正向效应。在东部地区,高职教育投入仅在滞后 3 期呈现出对推动产业结构升级有显著正向效应,说明东部地区的高职教育投入对产业结构升级的正向推动作用存在滞后性。在中部地区,仅滞后 1 期的高职教育投入对产业结构升级有显著促进作用,说明中部地区的高职教育投入短期内显著推动产业结构升级。在西部地区,仅滞后 2 期的高职教育投入对产业结构升级影响系数显著为正,表明西部地区的高职教育投入短期内能推动产业结构升级,但由于西部地区人才流失较大,西部地区高职教育培养的人才外流到经济较发达地区,导致西部地区高职教育投入对地区产业结构升级发挥的积极作用不大。

以高职教育投入为被解释变量,在全样本中,从滞后 1 期到滞后 4 期,产业结构升级对高职教育投入的影响系数符号“正负交替”呈现。这说明短期内产业结构升级对高职教育投入的促进作用不是连续性的,而是呈现“正负交替”的阶段性特征。这因为产业结构升级是一个动态过程,而高职教育经费投入的较大调整一般周期较长,短期内高职教育经费投入具有一定的稳定性,意味着产业结构升级的变动与高职教育经费投入的调整不是协同的。在东部地区,从滞后 1 期到滞后 3 期,产业结构升级对高职教育投入的影响系数符号也“正负交替”呈现。这说明短期内东部地区产业结构升级对高职教育投入的影响也呈现“正负交替”的阶段性特征,其显著为正的促进作用存在一定的滞后性。在中部地区,从滞后 1 期到滞后 4 期的产业结构升级对高职教育投入的影响系数符号也呈现“正负交替”。这说明短期内中部地区产业结构升级对高职教育投入的促进作用也呈现“正负交替”的阶段性特征,其促进作用也具有一定的滞后性。在西部地区,从滞后 1 期到滞后 3 期的产业结构升级对高职教育投入的影响系数符号也“正负交替”呈现,且影响系数比东部和中部地区大。这说明短期内西部地区产业结构升级对高职教育投入的促进作用同样呈现“正负交替”的阶段性特征,其促进作用较东部和中部地区更明显。

#### (六) 脉冲响应结果分析

脉冲响应函数所表示的是模型内的任意一个内生变量受到一个标准差的冲击后,对其他内生变量产生的冲击,可以用于观测变量间的动态交互关系,预测分析变量间的时滞关系和互动程度。模拟时间跨度为 10 期的各组脉冲响应结果如图 1 至图 8 所示,其中横坐标表示响应滞后期数长度为 10

期,纵坐标表示对冲击变量的响应程度,中间实线表示变量受到冲击的响应效果,上下两条虚线是95%的置信区间。

### 1. 全样本脉冲响应结果分析

从图1可知,当高职教育投入  $d(\ln g z j t)$  受到产业结构升级  $d(i s u p g)$  冲击时,当期未做出响应,在第2期达到正效应的峰值,后期保持较长时间的正效应,于第7期开始在0轴附近趋于平稳。这表明长期内产业结构升级对提升高职教育投入水平存在持续正向影响效应。从图2可知,当产业结构升级  $d(i s u p g)$  受到高职教育投入  $d(\ln g z j t)$  冲击时,当期产生微弱的正效应,在第1期达到正效应的最大值,在第2期转向负效应,后期间断性地呈现出正效应,最后在0轴附近趋于平稳。这说明高职教育投入对产业结构升级短期内能产生正向促进作用,但促进作用的持续性不强。

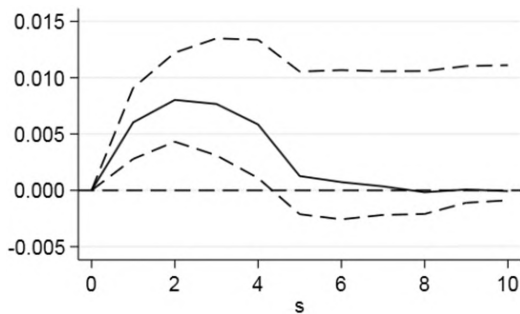


图1 脉冲响应图:全样本[ $d(i s u p g)$  to  $d(\ln g z j t)$ ]

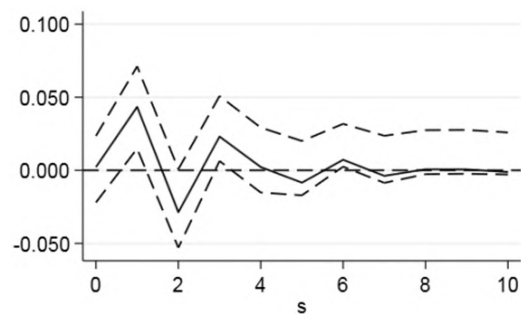


图2 脉冲响应图:全样本[ $d(\ln g z j t)$  to  $d(i s u p g)$ ]

### 2. 东部地区脉冲响应结果分析

从图3可知,当高职教育投入  $(\ln g z j t)$  受到产业结构升级  $(i s u p g)$  冲击时,当期未做出响应,在第1期转为负效应,随后在第2期转为正效应,在第4期达到正效应的峰值,后期缓慢下降,整体保持了较长时间的正效应。这说明,长期内东部地区产业结构升级对促进高职教育投入水平的提升具有较强的持续效应。从图4可知,当产业结构升级  $(i s u p g)$  受到高职教育投入  $(\ln g z j t)$  冲击时,当期就产生正效应,在第1期达到正效应的峰值,随后下降转为负效应,从第3期开始保持在0轴上方,后期正效应相对前期较小。这表明,东部地区高职教育投入对产业结构升级在前期有较明显的正向推动作用,相比前期的正向推动作用,后期的推动作用持续时间较长但程度相对较低。

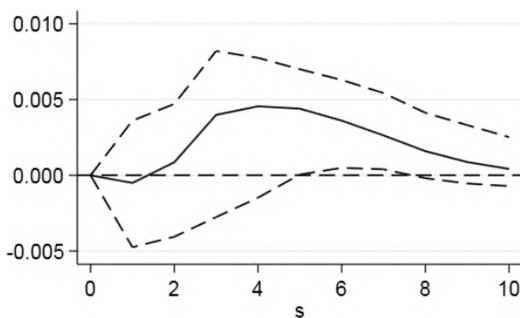


图3 脉冲响应图:东部样本[ $i s u p g$  to  $\ln g z j t$ ]

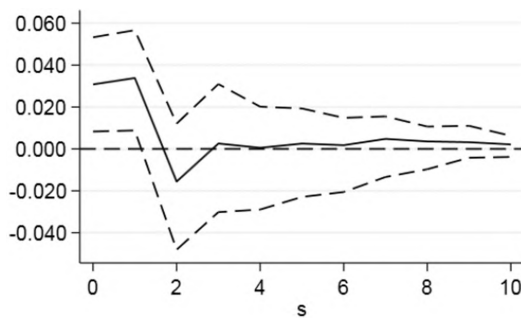


图4 脉冲响应图:东部样本[ $\ln g z j t$  to  $i s u p g$ ]

### 3. 中部地区脉冲响应结果分析

从图5可知,当高职教育投入  $d(\ln g z j t)$  受到产业结构升级  $d(i s u p g)$  冲击时,当期未做出响应,在第1期达到正效应的峰值,随后缓慢下降。在第4期达到负效应的峰值,后期趋向0轴平稳。这表明,中部地区产业结构升级对高职教育投入的影响效应前期具有“正负交替”的特征,后期维持正效应。从图6可知,当产业结构升级  $d(i s u p g)$  受到高职教育投入  $d(\ln g z j t)$  冲击时,当期产生负效应,随后转向正效应,在第1期达到正效应的峰值,后期在0轴附近趋向平稳。这说明,中部地区高职教育

投入短期内能起到推动产业结构升级的效果。

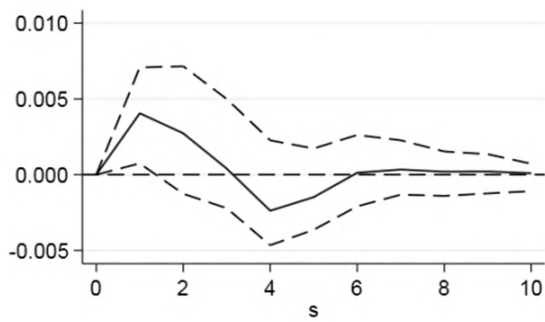


图5 脉冲响应图:中部样本[ $d(isupg)$  to  $d(lngzjt)$ ]

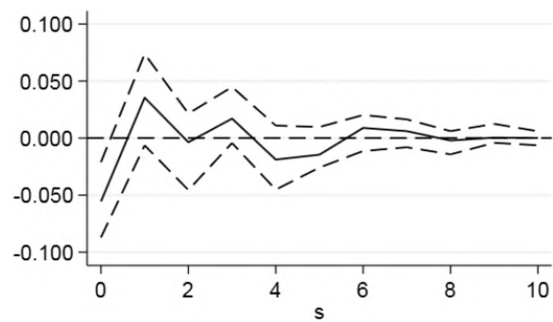


图6 脉冲响应图:中部样本[ $d(lngzjt)$  to  $d(isupg)$ ]

#### 4. 西部地区脉冲响应结果分析

从图7可知,当高职教育投入( $lngzjt$ )受产业结构升级( $isupg$ )冲击时,当期未做出响应,在第1期转向负效应,之后转向正效应,在第4期达到峰值,后期缓慢下降,正效应持续时间较长。这表明,长期内西部地区产业结构升级对高职教育投入的促进作用持续性较强。从图8可知,当产业结构升级( $isupg$ )对高职教育投入( $lngzjt$ )冲击时,当期就显示出正效应,在第1期达到正效应的最大值,后期缓慢下降并趋向于0轴平稳。这表明长期内西部地区高职教育投入推动产业结构升级的正向效应具有一定的持续性。

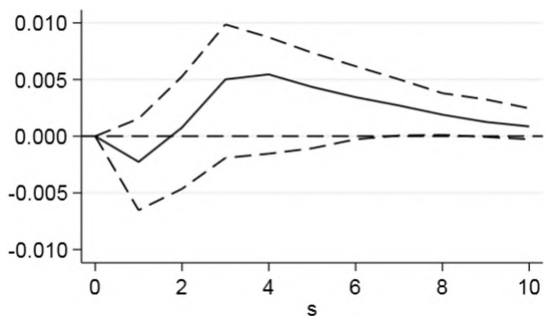


图7 脉冲响应图:西部样本[ $isupg$  to  $lngzjt$ ]

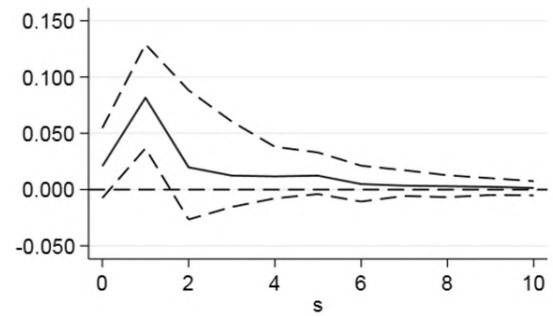


图8 脉冲响应图:西部样本[ $lngzjt$  to  $isupg$ ]

#### (七) 方差分解

方差分析的目的在于进一步分析全样本地区、东部地区、中部地区和西部地区的产业结构升级与高职教育投入之间的长期相互影响程度,解释各指标对其他变量产生冲击的方差贡献率。由于在第10期后的变量冲击效果基本趋于稳定,因此,表5只呈现出各变量在第3期、第6期与第10期受到其他变量冲击的方差贡献率。

表5 方差分解

变量	期数	全样本地区		东部地区		中部地区		西部地区	
		产业结构升级	高职教育投入	产业结构升级	高职教育投入	产业结构升级	高职教育投入	产业结构升级	高职教育投入
产业结构升级	3	0.795	0.205	0.998	0.002	0.931	0.069	0.991	0.009
	6	0.675	0.325	0.890	0.110	0.911	0.089	0.888	0.112
	10	0.674	0.326	0.852	0.148	0.911	0.089	0.859	0.141
高职教育投入	3	0.105	0.895	0.132	0.868	0.240	0.760	0.182	0.818
	6	0.124	0.876	0.118	0.882	0.272	0.728	0.177	0.823
	10	0.126	0.874	0.119	0.881	0.276	0.724	0.176	0.824

从全样本方差分解来看,长期内高职教育投入与产业结构升级之间存在较高的互动关系,推动产业结构升级有助于促进高职教育投入水平的提升,高职教育投入水平的提升可以起到推动产业结构升级的作用。其中,相比于产业结构升级对提升高职教育投入水平的影响贡献率,高职教育投入对推动产业结构升级的贡献程度更高。具体而言,全样本地区的产业结构升级对高职教育投入的影响贡献率从第3期的10.5%增长到第10期的12.6%,而高职教育投入对产业结构升级的影响贡献率在第3期就高达20.5%,且一直保持增长趋势,在第10期增长到32.6%。

从区域产业结构升级对高职教育投入的方差分解来看,产业结构升级对高职教育投入的影响贡献率从高到低依次排序为中部、西部和东部地区。其中,东部和西部地区的产业结构升级对高职教育投入的贡献程度呈下降趋势,而中部地区呈增长趋势。具体而言,东部地区产业结构升级对高职教育投入的贡献率在第3期为13.2%,在第6期下降到11.8%,在第10期保持在11.9%;西部地区产业结构升级对高职教育投入的贡献率在第3期为18.2%,在第10期下降至17.6%;中部地区产业结构升级对高职教育投入的贡献率在第3期就高达24.0%,且保持增长趋势,在第10期增长至27.6%。

从区域高职教育投入对产业结构升级的方差分解来看,东部和西部地区的高职教育投入对产业结构升级的影响贡献率比中部地区更大。高职教育投入对产业结构升级的影响贡献率从高到低依次排序为东部、西部和中部地区。具体而言,东部和西部地区高职教育投入对产业结构升级的贡献率增幅较大,分别从第3期的0.2%和0.9%,持续增长到第10期的14.8%和14.1%;而中部地区高职教育投入对产业结构升级的贡献率增幅较小,在第3期为6.9%,在第10期为8.9%。

### (八)中介效应检验

高职教育投入作用于接受高职教育的学生群体,通过强化学生素质、提升高职教育为经济社会输出的人力资本水平,进而满足产业结构升级需求,促进产业结构改造升级。为此,采用Sobel的检验方法检验中介效应,结果如表6所示。

表6 中介效应估计结果

变量	产业结构升级	人力资本	产业结构升级
	I	II	III
高职教育投入	0.105*** (0.008)	-0.833*** (0.084)	0.079*** (0.009)
人力资本			-0.032*** (0.005)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数	1.057*** (0.075)	11.873*** (0.797)	1.439*** (0.092)
Sobel P 值		7.291e-08[5.384]	
中介效应值		0.255	

注:方括号为统计值

如表6所显示,Sobel的P值远小于0.05,表示模型存在中介效应。从表6第I列可知,高职教育投入对产业结构升级的系数 $\alpha_1$ 显著为正,表明高职教育投入显著促进产业结构升级。从表6的第II列可以看出,高职教育投入对人力资本的系数 $\beta_1$ 显著为负,又因该人力资本变量为负向指标变量,表明高职教育投入对高职教育为经济社会输出的人力资本具有正向影响作用。从表6的第III列可知,高职教育投入对产业结构升级的系数 $\chi_1$ 显著为正,且人力资本对产业结构升级的系数 $\chi_2$ 显著为负。结合上述3列的系数符号及系数显著性可以得出,高职教育投入对产业结构升级的促进作用部

分通过人力资本间接起作用。人力资本的中介效应值为 0.255,表示高职教育投入促进产业结构升级的影响作用中有 25.5% 是来自人力资本的间接影响作用。

### (九) 稳健性检验

为了验证基于 PVAR 模型下的 GMM 估计结果的可靠性,采用替换模型的方式,运用 Two-step SYS-GMM 动态估计模型,并加入人力资本、城镇化水平、技术创新等控制变量及以变量的滞后项作为模型的工具变量,对估计结果进行稳健性检验。

稳健性检验结果表明,滞后 1 期的高职教育投入对产业结构升级影响系数的符号、大小及显著性和滞后 1 期的产业结构升级对高职教育投入的影响系数的符号、大小及显著性与 PVAR 模型下的 GMM 估计结果基本一致。因此,基于 PVAR 模型的分析表明高职教育投入与产业结构升级的动态关系的估计结果具有较强稳健性,基于估计结果得出的研究结论具有较高的可靠性。

## 五、研究结论与建议

### (一) 研究结论

本研究运用 PVAR 模型,就高职教育投入与产业结构升级的动态关系及其区域差异和人力资本的中介效应进行了多层面分析,得出如下结论:

第一,高职教育投入对推动产业结构升级短期内具有正向效应;产业结构升级对高职教育投入的促进作用短期内呈现“正负交替”的阶段特征,意味着产业结构升级的变动与高职教育经费投入的调整不是协同的。人力资本是高职教育投入影响产业结构升级的重要中介变量,高职教育投入对产业结构升级的影响作用中有 25.5% 是来自人力资本的间接影响作用。

第二,高职教育投入在东部地区对产业结构升级的促进作用呈现明显滞后性,在中部和西部地区短期内显著推动产业结构升级;长期内西部地区高职教育投入推动产业结构升级的正向效应具有较强的持续性。西部地区人才流失较大,高职教育培养的人才未能留在地方为地方经济产业发展服务,转而流向其他经济较发达地区发展,是导致西部地区高职教育投入对地区产业结构升级的影响系数比其他地区小的一个重要原因。在产业结构升级对高职教育投入的影响层面,产业结构升级对高职教育投入的促进作用在东部和中部地区存在一定滞后性,其促进作用短期内西部地区比东部和中部地区更明显;长期内东部和西部地区的产业结构升级对高职教育投入的促进作用具有较强的持续性。

第三,整体上,相较产业结构升级对高职教育投入的影响贡献率,高职教育投入对产业结构升级的影响贡献率更高。从区域来看,产业结构升级对高职教育投入的影响贡献率从高到低依次排序为中部、西部、东部,其中东部和西部的产业结构升级对高职教育投入的影响贡献率呈下降趋势,而中部则呈增长趋势;高职教育投入对产业结构升级的影响贡献率从高到低依次排序为东部、西部、中部。

### (二) 建议

基于上述研究结论,为更好促进高职教育投入与产业结构升级之间的动态协调,提升高职院校输送人力资本的质量,推动职业教育现代化发展,本研究提出以下 3 点建议:

第一,重视高职教育区域发展的不平衡,加大高职教育投入。高职教育投入的增加对促进产业结构升级还有很大的发挥空间,尤其要加大对中西部地区的高职教育经费投入,同时鼓励高职学校通过加大校企合作力度和学校与区域经济合作深度,拓宽经费来源渠道,减轻学校经费负担;优化校内资源的投入与分配,提高资源使用效率;重视师资投入,积极引进高层次人才,重视教师队伍的研修与培训投入,保障高职教育投入的数量与质量。

第二,深化产教融合力度,保障产教供需精准、持续对接。产教深度融合是高职教育高质量发展的关键一环,高职院校要以深化产教融合为重要着力点,加深高职教育在“引企入教”的投入深度,精

准把握区域产业动态发展形势,把产业升级的先进技术、工艺、发展经验等产业资源融入高职教育。同时,高职院校要优化专业结构和人才培养方案,课程教学要对接产业发展需要,保障高职教育投入与产业结构动态调整相适应。

第三,完善区域高职教育就业激励机制,探索具有区域特色的高职教育培育模式。完善区域高职教育就业激励机制有助于高职教育培养的高素质技能人才留在地方发挥自身人力资本优势,为区域产业经济发展服务。同时,高职院校结合区域经济产业发展特点,把握产业结构调整升级的趋势,建设具有区域特色的高职教育培育模式,这不仅能提升高职教育为产业输入的高级人力资本的质量,还能减少人才外流,使高职教育院校培育的人才能为区域内的产业发展充分施展才干,保障区域高职教育的人才培养为区域经济产业发展提供持续稳定动力。

### 参考文献:

- [1] 刘灿雷,高超. 教育、人力资本与创新:基于“量”与“质”的双重考察[J]. 财贸经济,2021,42(5):110-126.
- [2] 刘海明. 产教深度融合:高职院校推进区域产业转型升级的战略选择[J]. 高等工程教育研究,2020(6):129-135.
- [3] 黄维海,张晓可. 教育人力资本积累、分布与经济增长动能的转换:来自新中国70年的经验证据[J]. 教育与经济,2021,37(1):29-38,49.
- [4] WANG Z, WANG B. Research on higher vocational education serve regional economic development [C]//Proceedings of the 2013 international conference on advances in social science, humanities and management,2013:901-904.
- [5] 沈华,邱文琪. 高职高专生均经费支出省际差异研究:基于 Shapley 值分解的方法[J]. 教育学术月刊,2019(4):55-62.
- [6] 王应密,韦瑞瑞. 21 世纪以来高等职业教育对经济增长贡献率的研究:基于中国省域面板数据的实证分析[J]. 黑龙江高教研究,2021,39(4):103-107.
- [7] 张佳. 高等职业教育对区域经济发展贡献的实证分析[J]. 职业技术教育,2014,35(10):45-50.
- [8] 沈有禄. 我国职业教育经费研究回顾与展望[J]. 职教论坛,2020,36(10):20-27.
- [9] 吴文辉. 高职教育与经济增长的互动关系研究:基于湖南省数据的联立方程估计[J]. 职教论坛,2010(28):23-26.
- [10] 钟无涯. 高职教育与经济增长:基于中国的经验证据:2004—2013[J]. 教育与经济,2015(4):38-45.
- [11] 李中国,郭艳梅,李玲. 西部高职教育对经济增长贡献率的实证分析与政策建议[J]. 国家教育行政学院学报,2015(5):69-76.
- [12] 刘靖,张岩,李娜. 区域经济转型与教育因果反馈及仿真模拟:以长三角为例[J]. 经济问题探索,2015(10):82-88.
- [13] SUN G, DING Z, BABAEE M. An empirical study on the relationship between the development of vocational education and the upgrading of industrial structure in China[J]. Revista de cercetare si interventie sociala,2018, 62(1):40-55.
- [14] 陈加旭,何尧. 人力资本结构高级化、产业结构与经济增长:基于新结构经济学视角[J]. 经济问题探索,2020(7):180-190.
- [15] 孙海波,林秀梅. 异质型人力资本与产业结构升级关系的动态演变[J]. 统计与信息论坛,2018,33(4):58-66.
- [16] 张国强,温军,汤向俊. 中国人力资本、人力资本结构与产业结构升级[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(10):138-146.
- [17] 景维民,王瑶,莫龙炯. 教育人力资本结构、技术转型升级与地区经济高质量发展[J]. 宏观质量研究,2019,7(4):18-32.
- [18] 张旭路,金英君,王义源. 我国教育人力资本结构对产业结构优化升级的研究[J]. 科学决策,2020(2):24-41.
- [19] 邓创,付蓉. 中国财政性教育经费投入对产业结构的非线性影响[J]. 教育与经济,2017(5):10-19.
- [20] HOLTZ-EAKIN D, NEWBY W, ROSEN H S. Estimating vector autoregressions with panel data[J]. Econometrica, 1988, 56(6):1 371-1 395.
- [21] LOVE I, ZICCHINO L. Financial development and dynamic investment behavior: evidence from panel VAR[J]. The quarterly review of economics and finance, 2006, 46(2):190-210.
- [22] LIAN Y, CHUNG C F. Are Chinese listed firms over-investing[EB/OL]. (2008-11-06) [2022-01-10]. <http://ssrn.com/abstract=1296462>.

- [23] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. *Journal of econometrics*, 1995, 68(1): 29-51.
- [24] 唐文忠. 我国高等职业教育投入产出的经济学分析与对策思考[J]. *福建师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2015(2): 15-21, 166.
- [25] 戴文静, 周金城. 基于基尼系数的高职教育生均经费地区配置公平性研究[J]. *中国高教研究*, 2012(10): 99-103.
- [26] 蔡文伯, 黄晋生. 我国省际间高等教育投入差距的实证分析: 基于省级面板数据[J]. *教育与经济*, 2016(4): 30-36.
- [27] 苏荟, 白玲. 我国高职教育经费投入效率及影响因素的空间计量分析[J]. *职业技术教育*, 2020, 41(36): 38-45.
- [28] 崔庆安, 王文坡, 张水娟. 金融深化、产业结构升级与技术创新: 基于空间杜宾模型的实证分析[J]. *工业技术经济*, 2018, 37(2): 42-50.
- [29] 余红心, 赵袁军, 李思远. 居民消费结构升级对产业结构升级的影响研究: 基于供需失衡的调节效应[J]. *江汉学术*, 2020, 39(2): 29-37.
- [30] 徐德云. 产业结构升级形态决定、测度的一个理论解释及验证[J]. *财政研究*, 2008(1): 46-49.
- [31] 徐敏, 姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32(3): 3-21.

(编辑:王茂建 校对:杨慷慨)

## The Dynamic Relationship Between Higher Vocational Education Investment and Upgrading of Industrial Structure

XIE Ruzong, MENG Liting, XIE Ni

(*Institute of Education, Guizhou Normal University, Guiyang 550025, China*)

**Abstract:** In the stage of high-quality development, higher vocational education, which takes the integration of production and education as an important school-running mode, has important strategic significance for the upgrading of China's industrial structure. Taking the panel data of 31 provinces in China from 2009 to 2018 as the research sample, an analysis was made on the dynamic relationship and regional differences between higher vocational education investment and upgrading of industrial structure, as well as the mediating effect of human capital. The results show that: the higher vocational education investment has a positive effect on the upgrading of industrial structure in the short term, and the promotion effect of the upgrading of industrial structure on the investment of higher vocational education presents the stage characteristic of "positive and negative alternation" in the short term, and it has sustained positive effect in the long term, and the promotion effect of higher vocational education investment on industrial structure upgrading partly plays an indirect role through human capital. From the regional point of view, the promotion effect of higher vocational education investment on the upgrading of industrial structure shows obvious lag in the eastern region, and its order of contribution rate from high to low is the eastern, western and central region. The promotion effect of industrial structure upgrading on higher vocational education investment also has a certain lag in the eastern and central regions, the promotion effect in the western region is more obvious than that in the eastern and central regions in the short term, and its order of contribution rate from high to low is the central, western and eastern region, and among them, its contribution rate in the east and west region is decreasing, while that in the central region is increasing. The study provides reference for the benign interaction between higher vocational education and economic development.

**Key words:** higher vocational education investment; upgrading of industrial structure; human capital; integration of industry and education; PVAR model