

数字经济、技术创新与长江经济带产业结构升级

施倩, 李 停

(铜陵学院 经济学院, 安徽 铜陵 244000)

摘要:基于 2013—2021 长江经济带省市数据,在理论分析数字经济、技术创新以及产业结构升级三要素间作用关系的基础上提出假设,综合运用空间计量和中介效应模型验证分析数字经济对长江经济带产业结构升级的基本作用机制和非线性传导机制。研究发现:数字经济可对长江经济带产业结构升级产生显著正向直接影响;数字经济可通过技术创新这一间接传导机制促进长江经济带产业结构升级;数字经济对产业结构升级的影响存在空间溢出效应;长江经济带下游、中游、上游数字经济对产业结构升级的影响强度存在差异。

关键词:数字经济;技术创新;产业结构升级

中图分类号:F49;F121.3

文献标识码:A

文章编号:2097-0625(2023)04-0034-08

一、问题提出及相关研究

党的二十大报告强调,“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”。即未来要把实体经济作为数字经济的突破口,将数字经济作为实体经济的新引擎,二者相互融合,共同发展。数字经济作为继农业经济、工业经济之后出现的新的社会经济形态,可以帮助打通产业链的众多环节与服务链的各节点,改造提升传统产业,促进资源高效率配置,增强技术创新能力,加快推动产业数字化转型升级。长江经济带是我国重大国家战略发展区域,人口规模和经济总量占据全国“半壁江山”,是我国经济中心和活力所在。随着信息技术的发展与应用,长江经济带区域内数字经济和实体经济融合程度不断加深,对产业升级的推动作用已经初见端倪。因此,如何更好地发挥数字经济和技术创新对长江经济带产业结构升级的促进作用,是值得探讨的问题。

目前学术界对数字经济发展水平的测度没有统一的方法。如 Liu S 采用熵权法测算数字经济水平,发现数字经济水平提升可以对我国产业结构升级发挥显著积极的推动作用^[1]。张姝、王雪标采用熵值 TOPSIS 法测度了我国各省市数字经济发展水平,验

证了数字经济通过推动劳动技能结构高级化促进产业结构升级^[2]。戴魁早、黄姿等利用算术平均法将数字产业、数字创新、数字用户和数字平台四个维度指标合成综合指数来衡量数字经济发展水平,探究了数字经济水平提升可以帮助提高要素间配置效率,调整服务业结构^[3]。刘和东、纪然将数字经济分为数字产业化和产业数字化两个方面,分别分析其对产业结构的影响,发现数字产业化的影响呈倒 U 型,而产业数字化的影响是正向积极的^[4]。关于数字经济对技术创新的影响研究方面相对较少,Feng S 等利用中国上市公司和城市的面板数据,探究出数字经济可大力推动绿色技术创新^[5]。李拓、石籽祎等研究发现数字经济对创新质量有显著正向的直接影响^[6];张森、温军发现不同城市的数字经济发展和地方企业技术创新间具有紧密联系,数字经济发展水平越高,地方企业创新能力越强^[7];赵卉心、孟煜杰通过耦合协调度模型研究发现数字经济与绿色技术创新二者间的耦合协调度呈上升趋势^[8]。在技术创新对产业结构升级的影响研究方面,Sutherland & Jarrahi 提出技术创新可以推动产业数字化,有助于促进产业结构升级^[9]。赵喜仓、袁茹研究发现可通过提高研发投入

收稿日期:2023-09-24

基金项目:安徽省哲学社会科学规划项目“数字经济时代高新技术产业创新活动的演化生物学模式研究”(项目编号: AHSKY2022D083)

作者简介:施倩(1996—),女,安徽桐城人,助教,硕士。研究方向:产业经济。

促进技术创新进而提高产业结构升级^[10]。孙勇、张思等运用空间计量方法,验证了数字技术创新和产业结构升级都具有空间集聚现象,且技术创新会对本地产业结构优化有积极的推动影响^[11]。

综上所述,现有文献对数字经济、技术创新和产业结构升级的研究大多集中于任意两者之间的相关性,对三者间相关性联合考虑的文献极少。同时,有关研究主要基于国家层面或省市范围,对于特定区域的研究相对较少。文章选取2013—2021年长江经济带11个省市的面板数据,从基准回归、中介效应和空间溢出三个不同计量模型出发,全方位探索数字经济对长江经济带产业结构升级的影响路径和效应,探讨长江经济带流域不同位置段的影响差异。其中,对数字经济的测度采用熵权赋值法,从数字基础设施水平、数字产业化水平及数字发展环境三个层面出发,构建包含18项指标的评价体系对其进行综合测度。最后,通过稳健性和内生性检验证实文章所得结论。

二、理论分析与研究假设

(一)数字经济与产业结构升级

数字经济核心本质是以数字化信息为要素,以信息技术为支撑,以数字平台作为主要载体,推进经济结构优化。一方面,数字经济通过提高资源配置效率推动产业结构升级。信息技术作为一种新型创新要素,与传统要素相比,数据的可复制性更强,且存在一定的外部性,可以有效降低创新成本,优化资源配置和提高生产效率,进而促进产业结构升级。另一方面,数字经济通过与传统行业深度融合促进产业结构优化。随着数字经济蓬勃发展,经济社会不断涌现产业数字化转型、智能化升级,整体促进产业结构不断优化。此外,通过数字信息技术手段可以加强不同产业和企业的相互联系,助推新模式、新业态的形成,优化地区间合作模式,推动长江经济带数字经济和产业结构升级协同发展。综上,提出如下假设:

H1:数字经济可直接促进产业结构升级。

(二)数字经济、技术创新与产业结构升级

一方面,数字经济通过竞争和溢出效应促进技术创新^[12]。数字经济时代,产业和企业为了赢得市场竞争优势,必须加快生产及管理技术的研发创新,不断开发适合市场和消费者需求的新产品,从而在市场竞争中获得优势。数字经济加速不同产业和企业间创新要素的自由流动,加强了创新主体间的交流,提

高对接效率的同时降低了交流成本。另一方面,技术创新是产业结构优化升级的重要驱动力。技术创新是指经济主体通过提高技术水平、改进生产流程、完善运营模式等途径,改善其资源配置效率和生产率。同时,技术创新会推动技术、产品乃至产业结构发生更新迭代的变化调整^[13]。因此,提出如下假设:

H2:技术创新在数字经济和产业结构升级中可发挥中介效应。

三、模型设定、变量选取及数据说明

(一)模型设定

1. 基准回归模型

首先,根据前文中对数字经济和长江经济带产业结构升级的分析,构建二者间的直接传导机制模型如下:

$$\ln upg_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dig_{it} + \alpha_j control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示长江经济带的省市, t 表示时期, upg_{it} 表示产业结构升级水平, dig_{it} 表示数字经济发展水平, $control_{it}$ 表示控制变量, μ_i 表示个体固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

2. 中介效应模型

在前文的理论分析中发现,数字经济可以通过技术创新发挥中介效应,间接促进产业结构升级。因此,构建中介效应模型,通过 β_1 、 γ_1 、 γ_2 等回归系数的显著性判断是否存在中介效应,回归模型设定如下:

$$\ln tech_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln dig_{it} + \beta_j control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln upg_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln dig_{it} + \gamma_2 \ln tech_{it} + \gamma_j control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3. 空间计量模型

鉴于数字经济具有可持续发展、一体化、协调性等特点,可以跨越地理距离界限,造成空间上的外溢,且不同区域的产业结构提升水平受本省和邻近省市因素的共同影响,进而导致出现省市间在地理空间位置上出现较为相似的经济现象。因此,对基准回归模型进行升级,构建空间计量模型如下:

$$\ln upg_{it} = \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln upg_{jt} + \theta_1 \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln dig_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln control_{jt} + \delta_1 \ln dig_{it} + \delta_j control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,

$$\epsilon_{it} = \lambda_t \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \epsilon_{jt} + \varphi_{it}$$

上述式中, ϵ 是随机扰动项, ρ 是空间滞后系数, λ 是空间误差系数。当 λ 值为零时, 模型变为空间滞后 (SLM) 模型; 当 ρ 为零时, 模型变为空间误差 (SEM) 模型; 当 λ 和 ρ 值均不为零时, 模型为空间杜宾 (SDM) 模型。

此外, 构造空间权重矩阵选取地理距离和空间距离两种矩阵进行空间相关性估计。其中, 利用城市的经纬度测算两个城市之间的距离, 并且将两个城市之间距离的倒数作为地理空间权重矩阵的元素。将两个城市在考察期内实际人均 GDP 年均值的差的绝对值的倒数作为经济距离空间权重矩阵的元素。其中, 使用 Moran's I 指数对数字经济和产业结构升级进行空间自相关性检验, 其公式为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^{30} \sum_{j=1}^{30} \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{30} \sum_{j=1}^{30} (x_i - \bar{x})^2}$$

式中, x_i, x_j 分别为 i 和 j 地区的观测值, ω_{ij} 为经过标准化的空间权重矩阵的元素。当 Moran's I 大于 0 时, 表明观测变量具有空间正自相关性, 当 Moran's I 小于 0 时, 表明观测变量具有空间负自相关性。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

产业结构升级 (upg)。在经济发展过程中, 三次产业总是通过不断调整自身结构, 一二产业比重逐渐减少, 第三产业占比逐渐上升来适应并促进经济持续增长。借鉴徐德云^[14]提出的产业结构升级的衡量指标:

$$upg = \sum_{i=1}^3 y_{i \times i}$$

其中 y_i 表示第 i 行业占 GDP 的比。

2. 核心解释变量

数字经济 (dig)。目前, 数字经济的发展如火如荼, 但暂未有相关机构发布权威的省级或市级层面的数字经济发展水平综合指数。本文借鉴赵涛^[15]、黄漫宇^[16]等人的研究, 将已有的数字经济研究测度指标进行整合, 并对其进行了扩展, 构建了包含数字基础设施水平、数字产业化水平及数字发展环境 3 个维

度 18 项指标的评价体系, 如表 1 所示。

表 1 数字经济测度指标体系

二级指标	三级指标	指标属性
数字基础设施水平	光缆线路长度	正向
	移动电话普及率	正向
	IP4 地址数	正向
	移动电话交换机容量	正向
	网页数	正向
	域名数	正向
数字产业化水平	电信业务总量	正向
	软件业务收入	正向
	信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人数	正向
	电子商务销售额	正向
	每百家企业拥有网站数	正向
	有电子商务交易活跃的企业占比	正向
数字经济发展环境	互联网宽带接入端口数	正向
	规模以上 R&D 人员全时当量	正向
	移动电话基站数	正向
	技术市场成交额	正向
	每百人使用计算机台数	正向
	数字普惠金融数字化程度	正向

本文使用熵值法确定表 1 中各指标的权重并评价各城市的数字经济发展水平, 首先对各项指标进行标准化处理:

$$X'_{itj} = \frac{X_{itj} - \min(X_{itj})}{\max(X_{itj}) - \min(X_{itj})}$$

式中, i, t, j 分别表示省市、年份和指标, X_{itj} 为第 i 个省市在第 t 年的第 j 个指标的观测值, 指标权重和熵值公式如下:

$$P_{itj} = X'_{itj} / \sum_{i=1}^{11} \sum_{t=2013}^{2021} X'_{itj}$$

$$E_j = -k \sum_{i=1}^{11} \sum_{t=2013}^{2021} X'_{itj} \ln X'_{itj}$$

其中, P 和 E 分别为指标比重及熵值, 然后计算指标差异系数 D_j :

$$D_j = 1 - E_j$$

接着,计算对应的指标权重 W_j :

$$W_j = D_j / \sum_{j=1}^{18} D_j$$

最后,进行加权求和,得到数字经济的综合指标值,记为 dig_{it} :

$$dig_{it} = \sum_{j=1}^{18} (\omega_j * X'_{ij})$$

3. 中介变量

技术创新(tech)。研发投入是技术创新的重要来源,参考卢晶亮^[17]研究思路,用R&D经费支出占GDP的比值来衡量技术创新程度。

4. 控制变量

基于对已有文献的梳理,选取以下控制变量:(1)教育规模(edu):教育规模的扩大可推进产业结构升级,选择教育支出占财政支出比值来衡量;(2)政府干

预(gov):政府的有效干预会对地区产业结构产生影响,使用财政支出占地区生产总值来衡量;(3)社会保障(soc):建立健全社会保障体系,可促进产业结构高计划发展,用社会保障相关支出占地区生产总值的比值来表示;(4)人力资本水平(hc):人力资本水平提高有利于推动产业结构高级化,选择用高校在校生人数占总人口比例来衡量;(5)外商直接投资(fdi):产业结构会受到国际贸易的影响,因此采用(外商直接投资额*美元对人民币汇率)占地区生产总值的比例来表示。

(三)数据来源与描述性统计

文章所有数据来源于国家统计局、EPS数据平台、统计年鉴等,选取2013—2021年长江经济带11个省市面板数据作为研究样本,对数据整理后进行描述性统计见表2。

表2 变量描述性统计分析

变量类型	变量名称	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	产业结构升级	<i>upg</i>	99	2.402	0.117	2.185	2.730
核心解释变量	数字经济	<i>dig</i>	99	0.359	0.156	0.046	0.713
中介变量	技术创新	<i>tech</i>	99	0.020	0.009	0.006	0.042
	教育规模	<i>edu</i>	99	0.166	0.020	0.110	0.202
	政府干预	<i>gov</i>	99	0.225	0.066	0.124	0.382
控制变量	社会保障	<i>soc</i>	99	0.030	0.009	0.011	0.048
	人力资本水平	<i>hc</i>	99	0.020	0.004	0.012	0.031
	外商直接投资	<i>fdi</i>	99	0.022	0.013	0.002	0.048

四、实证结果分析

(一)基准回归检验

首先针对数字经济对长江经济带产业结构升级的影响进行基准回归分析,根据F检验和Hausman检验的结果选择固定效应模型,如表3所示。因此本文仅分析固定效应模型,由回归结果可以看出,在不考虑控制变量的情况下,数字经济对产业结构升级的影响在1%的水平上显著,且数字经济发展水平每提高1%,产业结构升级水平可上升0.053%。在考虑控制变量的情况下,数字经济对产业结构升级的影响也在1%的水平上显著,且数字经济发展水平每提高1%,产业结构升级水平可上升0.043%。即无论是否考虑控制变量,数字经济发展水平对于产业结构升

级均具有正向的推动作用,验证了文章假设H1。

(二)中介效应检验

进一步分析数字经济对长江经济带产业结构升级的间接传导机制,对模型(2)和模型(3)分别进行检验,如表4所示。可以看出,数字经济对技术创新的影响系数均为正向积极的且在1%水平显著,即长江经济带数字经济发展水平增强,可提高区域内技术创新水平,二者之间呈正相关关系。对比模型(1)基准回归和模型(3)的估计结果,在模型中加入技术创新变量之后,在不考虑控制变量影响时,数字经济对长江经济带产业结构升级的影响由0.053下降到0.037;在考虑控制变量影响时,数字经济对长江经济带产业结构升级的影响由0.043下降到0.036。中

介效应大小分别为 30.2%和 16.3%，即数字经济对长江经济带产业结构升级的影响分别有 30.2%和 16.3%是通过技术创新实现的，即技术创新可发挥中介效应，且影响显著，验证了文章假设 H2。

表 3 基准回归结果

	固定效应回归		随机效应回归	
	fe1	fe2	re1	re2
<i>Indig</i>	0.053*** (14.00)	0.043*** (6.88)	0.053*** (14.23)	0.046*** (8.10)
控制变量	NO	YES	NO	YES
常数项	0.936*** (207.19)	0.644*** (4.62)	0.936*** (79.86)	0.619*** (5.38)
<i>F/Wald</i>	57.87*** (0.000)	25.59*** (0.000)	202.49*** (0.000)	243.00*** (0.000)
<i>R</i> ²	0.693	0.769	0.434	0.575
<i>hausman</i>	Chi2=22.05 <i>p</i> =0.000			

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5%和 1 的显著性水平上显著；括号内数值为 *t* 值，下表同。

表 4 中介效应回归结果

	模型(2)		模型(3)	
	<i>Intech</i>	<i>Intech</i>	<i>lnupg</i>	<i>lnupg</i>
<i>Indig</i>	0.320*** (13.95)	0.097** (3.03)	0.037*** (5.66)	0.036*** (5.84)
<i>Intech</i>			0.050** (2.97)	0.075*** (3.73)
控制变量	NO	YES	NO	YES
常数项	-3.681*** (-134.47)	0.248(0.35)	1.121*** (17.94)	0.625*** (4.83)
<i>F/Wald</i>	143.41*** (0.000)	36.13*** (0.000)	43.64*** (0.000)	25.12*** (0.000)
<i>R</i> ²	0.691	0.834	0.721	0.803

(三)空间效应分析

鉴于不同区域的数字经济和产业结构提升水平受本省和邻近省市因素的共同影响，进一步对二者间空间效应进行分析。首先需要判断长江经济带区域产业结构升级是否存在相互依赖性，采用全局 Moran's I 指数来估计 2013—2021 年中长江经济带产业结构升级的空间效应，检验结果如表 5 所示。可以看出，长江经济带区域内产业结构升级的 Moran's I 指数在不同空间矩阵均通过了显著性检验，表明长江经济带区域内产业结构升级存在显著的空间正相关性。

在进行空间面板回归之前，通常需要使用 LM 检验对空间误差模型和空间滞后模型做出选择，表 6 为 LM 检验结果。由表 6 可知，当权重矩阵为地理距离空间权重矩阵时，针对空间误差(SEM)的检验中，仅 LM-Error 拒绝了原假设，在 5%的显著性水平下显著；而针对空间滞后(SLM)的检验中，LM-Lag、

表 5 产业结构升级的 Moran's I 指数

年份	地理距离空间权重矩阵		经济距离空间权重矩阵	
	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值
2013	0.197*	1.883	0.207*	1.799
2014	0.166*	1.704	0.231**	1.958
2015	0.213**	2.115	0.208*	1.919
2016	0.227**	2.271	0.186*	1.835
2017	0.238**	2.235	0.203*	1.850
2018	0.237**	2.186	0.212*	1.872
2019	0.208**	2.543	0.133*	1.765
2020	0.294***	2.967	0.183**	1.962
2021	0.256***	2.749	0.180**	1.987

Robust LM-Lag 均拒绝了原假设，在 1%的显著水平显著，与 LM-Lag 检验统计量相比，LM-Error 检验统计量的显著性较低，说明在地理距离空间权重矩阵空

间滞后模型更适合。当权重矩阵为经济距离空间权重矩阵时,针对空间误差(SEM)的检验中,LM-Error不显著,Robust LM-Error在5%的显著性水平下显著;而针对空间滞后(SLM)的检验中,LM-Lag、Robust LM-Lag均拒绝了原假设,其中LM-Lag在5%的显著水平显著,Robust LM-Lag在1%的显著水平显著,即在经济距离空间权重矩阵中空间滞后模型更适合。总体来看,均通过了5%的统计检验,显著拒绝原假设,说明存在空间效应,进一步证明空间面板数据模型的适用性,且SLM模型更优。

表6 LM检验结果

检验方法	地理距离空间权重矩阵		经济距离空间权重矩阵	
	统计量	P值	统计量	P值
LM-Error	3.931	0.047	0.253	0.615
Robust LM-Error	0.494	0.482	4.971	0.026
LM-Lag	11.561	0.001	4.627	0.031
Robust LM-Lag	8.125	0.004	9.345	0.002

由于LM检验结果表明空间滞后模型更合适,因此本文选择空间滞后模型对长江经济带数字经济和产业结构升级进行分析,表7给出回归结果及效应分解:

表7 两种空间权重矩阵下的空间回归结果

变量	空间滞后(SLM)模型	
	地理距离空间权重矩阵	经济距离空间权重矩阵
Indig	0.030*** (4.18)	0.019*** (3.28)
控制变量	YES	YES
_cons	0.351** (2.37)	0.158(1.29)
ρ	0.328*** (2.99)	0.558*** (6.50)
直接效应	0.031*** (4.41)	0.022*** (3.55)
间接效应	0.013*** (2.59)	0.022*** (3.34)
总效应	0.044*** (5.54)	0.044*** (4.07)
R^2	0.797	0.809

首先,由于空间计量模型回归结果中解释变量的系数不能直接表示其对被解释变量的影响大小,因此只从系数的正负性进行分析。由表7可知,数字经济的回归系数为正,且均在1%的水平上显著,说明数字经济水平增强可带动区域内外产业结构优化调整。其次,被解释变量产业结构升级的自回归系数为

0.328且在1%的水平上显著,说明本文构建的空间滞后模型(SLM)有效,长江经济带区域内各省市的产业结构升级存在显著的溢出效应,即区域内某一省市产业结构的升级能够促进周围地区的产业结构升级。为了对变量间的空间溢出效应进行更深层次的分析,将核心解释变量数字经济的总效应分解为直接效应和间接效应。其中,直接效应表示本地的解释变量对本地的被解释变量的影响程度,间接效应表示本地的解释变量对周围地区的被解释变量的影响程度。以地理距离空间权重矩阵为例,从数字经济的直接效应来看,其对本地的产业结构升级影响为正向且显著的,具体系数为0.031,即数字经济水平的提升可以帮助促进当地产业结构优化。从间接效应来看,其对周边邻近地区的产业结构升级影响系数为0.013,且在1%的水平上显著,说明本地数字经济的发展不仅能促进本地区的产业结构升级,而且能推动周边省市的产业结构升级。

(四) 区域异质性检验

考虑到长江经济带区域内地理区位及资源禀赋差异,将长江经济带划分为上游、中游、下游三个部分,探讨各流域产业结构受到数字经济的影响是否不同,采用地理距离权重矩阵进行空间效应检验,检验结果如表8所示。从表中我们能看出,长江经济带中游和下游地区数字经济对产业结构升级的影响均是显著的,且下游的影响效应相对较大,但是在长江经济带上游区域,数字经济对产业结构升级的影响较小且不显著。产生这一现象的主要原因为地区经济环境越好,越有利于数字经济助推产业结构升级。根据长江经济带发展现状,下游长三角地区经济发展较快,中部城市群发展平稳,较好的经济环境更有利于企业实现技术创新,为数字经济驱动产业结构升级赋能。而上游成渝区域经济发展较慢,技术仍处在传统阶段,创新存在困难,基础设施陈旧,整体数字经济水平发展缓慢,对上游地区的产业结构优化的影响效果有限。

(五) 稳健性与内生性检验

为了保证上述研究结果的科学性和可靠性,进一步开展稳健性和内生性检验。首先,在稳健性检验方面选取替换被解释变量。参考于斌斌^[18]的思路,采用第三产业与第二产业的产值之比来衡量产业结构升级,进行固定效应回归,估计结果如表9所示。可以看出,长江经济带数字经济对产业结构优化的估计

表 8 区域异质性检验结果

变量	上游	中游	下游
<i>Indig</i>	0.006 (0.69)	0.022** (2.09)	0.101*** (9.94)
控制变量	YES	YES	YES
常数项	0.538** (2.17)	0.525*** (2.83)	1.242*** (7.16)
R^2	0.809	0.939	0.919

系数为 0.293,影响是正向的且在 1%水平上显著,即进一步证实了前文结论的稳健性。其次,在内生性检验方面采用工具变量法,基于数据的可获得性及研究的科学性,对工具变量选取核心解释变量“数字经济”一阶滞后项进行估计,检验结果如表 9 所示。可以看到,工具变量与数字经济系数均显著为正,且被替代变量数字经济和工具变量数字经济的一阶滞后项的个数是一致的,所以不存在过度识别的可能性。同时,Cragg—Donald Wald F 检验显示其并不存在弱工具变量的问题^[19]。即选取的工具变量有效,进一步证实了数字经济对于产业结构升级的促进作用。

表 9 稳健性检验与内生性检验结果

变量	稳健性(替换被解释变量)	内生性(工具变量法)	
<i>Indig</i>	0.293*** (6.33)		0.069*** (7.52)
L. <i>Indig</i>		0.711*** (28.67)	
控制变量	YES	YES	YES
常数项	-1.389 (-1.35)	1.878*** (-4.37)	0.561*** (7.65)
R^2	0.779	0.956	0.791

五、研究结论与政策建议

本文基于 2013—2021 长江经济带省市数据,在理论分析数字经济、技术创新以及产业结构化三要素间作用关系的基础上提出假设,采用多种计量方法分析数字经济对长江经济带产业结构升级的基本作用机制和非线性传导机制,得出主要结论如下:第一,数字经济可对长江经济带产业结构优化产生直接影响,且影响是积极显著的;第二,数字经济可通过技术创新这一间接传导机制促进长江经济带产业结构升级;第三,数字经济对产业结构升级的影响存在空间溢出效应,对周边地区也可产生正向显著影响;第四,长江经济带三大流域数字经济均能促进产业结构升级,按强度由大至小依次为下游、中游、上游,但是上游的影响不够显著。

基于上述结论,针对性提出以下四条建议:第一,提升数字经济发展水平,助推产业结构升级。地方政府应加大投资力度,推进数字基础设施建设,提升数字技术应用水平,推动传统产业进行数字化、智能化转型。第二,鼓励企业技术创新,优化资源配置。支持企业进行自主创新,加大研发投入,提高技术水平,促进其资源配置效率和生产率提升,助推产业结构升级。第三,加强地区间交流,协调共同进步。充分发挥数字经济和产业结构升级的空间溢出效应,推动创新要素在区域间自由流动,企业和产业相互学习,共同进步。第四,立足地区资源禀赋结构,因地制宜实施差异化政策。长江经济带上、中、下游各地区要素资源情况不同,数字经济对产业结构升级的影响程度也不同,政府可针对不同流域制定个性化政策,推动长江经济带数字经济和产业结构升级协同发展。

参考文献:

- [1] LIU S. The Influence of Digital Economy on the Upgrading of Industrial Structure[C]//E3S Web of Conferences. EDP Sciences, 2021.
- [2] 张姝,王雪标.数字经济对产业结构升级影响的实证检验[J].统计与决策,2023,39(3):15-20.
- [3] 戴魁早,黄姿,王思曼.数字经济促进了中国服务业结构升级吗?[J].数量经济技术经济研究,2023,40(2):90-112.
- [4] 刘和东,纪然.数字经济促进产业结构升级的机制与效应研究[J].科技进步与对策,2023,40(1):61-70.
- [5] FENG S, ZHANG R, LI G. Environmental Decentralization, Digital Finance and Green Technology Innovation[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2022,61.

- [6] 李拓晨,石籽祎,韩冬日,等. 数字经济发展与省域创新质量:来自专利质量的证据[J]. 统计研究,2023(9):92-105.
- [7] 张森,温军,李旭东. 城市数字经济发展与企业技术创新[J]. 经济体制改革,2023(2):60-68.
- [8] 赵卉心,孟煜杰. 中国城市数字经济与绿色技术创新耦合协调测度与评价[J]. 中国软科学,2022(9):97-107.
- [9] SUTHERLAND W,JARRAHI M H. The Sharing Economy and Digital Platforms: A Review and Research Agenda[J]. International Journal of Information Management,2018,43: 328-341.
- [10] 赵喜仓,袁茹. 研发投入、技术创新对产业结构升级的影响:基于我国省级面板数据的实证分析[J]. 科技管理研究,2021,41(10):1-7.
- [11] 孙勇,张思慧,赵腾宇,等. 数字技术创新对产业结构升级的影响及其空间效应:以长江经济带为例[J]. 软科学,2022,36(10):9-16.
- [12] 朱洁西,李俊江. 数字经济、技术创新与城市绿色经济效率:基于空间计量模型和中介效应的实证分析[J]. 经济问题探索,2023(2):65-80.
- [13] 汪秀梅. 人力资本、技术创新对产业结构优化的影响研究[J]. 西北人口,2023,44(3):116-126.
- [14] 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.
- [15] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020,36(10):65-76.
- [16] 黄漫宇,王孝行. 数字经济、资源错配与企业全要素生产率[J]. 宏观经济研究,2022(12):43-53.
- [17] 卢晶亮. 资本积累与技能工资差距:来自中国的经验证据[J]. 经济学(季刊),2017,16(2):577-598.
- [18] 于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应:基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济,2015(12):83-98.
- [19] 金芳,齐志豪,梁益琳. 大数据、金融集聚与绿色技术创新[J]. 经济与管理评论,2021,37(4):97-112.

Digital Economy, Technological Innovation and Upgrading of Industrial Structure in Yangtze River Economic Belt

SHI Qian, LI Ting

(School of Economics, Tongling University, Tongling Anhui 244000, China)

Abstract: According to the data of provinces and cities in the Yangtze River Economic Belt from 2013 to 2021, this paper proposes a hypothesis based on the theoretical analysis of the interaction among the three elements of digital economy, technological innovation and industrial structure, and comprehensively uses spatial metrology and intermediary effect model to verify and analyze the basic action mechanism and nonlinear transmission mechanism of digital economy on the upgrading of industrial structure in the Yangtze River Economic Belt. The results show that digital economy can have a significant positive and direct impact on the optimization of industrial structure in the Yangtze River Economic Belt. The digital economy can promote the upgrading of the industrial structure of the Yangtze River Economic Belt through the indirect transmission mechanism of technological innovation. It also has a spatial spillover effect on industrial structure upgrading. The impact of the digital economy on industrial structure upgrading in the lower, middle and upper reaches of the Yangtze River Economic Belt is different.

Keywords: digital economy; technological innovation; industrial structure optimization

[责任编辑 王七萍]