

数字经济如何影响产业结构水平？

陈小辉 张红伟 吴永超

(四川大学经济学院, 四川 成都 610064)

摘要: 数字经济是中国经济高质量发展的重要抓手, 其对第一、二、三产业的深度渗透具有异质性, 可能对产业结构水平产生影响。本文在理论分析基础上, 基于CRITIC方法测算了数字经济发展水平指数, 并利用2012—2018年省级面板数据对“数字经济发展水平与产业结构水平”之间的关系进行了实证检验。研究表明, 数字经济对中国产业结构水平具有边际递增的提升作用, 随着数字经济发展水平的提升, 产业结构水平得到提升, 并且提升速度边际递增; 政府干预通过数字经济发展水平的部分中介效应, 间接影响产业结构水平。进一步研究发现, 数字经济对中国产业结构水平的边际递增提升作用具有区域异质性, 在中部和西部地区的提升作用大于东部地区。

关键词: 数字经济; 产业结构; 政府干预; 区域异质性

Abstract: Digital economy is important hand in promoting high-quality development of China's economy. It has heterogeneity in the infiltration of the first, second and third industries, which may have an impact on the level of industrial structure. How does the digital economy affect the level of industrial structure? Based on a theoretical analysis and the digital economy development level index calculated by the CRITIC method, this paper uses the provincial panel data from 2012 to 2018 to empirically explore the relationship between the development level of digital economy and the level of industrial structure. The results show that the digital economy has a marginal increasing effect in promoting the level of China's industrial structure. With the development of the digital economy, the level of industrial structure is increasing, and the speed is marginally increasing. The government intervention indirectly affects the level of industrial structure through some intermediary effects of the development level of the digital economy. Further analysis shows that the role of digital economy in promoting the level of China's industrial structure has regional heterogeneity, and the impact of digital economy in the central and western regions is greater than that in the eastern region.

Key words: digital economy, industrial structure, government intervention, regional heterogeneity

作者简介: 陈小辉, 四川大学经济学院博士生, 研究方向: 金融科技、金融监管。张红伟, 女, 博士, 四川大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向: 数字经济、金融理论与实践。吴永超, 博士, 四川大学研究生院讲师, 研究方向: 数字经济、宏观经济分析。

中图分类号: F202 **文献标识码:** A

一、文献回顾

2008年全球金融危机以来, 互联网、人工智能、区块链、云计算和大数据等技术与经济深度融合, 产生了数字经济。数字经济的影响广泛而深远。美国、欧盟、德国、英国、澳大利亚等许多国家和地区已经将发展数

字经济作为优先事项, 纷纷推动数字经济的发展(沈家文, 2018)^[28]。早在2016年中共中央政治局第三十六次集体学习时, 习总书记就要求“做大做强数字经济”。2017年“数字经济”概念被写入党的十九大报告。2018年习总书记强调“数字经济是亚太乃至全球未来的发展方向”。2019年习总书记进一步强调“引导数字经济

和实体经济深度融合，推动经济高质量发展”。数字经济与实体经济深度融合，成为新时代中国经济高质量发展的重要驱动力量(丁志帆，2020)^[13]。数字经济对第一、二、三产业均有深度渗透(罗以洪，2019)^[25]，并且深度渗透具有产业异质性(谢莉娟和庄逸群，2019；赵西三，2017)^{[41] [49]}。这种产业异质性将可能改变第一、二、三产业的演进，进而影响产业结构水平。那么，数字经济将如何影响中国的产业结构水平呢？

关于产业结构水平，国内外学者进行了大量研究。恰当产业政策可提高产业创新效率(Peters et al., 2012)^[8]，从而促进产业结构水平的提升(韩永辉等，2017)^[16]。贸易开放(Amighini et al., 2014)^[1]、高铁开通(罗能生等，2020)^[24]、信息化(纪成君和孙晓霞，2019)^[19]和互联网技术进步(徐伟呈和周田，2019)^[42]、外商投资(肖琬君等，2020)^[40]、土地财政和房价上涨(王先柱和吴蕾，2019)^[38]等因素均有利于提升产业结构水平。金融规模(王兰平等，2020)^[36]和金融开放(鲍星，2020)^[11]与产业结构水平之间为倒“U”型非线性关系。而国家级承接产业转移示范区抑制了产业结构水平的提升(陈凡和周民良，2020)^[12]。

总体看，国内外文献对产业结构水平的影响因素进行了大量研究，但对“数字经济发展水平与产业结构水平”之间的关系缺乏研究。在中国数字经济规模已居全球第二位、部分省市已纷纷出台数字经济发展规划的情况下，关于这一问题的研究对促进中国经济高质量增长具有重要意义。为此，本文基于数字经济的效率提升效应和行业渗透异质性进行理论分析并提出研究假设，然后基于本文测算的2012—2018年省级数字经济发展水平指数，采用时间和个体双向固定效应模型检验研究假设，以研究“数字经济发展水平与产业结构水平”之间的关系。

本文可能的创新点为：第一，有别于现有文献，率先研究了数字经济发展水平与产业结构水平之间的关系，丰富了产业结构变迁方面的文献；第二，检验政府干预是否通过数字经济发展水平的中介效应，间接影响产业结构水平，丰富了有为政府和有效市场理论；第三，就数字经济对产业结构水平影响的区域异质性进行了研究，可为缩小地区差异、缓减发展不平衡提供政策参考。

二、理论分析

数字经济是以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息与通信技术(Information and Communication Technology, ICT)的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动(王春云和王亚菲，2019)^[34]。数字经济能提高生产效率、协作效率和创新效率，且对第一、二、三产业的影响具有异质性。

(一)数字经济的三大效率

第一，提高生产效率。ICT是数字经济的基础。ICT的广泛应用即为信息化(孙琳琳等，2012)^[32]。现有研究表明，信息化提高了劳动生产率(Basu and Fernald, 2008)^[4]，能提高农业生产效率(朱秋博等，2019)^[51]，改进制造企业的生产流程，减少安装、运行和检验时间，提高制造企业在各生产环节上的效率(Bartel et al., 2007)^[3]，也能提升零售等服务企业的生产效率(孙早和刘李华，2018)^[33]。

第二，增加协作效率。数字经济使得生产和消费精准化(龚晓莺和王海飞，2019)^[15]，从而提高了生产和消费的协作效率，降低了库存资本需求，减少了库存损失。数字经济还有助于促进生产要素多维度协作，对社会生产力形成革命性推动(杨慧玲和张力，2020)^[45]。企业将数字化网络引入生产过程，将先进科技用于监管劳动过程，对生产过程的协调效率更高(杨慧玲和张力，2020)^[45]。

第三，激发创新效率。大数据是数字经济的重要技术驱动因素，其为创新效率提供了全新的动力，纳入大数据平台的物流、计算机行业的就业人口效率远远高于传统制造业(李辉，2019)^[22]。数字经济的发展以数字基础设施为基石。数字基础设施也将提升创新频率、降低创新创业成本，减少信息不对称，降低企业运营管理和销售成本(师博，2020)^[30]。

(二)数字经济影响的异质性

综上，数字经济可提高生产效率、协作效率和创新效率。然而，中国数字经济表现出了基础设施城乡异质性、行业渗透差异性和资本回报迥异性。

第一，基础设施城乡异质性。数字通信有关的技术

图1 2010—2019年城市和乡村宽带用户普及率



数据来源：整理自国家统计局国民经济专题统计报表年度数据(2019)，其中2019年数据为预测数。

发展是数字经济的主要驱动力(Raisinghani, 2004)^[10]，信息与通讯技术(ICT)是数字经济得以存在的基础(王春云和王亚菲, 2019)^[34]。在发展不平衡、不充分的情况下，中国的信息与通讯技术发展表现出了城乡不平衡。城市信息与通讯技术较为发达，而乡村则相对滞后。以信息与通讯技术的典型应用(宽带用户)为例，2010—2019年，中国城市宽带用户普及率(宽带用户户数/人口数)始终高于乡村宽带用户普及率(见图1)。2010年城市宽带用户普及率是乡村的4.03倍，2010年后差距逐渐缩小，但到2019年城市宽带用户普及率仍为乡村的1.50倍。基础设施城乡异质性将导致数字经济对第一产业的深度渗透速度低于第二、三产业。

第二，行业渗透差异性。数字经济对第一、二、三产业均有深度渗透(罗以洪, 2019)^[25]。从贵州、广东、广西、湖南和山东的情况看，五省的数字经济发展规划均涉及了第一、二、三产业(见表1)。同时数字经济对不同产业的渗透仍表现出了差异性。数字经济在消费领域率先发展，正在由消费领域向制造领域扩展(赵西三, 2017)^[49]，而对农业的渗透则刚刚起步。零售业是数

表1 部分省份数字经济发展规划涉及产业

省份	部分内容	涉及产业	规划时间
贵州	加快发展数字农业；大力发展智能制造；大力发展智慧旅游服务；加快推进数字金融发展	第一、二、三产业	2017—2020
广东	开展农业全产业链大数据应用示范；制造业数字化；服务业数字化		2018—2025
广西	打造数字化现代农业生产体系；构建智能制造产业生态；大力推进服务业数字化		2018—2025
湖南	推进农业数字化；推动制造业数字化；推动制造业数字化		2020—2025
山东	成为全国智能制造标杆和农业、服务业数字化先行区		2018—2022

资料来源：根据各省数字经济发展规划整理。

字经济最活跃、最集中的领域之一(谢莉娟和庄逸群, 2019)^[41]，而数字经济对农业的渗透则相对滞后。作为数字经济的驱动因素，大数据可以和传统制造业深度融合，促使传统制造业更有效率地实现资源配置，更加精准地组织采购、生产、营销、物流等经营活动，实现高质量发展(李辉, 2019)^[22]。制造业大数据已积累多年，而农业相关的大数据建设相对滞后。这样，作为数字经济的基础，大数据对农业的支撑也相对滞后。

第三，数字化资本回报率迥异性。产业的发展有赖于资本投入。资本回报率越高，资本投入越大，产业发展越快。从数字化资本回报率看，第一产业和第二产业资本回报率呈下降趋势，农业资本回报率下降幅度最大(王春云和王亚菲, 2019)^[34]。由于农业资本回报率下降幅度大，且低于第三产业，在利润最大化动机的驱使下，数字化资本将逐步由第一产业向第三产业转移。最终，将降低第一产业的数字化资本比重，抑制数字经济对第一产业的深度渗透，而促进数字经济向第三产业的深度渗透。

(三)研究假设

综上，数字经济能显著提高效率，从而促进产业发展。而数字经济对第一产业的深度渗透相对滞后于第二、三产业，而对第三产业的深度渗透将可能高于第一、二产业。此外，数字经济还借助“数字产业化”强化第三产业。这样，随着数字经济的日渐深度渗透，产业结构水平将可能呈现出上升态势。同时，数字经济以信息为基础要素，信息的边际收益递增使得数字经济具有高成长性(宋洋, 2019)^[31]。数字要素是数字经济的核心生产要素，其具有要素报酬递增规律(王娟, 2019)^[35]，以致数字经济具有边际收益递增规律(王姝楠和陈江生, 2019)^[37]。在边际递增规律作用下，数字经济对产业结构水平的提升作用也可能表现出边际递增趋势。为此，本文提出研究假设1：

H1：数字经济发展水平对产业结构水平具有提升作用，且提升速度边际递增。

此外，数字经济的发展需要作为市场主体的企业积极实施创新，而企业创新离不开政府干预。政府干预能激发市场的创新活力、为创新活动提供良好的市场环境、引导民间资本流向政府所指引的创新领域，推动创

新网络和创新体系的形成与发展(胡乐明, 2018)^[18]。政府干预能促进地区创新效率(赵增耀等, 2015)^[50], 创新具有正的外部性, 私人投资的意愿低于社会最优, 政府干预可促进创新, 使得创新市场进入良性运行轨道(阳东辉, 2013)^[44]。同时, 适当的政府干预可以提升创新者的竞争力(冯毅梅和李兆友, 2015)^[14]。这样, 政府干预能促进企业在数字经济方面的创新, 从而促进数字经济发展水平的提升。但同时, 政府难以掌握充分信息进行正确决策(张晓晶等, 2018)^[47], 当决策信息不充分时, 政府干预可能抑制企业在数字经济方面的创新, 从而不利于数字经济发展水平的提升。因此, 政府干预对数字经济发展水平的影响存在正反两种力量。从两种力量的作用过程看, 在政府干预程度较小时, 政府对企业在数字经济创新方面的信息掌握程度可能相对较低, 政府干预对数字经济发展水平的负向力量较大, 若大于正向力量, 则将抑制数字经济发展水平的提升。随着政府干预程度的加深, 政府对企业在数字经济创新方面的信息掌握程度将得到提高, 对数字经济发展水平的负向力量将减弱, 最终将低于正向力量的作用, 政府干预将促进数字经济发展水平的提升。因此, 政府干预与数字经济发展水平之间可能为“正U”型非线性关系, 随着政府干预程度的提高, 数字经济发展水平先下降后上升。

综上, 政府干预对数字经济发展可能具有非线性影响, 而数字经济发展水平又会对产业结构水平起到提升作用。这样, 政府干预可能通过影响数字经济发展水平间接影响产业结构水平。因此, 本文提出研究假设2:

H2: 政府干预通过数字经济发展水平, 间接影响产业结构水平。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文利用数字经济发展水平指数检验研究假设。目前尚无表征各省市区数字经济发展水平的数据, 本文采用CRITIC方法构造数字经济发展水平指数进行实证检验。鉴于计算指数的原始数据最早为2012年, 本文基于2012—2018年全国30个省市区(西藏除外)的数据进行实证检验。

其他数据和计算指数的原始数据来源于中国人民银行、国家统计局和Wind数据库, 陆地面积来源于百度百科。为消除异常值的影响, 本文对连续变量进行了上下1%的缩尾(Winsorize)处理。

(二) 模型设计

1. 研究假设H1的模型

为检验研究假设H1, 设计如下时间和个体双向固定效应模型:

$$indus_stru_{it} = \alpha_0 + \beta \times digeco2_{it} + \eta \times X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $indus_stru_{it}$ 表示第*i*个省市区第*t*年的产业结构水平, α_0 为截距项, α_i 为第*i*个省市区的个体效应, λ_t 为第*t*年的年度效应, ε_{it} 为随机误差项。 X_{it} 为后文所设计的控制变量。

$digeco_{it}$ 为关键解释变量, 即第*i*个省市区第*t*年的数字经济发展水平, 为不为零的正数; $digeco2_{it}$ 为其平方项, β 为平方项的系数。若 β 显著为正, 则数字经济发展水平可提升产业结构水平, 且提升速度边际递增。原因在于式(1)两边对数字经济发展水平 $digeco_{it}$ 求一阶偏导可得数字经济发展水平对产业结构水平的边际影响, 当 β 显著为正时, 一阶偏导为正, 即随着数字经济发展水平的增加, 产业结构水平得到提升; 式(1)对数字经济发展水平 $digeco_{it}$ 求二阶偏导可得数字经济发展水平对产业结构水平的边际影响的速度, β 显著为正时, 二阶偏导为正, 即随着数字经济发展水平的增加, 产业结构水平提升速度边际递增。

2. 研究假设H2的模型

为检验研究假设H2, 借鉴温忠麟等(2004)^[39]提出的检验程序, 参照叶康涛等(2018)^[46]的做法, 设定以下模型:

$$indus_stru_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times gov_{it} + \eta \times X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$digeco2_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times gov_{it} + \beta_2 \times gov2_{it} + \eta \times X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$indus_stru_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times gov_{it} + \delta \times digeco2_{it} + \eta \times X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(2)和式(4)中的 X_{it} 为控制变量, 与式(1)相同。

前述模型中, $digeco2_{it}$ 为中介变量。第一, 在不加入中介变量情况下, 进行模型式(2)估计, 如果政府干预 gov_{it} 的系数 β_1 显著, 则表明政府干预对产业结构水平具有总效应, 继续后续分析, 否则终止。第二, 对模型式(3)进行回归, 判断政府干预对数字经济发展水平的影响。

表2 变量定义

	变量名称	变量符号	变量定义	参考文献	
被解释变量	产业结构水平	<i>indus_stru</i>	1×各省市第一产业比重+2×各省市第二产业比重+3×各省市第三产业比重	王兰平等(2020) ^[36] 、王先柱和吴蕾(2019) ^[38]	
		<i>rindus_stru</i>	各省市第三产业增加值/第二产业增加值(稳健性检验)	黎绍凯等(2020) ^[20] 、李爱和盖骁敏(2019) ^[21]	
关键解释变量	数字经济发展水平	<i>digeco</i>	基于CRITIC方法构造	本文新增	
	政府干预	<i>gov</i>	各省市财政支出/各省市GDP×100	邵帅等(2013) ^[28]	
<i>rgov</i>		(各省市财政支出—教育支出)/各省市GDP×100(稳健性检验)	张治栋和廖常文(2019) ^[48]		
控制变量	经济发展水平	<i>lnpgdp</i>	ln(各省市实际GDP/总人口数量)	黎绍凯等(2020) ^[20] 、肖琬君等(2020) ^[40] 、王先柱和吴蕾(2019) ^[38]	
	外商投资	<i>lnfdi</i>	ln(各省市外商直接投资)		
	劳动力水平	<i>lnemploy</i>	ln(各省市就业人数)		
	城镇化率	<i>urbrate</i>	各省市城镇人口/总人口		
	社会消费	<i>soc_retail</i>	各省市社会零售总额/GDP×100		
	人口密度	<i>pdens</i>	各省市总人口数量/陆地面积		
	基础设施	<i>road</i>	各省市公路长度/总人口数量		
	固定资产投资	<i>finv</i>	各省市固定资产投资/GDP×100		
	时间	<i>t</i>	Year—2011		本文新增
	人口增长率	<i>lnpeople</i>	ln(各省市总人口数量)		
	第二产业比重	<i>srate</i>	各省市第二产业增加值/GDP×100		
	第三产业比重	<i>trate</i>	各省市第三产业增加值/GDP×100		
	经济开放度	<i>open</i>	各省市进出口总额/GDP×100		
财政分权	<i>fiscd</i>	各省市财政收入/全国财政收入×100	刘曙光等(2018) ^[23] 、何德旭和苗文龙(2016) ^[17]		
金融分权	<i>fd</i>	各省市贷款余额/全国贷款余额×100			

第三,在加入中介变量后进行模型式(4)估计,如果式(3)中的系数 β_1 、式(4)中的系数 δ 均显著,则表明中介效应存在,此时若式(4)中的 β_1 显著,则说明 $digeco_{2it}$ 起到了部分中介效应,若 β_1 不显著,则说明 $digeco_{2it}$ 起到了完全中介效应。第四,若式(3)中的 β_1 、式(4)中的 δ 仅有一个显著,尚需通过Sobel检验中介效应。

(三)变量说明

基于检验研究假设需要,参照现有文献,设计被解释变量、关键解释变量和控制变量如表2所示。

具体说明如下:

1.被解释变量

本文的被解释变量为产业结构水平。为此,设计被

解释变量 $indus_stru$,参照王兰平等(2020)^[36]、王先柱和吴蕾(2019)^[38]等文献,按“1×第一产业比重+2×第二产业比重+3×第三产业比重”计算,其值越大,产业结构水平越高。

另外,参照黎绍凯等(2020)^[20]、李爱和盖骁敏(2019)^[21]等文献,按“第三产业增加值/第二产业增加值”计算产业结构水平 $rindus_stru$ 进行稳健性检验。

2.关键解释变量

本文的关键解释变量为数字经济发展水平($digeco$),但目前尚无表征各省市数字经济发展水平的指标。本文参照世界互联网大会蓝皮书《中国互联网发展报告(2017)》《中国互联网发展报告(2018)》和《中国互联网发展报告(2019)》,考虑数据可获得性,选择“信息传输计算机服务和软件业全社会固定资产投资”“软件业务收入”“电信业务量”等10项指标,从信息产业、电信业务、电子商务和企业数字化四个维度,对2012—2018年中国30个省市(西藏除外)数字经济发展水平进行综合衡量。在指标权重方面,CRITIC方法确定的权重更为精准(许涤龙和陈双莲,2015)^[43]。本文采用CRITIC方法生成指标权重,具体计算过程如下:

第一步,以“信息传输计算机服务和软件业全社会固定资产投资”和“软件业务收入”为初始指标,计算“信息产业水平”;以“电信业务总量”和“移动电话普及率”为初始指标,计算“电信业务水平”;以“有电子商务交易活动的企业数”“电子商务销售额”和“电子商务采购额”为初始指标,计算“电子商务水平”;以“域名数”“网站数”和“网页数”为初始指标,计算“企业数字化水平”。

第二步,以“信息产业水平”“电信业务水平”“电子商务水平”和“企业数字化水平”为指标,计算数字经济发展水平。

关于各项指标的权重,采用CRITIC方法生成,第*i*个指标第*t*年的权重为

$$w_{it} = \frac{C_{it}}{\sum_j^n C_{jt}}, i=1,2,\dots,n \quad (5)$$

其中, $C_{it} = \sigma_{it} \sum_j^n (1 - r_{ij})$, $i=1,2,\dots,n, i \neq j$, σ_{it} 为指标*i*第*t*年的标准差, r_{ij} 为第*i*个指标与第*j*个指标第*t*年的相关系数。

为检验数字经济发展水平对产业结构水平的边际递

增提升效应，关键解释变量取平方项 $digeco2$ 。

3. 控制变量

在式(1)中，本文参照黎绍凯等(2020)^[20]、肖琬君等(2020)^[40]、王先柱和吴蕾(2019)^[38]等文献，设计了经济发展水平、外商投资、劳动力水平、政府干预、城镇化率、社会消费、人口密度、固定资产投资和基础设施等控制变量，后三个控制变量作为追加变量进行稳健性检验。考虑到产业结构水平可能存在时间趋势，本文还设计了时间变量作为控制变量。此外，还设计了金融分权这一变量进行稳健性检验。

数字经济发展水平实际上表征的是数字经济的增长情况。因此，在式(3)中，本文参照现有关于经济增长的文献(如Arcand et al., 2015; Beck et al., 1999; Cecchetti and Kharroubi, 2012; 刘晓光等, 2018)^{[2] [5] [6] [23]}，设计了人口增长率、第二产业比重、第三产业比重、经济开放度、固定资产投资、财政分权、城镇化率、经济发展水平等控制变量。此外，考虑到地方政府可能基于金融分权而争夺金融资源发展数字经济，还控制了金融分权。

表3 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>indus_stru</i>	210	2.3681	0.124	2.182	2.806
<i>rinus_stru</i>	210	116.953	64.171	54.927	434.759
<i>digeco</i>	210	0.2067	0.206	0.023	0.870
<i>lnpgdp</i>	210	1.585	0.433	0.539	2.643
<i>lnfdi</i>	210	11.149	1.340	7.948	13.870
<i>lnemploy</i>	210	6.115	0.775	4.122	7.584
<i>gov</i>	210	24.928	10.207	11.806	62.686
<i>rgov</i>	210	20.921	8.971	9.183	55.935
<i>urbrate</i>	210	0.577	0.120	0.364	0.896
<i>soc_retail</i>	210	37.346	5.855	23.863	49.198
<i>pdens</i>	210	470.947	702.767	7.933	3850.794
<i>finv</i>	210	81.830	26.094	23.656	147.954
<i>lnpeople</i>	210	8.205	0.734	6.351	9.306
<i>srate</i>	210	43.820	8.233	18.627	57.688
<i>trate</i>	210	46.497	9.224	30.939	80.982
<i>open</i>	210	26.721	29.748	1.679	144.086
<i>finv</i>	210	81.830	26.094	23.656	147.954
<i>fiscd</i>	210	1.762	1.317	0.134	6.510
<i>fd</i>	210	3.161	2.285	0.443	9.723
<i>t</i>	210	4.000	2.005	1	7

四、实证分析与稳健性检验

(一) 描述性统计结果

从表3中主要变量的描述性统计结果看：第一，产业结构水平的均值为2.3681，最大值为2.8059，最小值为2.1820；第二，数字经济发展水平均值为0.2067，最大值达0.8699，最小值仅0.0232，在省际层面上与中国发展不平衡的基本国情相符。因数字经济发展水平仅有7年数据，故样本量仅210个。

(二) 研究假设H1的估计结果

式(1)可采用个体固定效应模型FE和随机效应模型RE进行估计。本文对FE和RE估计结果进行豪斯曼检验。豪斯曼检验的 p 值 <0.0001 ，但stata15.1报告“V_b-V_B矩阵非正定”，较难判断。FE可缓解遗漏变量导致的内生性问题。为此，本文采用FE进行估计，后文采用RE进行稳健性检验。采用逐步增加控制变量的方法，基于FE估计式(1)的结果如表4所示。为缓解内生性，关键解释变量滞后一期(后文还将进行内生性讨论)。

对标准误在个体和时间上进行双重聚类(cluster)调整，可克服自相关和异方差等问题对统计推断的影响

表4 式(1)的FE回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>indus_stru</i>	<i>indus_stru</i>	<i>indus_stru</i>	<i>indus_stru</i>	<i>indus_stru</i>
<i>L.digeco2</i>	0.509*** (0.184)	0.249*** (0.088)	0.238*** (0.084)	0.223*** (0.080)	0.211*** (0.074)
<i>t</i>		0.026*** (0.007)	0.018*** (0.006)	0.020*** (0.006)	0.014** (0.006)
<i>lnpgdp</i>		-0.103 (0.089)	-0.006 (0.080)	-0.063 (0.080)	0.008 (0.081)
<i>lnfdi</i>		-0.009 (0.007)	-0.012* (0.007)	-0.015** (0.007)	-0.009 (0.007)
<i>lnemploy</i>		-0.199*** (0.052)	-0.189*** (0.052)	-0.177*** (0.051)	-0.185*** (0.049)
<i>gov</i>			0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
<i>urbrate</i>				0.280** (0.141)	0.120 (0.155)
<i>soc_retail</i>					0.003** (0.001)
截距项	2.337*** (0.016)	3.722*** (0.304)	3.488*** (0.287)	3.363*** (0.299)	3.231*** (0.320)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	180	180	180	180	180
省市区数量	30	30	30	30	30
调整 R^2	0.032	0.847	0.860	0.862	0.866

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著，括号中为双重聚类稳健标准误。

(Petersen, 2005)^[9]。表4均采用双重聚类标准误,以增加估计结果的可靠性。

1.关键解释变量

从表4模型(1)~(5)看,关键解释变量*L.digeco2*的系数均在1%显著性水平下显著为正,表明随着数字经济发展水平的提升,产业结构水平将得到提升,且提升速度边际递增。因此,研究假设H1成立。

2.控制变量

从模型(5)看:第一,年度效应以虚拟变量形式控制了年度差异,为控制产业结构水平可能存在的上升趋势,本文增加了连续变量*t*。连续变量*t*的系数在5%水平下显著为正,表明各省市区产业结构水呈上升趋势。第二,政府干预*gov*的系数在1%水平下显著为正,政府对经济的干预可提升产业结构水平。可能的原因在于恰当的产业政策可提高产业创新效率(Peters et al., 2012)^[8],以致促进产业结构升级(韩永辉等, 2017)^[16]。第三,社会消费*soc_retail*的系数在5%水平下显著为正,表明社会消费水平提高有助于改善地区产业结构升级效率(黎绍凯等, 2020)^[20]。其他控制变量不再赘述。

(三)研究假设H1的稳健性检验

本文通过内生性讨论、替换被解释变量、增加控制变量、考虑金融分权和采用随机效应估计等进行稳健性检验。

1.内生性讨论

模型(5)表明,数字经济发展水平会影响产业结构水平。反过来,产业结构水平的变化也可能影响第一、二、三产业与人工智能、区块链、云计算和大数据等技术的融合进程,进而影响数字经济发展水平。这样,数字经济发展水平与产业结构水平之间可能形成双向因果关系,以致数字经济发展水平*digeco2*为疑似内生变量。

(1)内生性检验。本文借鉴Kim et al.(2014)^[7]做法,以其他省市区相同年度数字经济发展水平均值平方的滞后一期*L.ivdigeco2*作为工具变量,进行内生性检验。弱工具变量检验的Cragg-Donald *F*统计量为11.588,大于15%偏误下的临界值8.96,即拒绝弱工具变量的假设,*L.ivdigeco2*为有效工具变量。豪斯曼检验的*p*值<0.0001, *stata15.1*报告“*V_b-V_B*矩阵非正定”,难以排除*digeco2*的内生性。

(2)内生性处理。内生变量滞后一期可缓解内生性,基准回归将*digeco2*滞后一期缓解了内生性。在此,本文以其他省市区相同年度数字经济发展水平均值平方的滞后一期*L.ivdigeco2*作为工具变量,采用工具变量法(IV)重新估计式(1),结果如表5模型(6)。

从模型(6)看,关键解释变量*digeco2*的系数在5%水平下显著为正。因此,在排除内生性的情况下,依据模型(5)得出的结论是稳健的。

2.其他稳健性检验

(1)以*rindus_stru*替换被解释变量,采用FE重新估计式(1),结果见表5模型(7)。

(2)增加人口密度*pdens*、固定资产投资*finv*和基础设施*road*,采用FE重新估计式(1),结果见表5模型(8)。

(3)金融分权是地方政府金融竞争的直接结果,地方政府通过参股或控股城市商业银行进行金融竞争,甚至将其变成地方政府潜在的“第二财政”以发展本地经济(何德旭和苗文龙, 2016)^[17]。这样,产业结构水平的变化可能为金融分权所致,而非数字经济发展水平所影响。为此,本文增加金融分权作为控制变量,采用FE重新估计式(1),结果见表5模型(9)。

表5 式(1)的稳健性检验

变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>indus_stru</i>	<i>rindus_stru</i>	<i>indus_stru</i>	<i>indus_stru</i>	<i>indus_stru</i>
<i>digeco2</i>	0.601** (0.253)				
<i>L.digeco2</i>		146.9*** (36.43)	0.218*** (0.075)	0.228*** (0.071)	0.170*** (0.057)
<i>pdens</i>			0.000 (0.000)		
<i>finv</i>			0.000 (0.000)		
<i>road</i>			11.43 (7.459)		
<i>fd</i>				0.021*** (0.006)	
截距项	3.615*** (0.507)	558.4*** (115.2)	3.075*** (0.415)	3.307*** (0.302)	1.736*** (0.151)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	180	180	180	180	180
调整 <i>R</i> ²		0.811	0.866	0.870	
省市区数量	30	30	30	30	30

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号中为双重聚类稳健标准误,工具变量法为稳健标准误,工具变量通过有效性检验。工具变量法和随机效应估计时 *outreg2* 未报告调整 *R*²。

(4)采用随机效应RE重新估计式(1),结果见表5模型(10)。

从模型(7)~(10)看,关键解释变量 $L.digeco2$ 的系数在1%水平下显著为正。因此,依据模型(5)得出的结论是稳健的。

(四)研究假设H2的估计结果

采用FE估计模型式(2);参照Beck et al.(1999)^[5]、马勇和陈雨露(2017)^[26]等文献,采用系统GMM动态面板估计式(3);以其他省市区相同年度数字经济发展水平均值的滞后一期 $L.ivdigeco2$ 作为工具变量,采用工具变量法(IV)估计式(4),结果见表6。

表6 中介效应分析的估计结果

变量	Path A	Path B	Path C
	$indus_stru$	$digeco2$	$indus_stru$
gov	0.005*** (0.001)	-0.004** (0.002)	0.004** (0.002)
$gov2$		4.62e-05** (2.21e-05)	
$digeco2$			0.601** (0.253)
截距项	2.539*** (0.193)	0.100 (0.160)	3.615*** (0.507)
个体效应	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES
样本量	210	150	180
调整 R^2	0.862		
省市区数量	30	30	30

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号中为双重聚类稳健标准误,工具变量法和系统GMM为稳健标准误,工具变量通过有效性检验,系统GMM通过了自相关检验和Sargan检验。工具变量法和系统GMM下outreg2未报告调整 R^2 。下表同。

表7 中介效应分析的稳健性检验(一)

变量	Path A	Path B	Path C
	$rindus_stru$	$digeco2$	$rindus_stru$
gov	2.764*** (0.566)	-0.004** (0.002)	2.826*** (0.952)
$gov2$		4.62e-05** (2.21e-05)	
$digeco2$			149.1* (83.88)
截距项	377.2*** (83.59)	0.111 (0.164)	622.3*** (186.3)
个体效应	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES
样本量	210	150	180
调整 R^2	0.803		
省市区数量	30	30	30

从表6看,Path A中 gov 的系数在1%水平下显著,表明总效应存在;Path B中 gov 的系数在5%水平下显著、Path C中的 $digeco2$ 的系数在5%水平下显著,表明中介效应存在;Path C中 gov 在5%水平下显著,表明 $digeco2$ 起到了部分中介效应。因此,政府干预通过数字经济发展水平的部分中介效应,间接影响产业结构水平,研究假设H2成立。

另外,从Path B的回归结果看,政府干预与数字经济发展水平之间确实为“正U”型非线性关系。

(五)研究假设H2的稳健性检验

1. 更换被解释变量

以 $rindus_stru$ 替代式(2)和式(4)中的被解释变量,重新进行中介效应检验,结果见表7。表7结果同样表明,政府干预通过数字经济发展水平的部分中介效应,间接影响产业结构水平。因此,研究假设H2成立。

2. 替换关键解释变量

张治栋和廖常文(2019)^[48]以政府支出扣除教育支出占GDP比例来衡量政府干预程度。为此,本文参照其做法,重新计算政府干预程度 $rgov$,进行稳健性检验,估计结果见表8。表8结果同样表明,政府干预通过数字经济发展水平的部分中介效应,间接影响产业结构水平。因此,研究假设H2成立。

综上,研究假设H1和H2均成立,且结论是稳健的。

五、进一步分析

中国幅员辽阔,经济发展不平衡。各地区市场化

表8 中介效应分析的稳健性检验(二)

变量	Path A	Path B	Path C
	$indus_stru$	$digeco2$	$indus_stru$
$rgov$	0.006*** (0.001)	-0.004* (0.002)	0.004** (0.002)
$rgov2$		4.75e-05* (2.49e-05)	
$digeco2$			0.608** (0.254)
截距项	2.515*** (0.190)	0.008 (0.153)	3.634*** (0.503)
个体效应	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES
样本量	210	150	180
调整 R^2	0.864		
省市区数量	30	30	30

表9 式(1)按区域变系数估计结果

变量	东部	中部	西部
	<i>indus_stru</i>	<i>indus_stru</i>	<i>indus_stru</i>
<i>L. digeco2</i>	0.115* (0.064)	1.853*** (0.501)	1.429*** (0.273)
个体效应	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES
样本量	180	180	180
省市区数量	30	30	30
调整 R^2	0.897	0.897	0.897

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著，括号中为双重聚类稳健标准误，本表为变系数个体固定效应估计的一次结果。

程度和资源禀赋不尽相同(黎绍凯等, 2020)^[20]，数字经济对产业结构水平的影响势必出现区域差异。首先，数字经济的创新发展影响金融发展(彭绪庶, 2019)^[27]，而金融发展对产业结构水平的影响具有区域差异性，中部和西部地区金融发展可促进产业结构升级，而东部地区则会抑制产业结构升级(王兰平等, 2020)^[36]。这样，数字经济对产业结构水平的影响也可能出现区域差异性，对中部和西部地区的影响将大于东部地区。其次，前文分析表明，数字经济对第一产业的深度渗透相对滞后是其影响产业结构水平的重要原因，第一产业比重越大，则数字经济对第一产业深度渗透的滞后效应就越明显，而数字经济影响产业结构水平的作用也就越大。从东、中、西部地区第一产业占比的均值看，2012—2018年东部地区第一产业占比的均值为6.76%，中部地区为10.93%，西部地区为11.70%，中部和西部地区比较接近，两者均高于东部地区。这样，数字经济对产业结构水平的影响作用可能表现为中部和西部大致相当，两者均大于东部地区。简言之，数字经济对产业结构水平的促进作用具有区域异质性，在中部和西部地区的提升作用可能明显大于东部地区。本文以变系数时间和个体双向固定效应进行检验，结果见表9。

从表9看，东、中、西部地区关键解释变量*L.digeco2*

的系数均为正，但东部*L.digeco2*的系数小于中西部(经检验，东部*L.digeco2*的系数在1%水平下显著小于中部和西部)。因此，数字经济对产业结构水平的提升作用具有区域异质性。

六、结论与建议

本文基于测算的2012—2018年省级数字经济发展水平指数，采用时间和个体双向固定效应模型，研究了“数字经济发展水平与产业结构水平”之间的关系。研究表明，数字经济对中国产业结构水平具有提升作用，并且提升速度边际递增；政府干预通过数字经济发展水平的部分中介效应，间接提升产业结构水平。进一步研究发现，数字经济对中国产业结构水平边际递增提升作用具有区域异质性，在中部和西部地区的提升作用明显大于东部地区。

基于前述研究结论，本文建议：第一，数字经济对产业结构水平具有边际递增促进作用，其对第一产业的深度渗透相对滞后是重要原因。换言之，数字经济促进产业结构升级是以第一产业的技术进步相对滞后为前提条件。这种产业结构水平的提升并非完全具有积极意义。因此，各省市区应将农业数字化作为重点规划和实践事项，摒弃盲目追求高水平产业结构水平的做法。第二，数字经济对中国产业结构水平边际递增提升作用具有区域异质性。因此，地方政府在发展数字经济的过程中，还可在深入推进农业数字化的情况下，基于区域异质性缩小中西部地区和东部地区的经济发展差距，从而缓解发展不平衡。第三，除直接影响产业结构水平外，政府干预还通过数字经济的部分中介效应提升产业结构水平。因此，地方政府在充分发挥市场作用的同时，还可进行适度的政府干预，以提升产业结构水平，促进本地经济高质量发展。 ■

[基金项目：国家社科基金一般项目“大数据时代中国应对科技与金融深度融合的风险管控研究”(18BJY227)、四川省社会科学高水平研究团队建设计划资助项目“四川宏观经济分析与调控研究团队”(川社联发〔2017〕43号)]

参考文献：

[1] Amighini A, Sanfilippo M. Impact of south-south FDI and trade on the export upgrading of African economies[J]. World Development,

2014, 64: 1-17.

[2] Arcand J, Berkes E, Panizza U. Too much finance?[J]. Journal of

Economic Growth, 2015, 20(2): 105-148.

[3] Bartel A, Ichniowski C, Shaw K. How does information technology affect productivity? plant-level comparisons of product innovation, process improvement, and worker skills[J]. Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(4): 1721-1758.

[4] Basu S, Fernald J G. Information and communications technology as a general purpose technology: evidence from U.S. industry data[J]. Economic Review, 2008, 8(2): 146-173.

[5] Beck T, Levine R, Loayza N. Finance and the sources of growth[J]. Journal of Financial Economics, 1999, 58(00): 261-300.

[6] Cecchetti G, Kharroubi E. Reassessing the impact of finance on growth[R]. BIS Working Papers, 2012.

[7] Kim Y, Li H, Li S. Corporate social responsibility and stock price crash risk[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 43(jun.): 1-13.

[8] Peters M, Schneider M, Griesshaber T, et al. The impact of technology-push and demand-pull policies on technical change—does the locus of policies matter?[J]. Research policy, 2012, 41(8): 1296-1308.

[9] Petersen M A. Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches[J]. NBER Working Papers, 2005, 22(1): 435-480.

[10] Raisinghami M S. Business intelligence in the digital economy[J]. Express Shipping, 2004, 1(3):73-89.

[11] 鲍星. 金融开放、技术创新与产业结构调整——基于中等收入国家的分析[J]. 南京审计大学学报, 2020, 17(1): 54-61.

[12] 陈凡, 周民良. 国家级承接产业转移示范区是否推动了产业结构转型升级?[J]. 云南社会科学, 2020, (1): 104-110.

[13] 丁志帆. 数字经济驱动经济高质量发展的机制研究: 一个理论分析框架[J]. 现代经济探讨, 2020, (1): 85-92.

[14] 冯毅梅, 李兆友. 21世纪以来我国技术创新政策调整动因分析[J]. 科技管理研究, 2015, 35(17): 14-18.

[15] 龚晓莺, 王海飞. 当代数字经济的发展及其效应研究[J]. 电子政务, 2019, (8): 51-62.

[16] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究, 2017, 52(8): 33-48.

[17] 何德旭, 苗文龙. 财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析[J]. 经济研究, 2016, 51(2): 42-55.

[18] 胡乐明. 政府与市场的“互融共生”: 经济发展的中国经验[J]. 马克思主义研究, 2018, (5): 63-71+159-160.

[19] 纪成君, 孙晓霞. 信息化、城镇化与产业结构升级的互动关系[J]. 科技管理研究, 2019, 39(21): 194-199.

[20] 黎绍凯, 朱卫平, 刘东. 高铁能否促进产业结构升级: 基于资源再配置的视角[J]. 南方经济, 2020, (2): 56-72.

[21] 李爱, 盖晓敏. 就业极化与我国产业结构优化升级研究——基于供给侧结构性改革背景[J]. 经济问题, 2019, (12): 1-7.

[22] 李辉. 大数据推动我国经济高质量发展的理论机理、实践基础与政策选择[J]. 经济学家, 2019, (3): 52-59.

[23] 刘晓光, 刘元春, 王健. 杠杆率、经济增长与衰退[J]. 中国社会科学, 2018, (6): 50-70+205.

[24] 罗能生, 萧楠芳, 李建明. 高铁能否促进产业结构优化升级——基于准自然实验的分析[J]. 管理科学, 2020, 33(1): 38-49.

[25] 罗以洪. 大数据人工智能区块链等ICT促进数字经济高质量发展机理探析[J]. 贵州社会科学, 2019, (12): 122-132.

[26] 马勇, 陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J]. 经济研

究, 2017, (6): 33-47.

[27] 彭绪庶. 新金融企业的创新特征、影响因素及未来趋势[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2019, 36(3): 71-79.

[28] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 资源产业依赖如何影响经济发展效率?——有条件资源诅咒假说的检验及解释[J]. 管理世界, 2013, (2): 32-63.

[29] 沈家文. 数字经济与软件业发展研究[J]. 全球化, 2018, (5): 88-102+134.

[30] 师博. 人工智能助推经济高质量发展的机理诠释[J]. 改革, 2020, (1): 30-38.

[31] 宋洋. 经济发展质量理论视角下的数字经济与高质量发展[J]. 贵州社会科学, 2019, (11): 102-108.

[32] 孙琳琳, 郑海涛, 任若恩. 信息化对中国经济增长的贡献: 行业面板数据的经验证据[J]. 世界经济, 2012, 35(2): 3-25.

[33] 孙早, 刘李华. 信息化提高了经济的全要素生产率吗——来自中国1979—2014年分行业面板数据的证据[J]. 经济理论与经济管理, 2018, (5): 5-18.

[34] 王春云, 王亚菲. 数字化资本回报率的测度方法及应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(12): 123-144.

[35] 王娟. 数字经济驱动经济高质量发展: 要素配置和战略选择[J]. 宁夏社会科学, 2019, (5): 88-94.

[36] 王兰平, 王昱, 刘思钰, 逯宇铎, 杜小民. 金融发展促进产业结构升级的非线性影响[J]. 科学学研究, 2020, 38(2): 239-251.

[37] 王林楠, 陈江生. 数字经济的技术-经济范式[J]. 上海经济研究, 2019, (12): 80-94.

[38] 王先柱, 吴蕾. 土地财政、房价上涨与产业结构升级——基于面板数据联立方程模型的分析[J]. 经济问题探索, 2019, (3): 32-39.

[39] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5): 614-620.

[40] 肖琬君, 冼国明, 杨芸. 外资进入与产业结构升级: 来自中国城市层面的经验证据[J]. 世界经济研究, 2020, (3): 33-45+135-136.

[41] 谢莉娟, 庄逸群. 互联网和数字化情境中的零售新机制——马克思流通理论启示与案例分析[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 84-100.

[42] 徐伟呈, 周田. 互联网技术进步与中国产业结构优化升级: 理论与实证[J]. 产业经济评论(山东大学), 2019, 18(4): 96-123.

[43] 许涤龙, 陈双莲. 基于金融压力指数的系统性金融风险测度研究[J]. 经济学动态, 2015, (4): 69-78.

[44] 阳东辉. 论科技创新外部性的法律干预进路[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2013, 42(5): 68-74.

[45] 杨慧玲, 张力. 数字经济变革及其矛盾运动[J]. 当代经济研究, 2020, (1): 22-34+112.

[46] 叶康涛, 刘芳, 李帆. 股指成份股调整与股价崩盘风险: 基于一项准自然实验的证据[J]. 金融研究, 2018, (3): 172-189.

[47] 张晓晶, 李成, 李育. 扭曲、赶超与可持续增长——对政府与市场关系的重新审视[J]. 经济研究, 2018, 53(1): 4-20.

[48] 张治栋, 廖常文. 全要素生产率与经济高质量发展——基于政府干预视角[J]. 软科学, 2019, 33(12): 29-35.

[49] 赵西三. 数字经济驱动中国制造转型升级研究[J]. 中州学刊, 2017, (12): 36-41.

[50] 赵增耀, 章小波, 沈能. 区域协同创新效率的多维溢出效应[J]. 中国工业经济, 2015, (1): 32-44.

[51] 朱秋博, 白军飞, 彭起, 朱晨. 信息化提升了农业生产率吗?[J]. 中国农村经济, 2019, (4): 22-40.