

数字经济协同创新技术赋力工业高质量发展统计监测

摘要：数字经济已经成为赋力工业高质量发展的最重要驱动力量。基于 2010-2020 年中国 30 个省域工业面板数据构建循环结构联立方程框架，并将数字经济中的数字基础措施、数字产业化和产业数字化这 3 个维度嵌入“创新投入、创新产出和工业高质量发展”中的每一模型，比较不同区域数字经济发展的创新表现。结果表明，数字经济各维度对每一模型的直接作用都有所不同，数字产业化和产业数字化对创新产出均为积极作用，其中数字产业化对东部工业高质量发展更具有显著效果。同时数字经济发展水平协同创新技术对工业高质量发展的间接影响存在着区域性差异，东西部地区数字经济融合创新投入通过创新产出更能有效促进工业高质量发展。基于此，为数字经济协同创新技术赋力工业高质量发展提出相关的政策建议。

关键词：数字经济 工业高质量发展 创新技术 循环联立结构方程 区域性差异

1 引言

近年来，我国数字经济发展迅猛、覆盖范围甚广，成为了促进工业高质量发展的最重要驱动力量，其数字技术的广泛应用深刻地影响着传统产业的升级。2022 年 4 月，国家工信部发布《工业互联网专项工作组 2022 年工作计划》，夯实数字基础设施，深化融合应用与强化技术创新是我国工业今年的任务计划。在数字经济方面，持续完善工业互联网大数据中心体系建设、培育高质量工业 APP，推动平台间数据互联互通等；在技术创新方面，加强工业互联网基础支撑技术攻关，通过组织实施工业互联网创新发展工程，推动工业互联网产业链关键技术创新，进而推动企业“数字化转型”。当下传统工业转型升级急需依赖技术创新，而数字经济发展能不断推动技术创新和突破，故数字经济可作为实现工业高质量发展的新动力，依托自身优势，重新塑造工业传统产业创新模式，为传统工业高质量发展提供一条创新道路。然而由于我国现存在产业结构不合理、发展不平衡和创新能力不足等问题，数字经济发展水平和工业高质量发展水平存在着较大区域差异，地区数字经济发展水平越高，其工业高质量发展越高。因此，探究不同区域的数字经济融合技术创新赋力工业高质量发展的影响机理具有重要的现实意义。

2 文献综述

数字经济是基于大数据和互联网技术的一种新型经济形式^[1]。数字经济推动工业高质量发展的机理主要体现在三个方面：数字基础设施，它的信息化对工业生产率水平有显著的促进作用，且当信息化与国民经济中的资本深化相伴时，实体经济发展水平越高；产业数字化，是指将信息技术和其他传统产业部门不断融合，并在这些产业中产生数字经济活动^[2]，并推动企业和用户形成良好的产品信息交流，建立平台生态系统^[3]；数字产业化，一般指传统的信息产业，包括计算机、电子及通讯设备制造业、软件和信息技术服务业、互联网等相关产业，然后对这些企业产生的数据进行数据清洗、整理和分析形成数字产品，再面向市场或者转而继续为自己公司所利用达到其整个产业的增值^[4]。

工业既是国民经济的发展基础，也是技术创新的最重要载体，我国创新资源大部分投向了工业领域^[5]。据全国科技经费投入统计公报的数据显示：2010-2020 年，我国科技经费投入呈持续增长态势，同比增速先降后升；在 2016-2020 年期间，R&D 人员数量也逐渐上升。截至 2020 底，中国规模以上工业企业的 R&D 经费支出为 15271.29 亿元，R&D 人员数量为 476.75 万人，分别占全国比重的 83.19%和 85.25%。可见工业企业的技术创新成效不仅决定了该行业技术创新的效率，而且对全国的技术创新的水平有着很大程度的影响。

目前，数字经济在全球经济中不仅增长速度快，而且其规模也在不断扩展，它的快速发展为工业高质量发展和创新产出带来了新契机。因此，就工业企业的技术创新问题，已有很多学者将数字经济结合创新投入推动创新产出效率和工业高质量发展进行研究。曹正勇^[6]（2018）就数字经济促进工业高质量发展进行理论探讨，表明数字经济能够促进创新能力提升，从而提升工业高质量发展。张曦和郭淑芬^[7]（2022）

建立窗口 MinDS 超效率模型度量各省的工业技术创新效率，研究发现东中部地区工业创新效率有升有降，西部较为稳定上升。姚维瀚^[8]（2021）研究发现数字经济通过促进提高研发投入对产业结构升级起着重要作用，研发经费的增加有利于发明和新产品数目的提升。熊励^[9]（2020）等人利用 Cobb-Douglas 生产函数和向量自回归模型对长江三角城市进行实证，得出数字经济各要素对创新产出有促进作用，对技术创新的作用更为显著。宋洋^[10]（2020）利用随机效应模型对全国 31 个省份进行研究，结果表明数字经济的直接效应和间接效应能促进技术创新的提高和高质量发展，其中技术创新在数字经济和高质量发展中产生了部分中介作用。苟波和洪功翔^[11]（2021）采用固定效用模型验证数字经济对制造业发展的影响机制，从实证结果得知，数字基础措施、数字技术应用水平和数字产业动力能够直接促进安徽省制造业高质量发展。从技术创新层面出发，吴延兵^[12]（2012）在考虑企业性质对创新表现的影响时，构建了由创新投入模型、创新产出模型和生产函数模型三个方程组成的循环结构联立方程，不仅直接反映了最终产出对创新投入的反作用，而且反映了三个内生变量直接的相互影响，由此更好地刻画创新过程。

但由于我国资源禀赋不同、发展不平衡等因素，工业质量发展存在着区域性差异。宋晓娜和张峰^[13]（2019）通过构建五大发展理念的工业高质量发展体系并采用正态云与关联函数法度量其发展水平，认为工业发展质量由东向西递减，呈现中间积聚，两端分散的基本格局。刘温琚^[14]（2019）以中国 287 个地级市为例研究数字经济与区域创新能力的提升发现，数字经济发展水平较低的区域高效推动外观设计创新，而发展水平较高的区域则主要对专利发明创新产生影响。宁朝山^[15]（2020）认为，从全国层面看，数字经济助推经济高质量发展，但不同区域之间的数字经济对经济质量的影响效应存在显著差异。巫瑞^[16]（2022）等人经实证研究发现，数字经济助力高质量发展的同时存在区域差异，其中对西部的影响最大。

综上所述，现有文献过多地涉及到数字经济作用经济发展与制造业发展方面的作用机理，但较少对工业方面进行特征量化及影响机理的监测研究，更少有文献探讨数字经济嵌入创新过程中创新投入、创新产出和工业高质量发展三个环节之间的相互影响。因此，本文应用 2010-2020 年 30 个省级区域的工业行业数据，从多个角度选取合适的指标衡量数字经济发展水平和工业高质量发展水平，构建创新投入、创新产出和工业高质量发展三个方程形成循环结构联立方程分析框架，并将数字经济中的数字基础措施、数字产业化和产业数字化分别嵌入每一模型中，借助三阶段最小二乘法分析数字经济与创新过程、工业高质量发展之间的具体作用过程。最后，基于研究结果，从不同地区出发，为促进发展数字经济发展与创新技术能力提升，提高工业高质量发展提出相关的政策建议。

3 研究框架设计

基于以上研究逻辑，构建相应的理论框架（见图 1）。

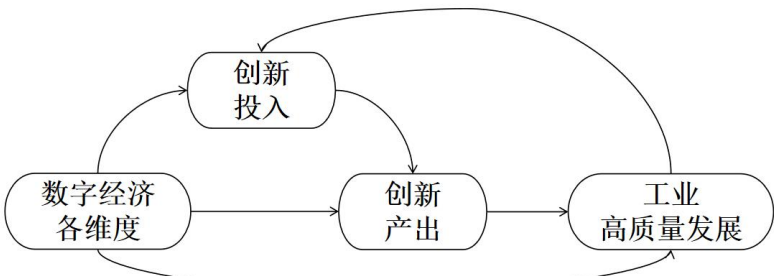


图 1 理论框架

4 联立方程模型研究设计

4.1 联立方程模型

基于知识生产函数（Parks 和 Griliches，1984）和熊彼特创新思想，Crépon、Duguet 和 MaiRDsse 在 1998 年提出了 CDM 模型结构框架，主要研究创新投入和生产效率的关系，在模型中融合了创新投入、创

新产出及企业生产率三个要素，并明确提出创新投入与生产率之间缺乏重要的中间要素，即创新产出^[17-18]。本文借鉴 CDM 模型的结构框架，构建创新投入模型、创新产出模型与工业高质量发展模型三者相互联系的循环结构联立方程分析框架，探讨数字经济协同技术创新赋力工业高质量发展的创新路径。

4.1.1 创新投入模型

工业创新投入是由多种要素共同影响的结果。其中工业发展质量的高低对科技创新投入的开展也会产生一定的作用，同时数字经济发展水平的高低对创新投入也会产生影响。因此，综合各种影响因素，设定以下模型：

$$\ln RD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 DT_{it} + \alpha_3 DI_{it} + \alpha_4 ID_{it} + \alpha_5 RST_{it} + \alpha_6 \ln LNTR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $i(i=1, \dots, 30)$ 代表省份， $t(t=2011, \dots, 2020)$ 代表年份。方程左侧的 RD_{it} （取对数）表示创新投入，分别用全部规模以上工业企业 R&D 经费和 R&D 人员来度量企业 R&D 投入水平。R&D 经费和 R&D 人员数越高，其科技创新能力越强。在解释变量中， DT, DI, ID 分别表示数字基础措施、数字产业化与产业数字化， Y 为代表工业发展质量。 Y 在整个联立方程系统中起到一定的重要作用，它将创新投入模型与工业质量发展模型连接起来：工业质量发展影响了创新投入，创新投入则通过作用于创新产出又间接影响了工业质量发展。

为避免其他重要因素对结论的影响，增强实证检验结果的准确性，选取对创新投入有关的 2 个指标作为控制变量，为企业科技机构比重 (RST) 与技术改造经费支出 ($LNTR$)。理论上，企业科技机构比重越高，工业创新投入理应更多，技术改造经费支出则对我国大中型工业企业的技术创新具有重大影响。

4.1.2 创新产出模型

创新产出模型研究创新产出与创新投入融合数字经济各维度及其他影响因素的关系，其具体模型设定如下：

$$\ln PN_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln RD_{it} + \beta_2 DT_{it} + \beta_3 DI_{it} + \beta_4 ID_{it} + \beta_5 EDU_{it} + \beta_6 COMP_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

被解释变量是创新产出 PN_{it} （取对数），分别用大中型工业企业专利申请数和工业企业新产品研发项目来衡量技术创新和产品创新。变量 $\ln RD$ 是创新投入模型（1）中的被解释变量，但这里作为解释变量加入模型（2）中。影响创新效率的关键因素还有人力资本 EDU 和市场竞争 $COMP$ 。人力资本有利于新技术的开发、采纳和技术吸收能力，影响创新产出的效率，本文以 6 岁以上人口在校学生人数表示；市场竞争以制造业就业人数占全部就业人数代表工业的活跃程度和竞争程度。数字经济变量与模型（1）一致。

4.1.3 工业高质量发展模型

本文借鉴 Cobb-Douglas 生产函数，在数字经济各维度基础上融合创新产出，并考虑工业发展质量的因素，构建扩展后的生产函数形式如下：

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PN_{it} + \gamma_2 DT_{it} + \gamma_3 DI_{it} + \gamma_4 ID_{it} + \gamma_5 INF_{it} + \gamma_6 GI_{it} + e_{it} \quad (3)$$

按照 CDM 模型思路，创新产出在很大程度上是一种中间产品，只有通过与数字经济各维度融合，才能对工业发展质量做出贡献，因此将创新产出模型中的被解释变量 $\ln PN$ 作为投入变量嵌入到工业质量发展模型中，并和模型（2）一致，将数字基础措施 (DT)、数字产业化 (DI) 与产业数字化 (ID) 做为解释变量。另加入 2 个控制变量：交通基础措施 INF 与财政支出比重 GI 。交通基础措施通过促进科技人员的流动和加快研发设备的运输，从而影响地区的创新绩效；财政支出比重以地方政府一般公共支出（亿元）占 GDP 比重来衡量政府干预经济发展的程度。

将上述三个模型组成循环结构联立方程的计量经济学系统。经过对循环结构联立方程进行阶条件和秩

准则判别可知，该模型中的每一方程都是过度识别的。为了克服单一方程的参数估计不是有效估计的不足，且因为 3SLS 利用了 2SLS 估计的误差信息，所以它的参数估计在效益和一致性上都优于 2SLS，所以本文对模型进行估计时采用三阶段最小二乘法 3SLS 进行实证分析。

4.2 指标选取与变量说明

4.2.1 数字经济发展水平

基于现有关于数字经济促进工业高质量发展的理论，本文从数字基础设施、数字产业化及产业数字化等 3 个维度构建数字经济发展水平的可度量指标（见下表 1）。其中，数字基础措施是数字经济发展的底层架构，为数字产业化和产业数字化提供了坚实的技术支持和依托；数字产业化是数字经济发展的先导产业，尤其是计算机、通信和其他电子设备制造业等工业，不仅提升了生产效率，而且促进了工业高质量发展；产业数字化则是数字经济发展的主引擎，对传统产业与数字经济融合具有重大的意义。

表 1 数字经济发展评价指标体系

维度	基础指标	单位
数字基础措施	域名数	个
	移动电话普及率	%
	互联网宽带接入用户	万户
	互联网宽带接入端口	万个
	光缆覆盖	公里
数字产业化	电信业务总量	亿元
	软件业务收入	万元
	计算机、通信和其他电子设备制造业规模以上工业企业利润总额	亿元
	计算机、通信和其他电子设备制造业规模以上工业企业固定资产净额	亿元
	各地区规模以上工业企业有研发机构的企业数	个
产业数字化	计算机、通信和其他电子设备制造业规模以上全部从业人员平均人数	万人
	每百家企业拥有网站数	台
	每百人使用计算机数量	台
	电子商务销售额占 GDP 的比例	%
	有电子商务交易活动的企业数比重	%
	新产品销售收入占主营业务收入比重	%
	产品质量优等品率	%
	新产品销售收入	万元

4.2.2 工业高质量发展水平

根据党的十八大五中全会所提出的“五大发展理念”构建工业高质量发展体系，从创新、协调、绿色、开放和共享 5 个方面选取 18 个评价指标来衡量（见表 2）。创新发展是工业高质量发展必不可少的一个重要环节，能够快速推动工业高质量发展，对此从科技投入和创新产出两个维度考虑创新投入与产出效果，选择 R&D 经费投入和 R&D 人员投入代表创新投入、以技术创新的工业企业专利申请数和产品创新的工业新产品研发项目数代表创新产出。协调发展要营造良好的城乡协调、产业结构协调等，当工业化程度越高，其城镇化程度也随之越高，故城乡协调以各地区年末城镇人口比重来体现城镇化，工业产业结构合理用大中型工业企业主营业务收入占比和私营工业企业收入占比来定义。绿色发展是通过提高废物利用率、降低废物产生率，加大各地区工业污染治理完成投资等行为来体现节能环保，因而选取 SO₂ 排放强度、一般工业废物综合利用量、一般工业废物产生量和各地区工业污染治理完成投资来衡量工业绿色发展。共享发展以人均主营业务收入、工业劳动人员生产率、工业生产者出厂价格指数来度量。开放发展能够吸引大量的外商投资，同时可引进国外先进技术，不仅提升了我国对外开放水平，也提升了国际竞争力，解决工业企业由于低端产品产能过剩和中高端产品产能严重不足的问题，故以货物进出口总额、外商投资总额和外商

投资企业数来衡量我国的对外开放程度。

表 2 工业高质量发展评价指标体系

维度	基础指标	单位
创新发展	工业企业 R&D 经费	万元
	工业企业 R&D 人员	人
	大中型工业企业专利申请数	件
	工业企业新产品研发项目数	项
协调发展	大中型工业企业主营业务收入占比	%
	全省工业增加值/全国工业增加值	%
	民营工业企业收入占比	%
	各地区年末城镇人口比	%
绿色发展	一般工业废物综合利用量	万吨
	一般工业废物产生量	万吨
	各地区工业污染治理完成投资	万元
	SO2 排放强度 (SO2 排放量/工业增加值)	万吨/亿元
共享发展	人均主营业务收入	万元
	工业劳动人员生产率 (工业增加值/地区工业人员平均人数)	亿元/万人
	工业生产者出厂价格指数(上年=100)	%
开放发展	货物进出口总额按收货人所在地分	万美元
	外商投资总额	亿美元
	外商投资企业数	户

4.3 数据来源与处理

本文采用 2011-2020 年我国内地 30 个省域（西藏除外）的 300 个观测样本数据进行实证分析。数据来源《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》和国家统计局、各省统计局等，对于缺失的数据采取插值以及线性趋势的方法进行补充。按照 CRITIC 熵权法对数字经济三个维度和工业高质量发展形成综合得分。经熵权得到的数字经济三个维度与工业高质量发展的综合得分与主要变量的描述统计如表 3 所示。

表 3 描述性统计结果

指标名称	符号	均值	标准差	最小值	最大值
数字基础措施水平	DT	0.4112	0.1677	0.1581	1.0000
数字产业化水平	DI	0.0918	0.1421	0.0002	1.0000
产业数字化水平	ID	0.4527	0.1922	0.0552	1.0000
工业企业 R&D 经费（取对数）	lnRD1	14.3220	1.3503	10.9641	17.0344
工业企业 R&D 人员（取对数）	lnRD2	11.0091	1.3182	7.6329	13.7225
大中型工业企业专利申请数（取对数）	lnPN1	9.1930	1.4463	5.1240	12.6302
工业企业新产品研发项目数（取对数）	lnPN2	8.7498	1.4252	4.5433	12.0206
工业高质量发展水平	y	0.5515	0.1076	0.3672	1.0000
企业科技机构比重	RST	0.1031	0.0838	0.0217	0.4622
技术改造经费支出（取对数）	lnLNTR	13.2145	1.4663	5.9026	15.7867
人力资本	EDU	0.0200	0.0053	0.0080	0.0413
市场竞争	COMP	0.0608	0.0636	0.0133	0.4201
交通基础措施	INF	0.0275	0.0209	0.0026	0.1008
财政支出比重	GI	0.0235	0.0101	0.0095	0.0638

5 实证结果分析

模型（1）的因变量选用了工业企业 R&D 经费内部支出 RD1（取对数）和工业企业 R&D 人员 RD2（取对数）作为创新投入变量，分别从企业创新能力和知识创新能力体现创新投入；而在创新产出变量中，技

术创新和产品创新是最普遍也是最直接的两种创新方式，因此，本文从技术创新和产品创新两个角度对创新能力进行衡量，选用大中型工业企业专利申请数（PN1）及工业企业新产品研发项目数（PN2）来度量创新产出；在工业高质量发展变量中，选用熵权法得到的工业高质量发展水平。系统估计方法可以充分利用联立方程模型中结构方程之间的相关信息，可改善估计效果。本文先对全国层面后对全国三大地带采用三阶段最小二乘法（3SLS）估计联立方程模型，创新投入变量选用（RD1）和（RD2），创新产出变量选用（PN1）与（PN2），工业高质量发展变量选用（Y），于是得到四组联立方程模型的估计结果。

5.1 全国地区

5.1.1 以 R&D 经费为创新投入变量的实证结果分析

在创新投入阶段，从表 4 的估计结果可以看出，数字基础措施（DT）和产业数字化（ID）的参数估计值显著为正、数字产业化（DI）的系数估计值显著为负，说明在工业中，数字基础措施和产业数字化能够直接促进创新投入的增加。联立方程一和联立方程二的区别在于，创新产出的变量分别为专利申请数（PN1）和新产品研发项目数（PN2），其他所有的变量都一样。代表工业高质量发展模型的因变量（Y）对 R&D 经费投入有显著促进作用，说明工业质量发展（Y）越高越有利于企业 R&D 经费投入（RD1）的增加。控制变量中技术改造经费支出（LNTR）同样表现出显著正影响，表明技术改造对企业研发投入有促进作用；企业科技机构比重（RST）对 R&D 经费投入（RD1）则没有显著影响。

在创新产出阶段，表 4 的估计结果显示，当创新产出变量分别为大中型工业企业专利申请数（PN1）和工业企业新产品研发项目数（PN2）时，R&D 经费投入（RD1）对两者创新产出呈有显著的正相关关系，且研发的创新产出弹性处于 0.9 的上下，表明总体来说创新投入的产出效率较高，对新产品研发项目数（PN2）的效果更为明显。在所有估计结果中，数字基础措施（DT）对专利申请数（PN1）没有显著的负向影响，对新产品研发项目数（PN2）有显著的负向影响；而数字产业化（DI）和产业数字化（ID）均为显著的正向影响，且整体影响高于新产品项目数（PN2）的创新产出。控制变量中人力资本（EDU）对专利申请数（PN1）无显著效果，而对新产品项目数（PN2）有显著的正向作用；市场竞争（COMP）对专利申请数（PN1）有显著的正向影响，而对新产品项目数（PN2）有显著的负向影响。

在工业高质量发展阶段，表 4 的估计结果显示，创新产出对工业高质量起到显著的负向作用。当创新产出变量为专利申请数（PN1）时，数字基础措施（DT）对工业高质量发展（Y）有显著的负向影响，而当创新产出变量为新产品项目数（PN2）时，没有显著影响；数字产业化（DI）为显著的正向影响，和产业数字化（ID）为显著的负向影响；创新产出（PN）对工业高质量发展（Y）也具有显著的正向影响。另外，铁路密度（INF）对工业高质量发展（Y）有显著的正向影响，财政支出比重（GI）则对最终发展（Y）具有显著的负向影响，这可能与各地政府对工业企业的扶持不同。

综合创新产出和工业高质量发展两个阶段的结果可知，数字经济中的数字产业化（DI）这一维度对创新产出（PN）和工业高质量发展（Y）均具有显著的促进作用，且数字产业化在创新产出阶段的系数明显高于工业高质量发展阶段，说明了数字经济的产业数字化对工业高质量发展的积极作用在很大程度上需要通过技术创新才能实现，这是数字经济与其他传统产业的明显区别之一。基于全国层面的数字基础措施（DI）对创新产出（PN）已经难以发挥实际的直接推动作用，却对工业高质量发展起到一定的直接促进作用。现阶段的产业数字化（ID）能够促进创新产出（PN）的提升，对工业高质量发展却有抑制作用，这与全国产业数字化发展不平衡相关。

表 4 全国地区联立方程模型估计结果一：以 R&D 经费为创新投入变量为创新投入变量

	联立方程一			联立方程二		
	lnRD1	lnPN1	Y	lnRD1	lnPN2	Y
Y	5.497*** (1.227)			5.399*** (1.222)		
DT	1.083* (0.607)	-0.104 (0.267)	0.115** (0.059)	1.125* (0.607)	-0.638** (0.303)	0.095 (0.058)

DI	-0.958 (0.942)	0.945*** (0.26)	0.616*** (0.07)	-1.150 (0.939)	0.834*** (0.294)	0.655*** (0.072)
ID	1.927*** (0.411)	1.010*** (0.178)	-0.189*** (0.048)	1.849*** (0.411)	0.635*** (0.201)	-0.206*** (0.045)
RST	-0.564 (0.884)			0.006 (0.870)		
lnLNTR	0.430*** (0.035)			0.433*** (0.035)		
lnRD		0.889*** (0.028)			0.975*** (0.032)	
EDU		1.704 (4.553)			18.612*** (5.053)	
COMP		-0.580 (0.397)			-0.882** (0.441)	
lnPN			-0.025** (0.012)			-0.033*** (0.012)
INF			0.955*** (0.298)			1.084*** (0.283)
GI			-3.846*** (1.053)			-5.116*** (1.156)
常数项	4.464*** (0.791)	-4.038*** (0.343)	0.819*** (0.123)	6.144*** (0.544)	-5.635*** (0.389)	0.920*** (0.127)
R ²	0.601	0.947	0.504	0.606	0.929	0.508
观察值	300	300	300	300	300	300

注：表中括号内表示的是标准误，***、**和*分别表示回归结果在 1%、5%和 10%置信水平下通过显著性检验，下表同。

5.1.2 以 R&D 人员为创新投入变量的实证结果分析

在创新投入阶段，从表 5 的系统估计结果可知，无论创新产出阶段的变量是 PN1 还是 PN2，数字基础措施（DT）和数字产业化（DI）的参数估计不显著，而产业数字化（ID）的系数估计值显著为负，同样说明在工业中，产业数字化能够促进创新投入 R&D 人员的增加。代表工业高质量发展模型的因变量（Y）对 R&D 经费投入有显著促进作用，说明工业高质量发展越高越有利于企业 R&D 人员数量的增加。其他控制变量，企业科技机构比重（RST）表现出显著的正向作用，技术改造经费支出（LNTR）则无显著影响。总体而言，此时与以 R&D 经费为创新产出变量的实证结果较为类似。

在创新产出阶段，表 5 的估计结果显示，R&D 人员投入（RD2）对两者创新产出都呈有显著的正相关关系，且创新产出弹性接近于 0.9，表明总体来说创新投入的产出效率较高，其中对新产品研发项目数的影响更为明显，达 0.977。在所有估计结果中，数字基础措施（DT）对专利申请数（PN1）有显著的正向影响，但对新产品研发项目数（PN2）没有显著的正向影响；数字产业化（DI）均无显著影响，产业数字化（ID）均为显著的正向影响。通过对比结果，可以看出数字经济发展水平对专利申请数的影响要大于新产品项目数，这与 R&D 经费为创新变量时一致。从整体上观察得到，当 R&D 人员为创新投入变量时，其数字经济水平发展对创新产出影响优于 R&D 经费投入时的结果。在其他变量中，人力资本（EDU）对专利申请数（PN1）没有显著影响，对新产品项目数（PN2）则有显著的正向影响；市场竞争（COMP）对创新产出的影响不显著。

在工业高质量发展阶段，表 5 的估计结果显示，数字基础措施（DT）和数字产业化（DI）对工业高质量发展（Y）均有显著正向影响，产业数字化（ID）则显著的负向影响，且整体影响与专利申请数（PN1）的创新产出大致相同。创新产出（PN）对工业高质量发展（Y）为显著的负向影响，与估计结果一相同。另外，铁路密度（INF）对工业高质量发展（Y）有显著的正向影响，财政支出比重（GI）则对最终发展（Y）具有显著的负向影响。

表 5 全国地区联立方程模型估计结果二：以 R&D 人员为创新投入变量为创新投入变量

	联立方程一			联立方程二		
	lnRD2	lnPN1	Y	lnRD2	lnPN2	Y
Y	3.431*** (1.25)			3.724*** (1.245)		
DT	0.522 (0.616)	0.756*** (0.263)	0.116** (0.059)	0.491 (0.616)	0.305 (0.247)	0.098* (0.058)
DI	0.496 (0.959)	0.228 (0.266)	0.661*** (0.071)	0.221 (0.956)	0.094 (0.250)	0.665*** (0.073)
ID	1.532*** (0.418)	0.977*** (0.178)	-0.184*** (0.048)	1.521*** (0.417)	0.621*** (0.167)	-0.206*** (0.045)
RST	0.010 (0.902)			0.429 (0.889)		
lnLNTR	0.437*** (0.036)			0.431*** (0.035)		
lnRD		0.889*** (0.027)			0.977*** (0.025)	
EDU		6.163 (4.595)			23.903*** (4.272)	
COMP		-0.241 (0.405)			-0.595 (0.380)	
lnPN			-0.035*** (0.012)			-0.035*** (0.013)
INF			1.028*** (0.304)			1.152*** (0.293)
GI			-4.668*** (1.089)			-5.037*** (1.228)
常数项	2.403*** (0.805)	-1.59*** (0.259)	0.928*** (0.126)	2.32*** (0.804)	-2.862*** (0.243)	0.928*** (0.133)
R ²	0.589	0.947	0.504	0.579	0.951	0.511
观察值	300	300	300	300	300	300

从以上两个循环联立方程模型整体检验分析数字经济协同技术创新对工业高质量发展的间接路径。数字经济经 R&D 经费和 R&D 人员这一创新投入间接对工业创新产出产生显著的激励效应,也能协同创新投入经专利申请数和新产品研发项目数这一创新产出间接促进工业高质量发展,表明在具有数字经济的工业企业中,工业高质量发展能够促进工业企业增加研发投入,而科研投入的增加有助于增加工业专利申请数和新产品项目数,而创新产出对工业高质量发展有显著负作用。对数字经济各维度在联立方程中的直接路径进行分析,数字基础措施对创新投入更具有显著作用;数字产业化与专利申请数结合时对创新产出的作用路径更为明显,以新产品项目数为创新投入时,其数字产业化对工业高质量发展的作用效果更有效;产业数字化对创新投入和创新产出均为显著促进作用,而对工业高质量为显著负作用。

以上为全国层面的分析,但实际上,我国不同地区的资源禀赋、发展条件和基础措施等都存在较大的差异,无论是数字经济发展水平还是工业高质量发展水平,都存在着明显的区域异质性。根据 CRCIC 熵权法,得到数字经济平均发展水平和工业高质量平均发展水平在 2010-2020 年平均综合得分,并将其绘制两者发展水平地图(见图 2、图 3)。

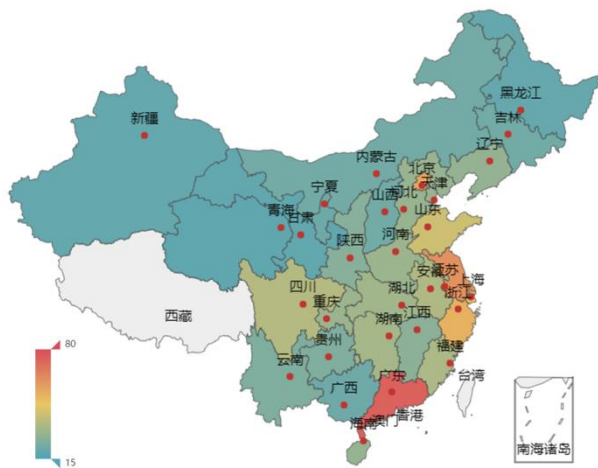


图 2 2011-2020 年各省域数字经济平均发展水平

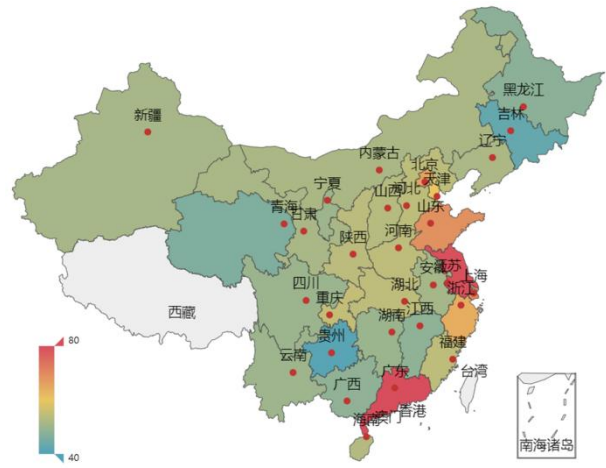


图 3 2011-2020 年各省域工业高质量平均发展水平

从东部地区来看，两者整体平均发展水平均高于中西部地区，广东、江苏、上海、山东、北京和浙江的工业高质量发展处于领先地位，综合得分达 60%以上，且其数字经济发展平均水平也表现出相当高的水平，达 50%以上。这与自改革开放以来，上海、广东、江苏、浙江和山东是我国经济和工业发展最为迅猛的地区事实相符。从中、西部地区来看，其数字经济平均发展水平和工业高质量平均发展水平相对均衡，中部略高于西部，但相对于东部发达地区仍有很大的提升空间，说明我国中西部地区的大部分省市数字经济和工业高质量发展水平较低，发展较为缓慢，其数字经济发展水平越低，工业高质量发展也随之越低。

因此，数字经济对工业高质量发展的影响也可能存在区域上的差异，本文将 30 个省份分为东部地区、中部地区和西部地区三大区域，分组进行循环结构联立方程估计，深入分析数字经济发展和工业高质量发展创新效率在不同地区的作用关系。

5.2 三大地带分析

5.2.1 东部地区

表 6 报告了东部地区数字经济结合创新技术的循环联立结构方程的实证结果。从整体分析可得，R&D 经费和 R&D 人员对工业创新产出均有显著的激励效应，这表明在具有数字经济的工业企业中，R&D 创新投入能够促进工业企业增加研发投入，而科研投入的增加有助于增加工业专利申请数和新产品项目数，其创新产出的增加则将促进工业高质量发展，进而有助于工业企业继续增加创新投入，形成“R&D 经费和人员增加——工业专利申请数和新产品项目数增加——工业高质量发展——继续增加创新投入”的良好创新环境中。其中，创新投入对专利申请数（PN1）的创新产出弹性接近于 1，而对新产品项目数（PN2）的创新产出弹性接近于 0.85。创新投入对工业高质量发展的间接作用在 5%和 1%的置信水平下为正，其回归系数在 0.015 附近。

表 6 东部地区联立方程模型估计结果三：分别以 R&D 经费和人员为创新投入变量为创新投入变量

	联立方程 1			联立方程 2			联立方程 3			联立方程 4		
	lnRD1	lnPN1	Y	lnRD1	lnPN2	Y	lnRD2	lnPN1	Y	lnRD2	lnPN2	Y
Y	16.95*** (2.512)			16.55** (2.500)			16.38** (2.720)			15.09** (2.684)		
DT	-0.30 (0.599)	0.43 (0.335)	-0.01 (0.034)	-0.32 (0.599)	-0.19 (0.370)	-0.01 (0.034)	-0.65 (0.646)	0.82** (0.284)	-0.02 (0.034)	-0.70 (0.646)	0.15 (0.324)	-0.01 (0.034)
DI	-5.13** (1.166)	0.64** (0.213)	0.39** (0.039)	-4.84** (1.161)	0.69** (0.232)	0.40** (0.036)	-4.39** (1.265)	0.05 (0.186)	0.40** (0.041)	-3.98** (1.256)	0.17 (0.21)	0.40** (0.036)
ID	-1.88*** (0.677)	0.40 (0.256)	0.11** (0.030)	-1.76** (0.674)	0.72** (0.281)	0.10** (0.03)	-2.08** (0.732)	0.45* (0.217)	0.12** (0.031)	-1.84* (0.727)	0.77** (0.247)	0.11** (0.03)
RST	-0.05 (0.579)			-0.44 (0.613)			0.35 (0.639)			0.58 (0.690)		
lnLNTR	0.28*** (0.057)			0.29** (0.056)			0.25** (0.061)			0.29** (0.06)		

lnRD	0.93**			0.80**			1.01**		0.88**		
	(0.027)			(0.029)			(0.024)		(0.028)		
EDU	-1.39			-6.83			20.59**		13.40**		
	(5.688)			(6.492)			(4.958)		(5.783)		
COMP	0.75			0.56			-0.20		-0.34		
	(0.421)			(0.495)			(0.370)		(0.438)		
lnPN		0.02			0.02*			0.01*		0.02	
		(0.008)			(0.008)			(0.009)		(0.008)	
INF		-0.12			0.01			-0.19		-0.11	
		(0.130)			(0.131)			(0.14)		(0.14)	
GI		-4.33**			-4.24**			-4.57**		-4.50**	
		(1.435)			(1.248)			(1.533)		(1.267)	
常数项	3.49**	-4.57**	0.39**	3.51**	-2.81**	0.37**	0.87	-2.85**	0.96	-1.41**	0.39**
	(0.711)	(0.411)	(0.105)	(0.714)	(0.450)	(0.099)	(0.768)	(0.305)	(0.111)	(0.77)	(0.100)
R ²	0.828	0.972	0.933	0.833	0.958	0.940	0.782	0.980	0.932	0.798	0.967
观察值	110	110	110	110	110	110	110	110	110	110	110

分析数字经济分别作用创新过程和工业高质量发展的直接路径。数字基础措施在三个直接路径中基本不起作用，但在模型（3）中，以 R&D 人员为创新投入的创新产出中，数字基础措施对专利申请数（PN1）具有明显的增进作用，说明东部地区的数字基础措施基本较为完善，已经难以发挥其实际优势，若有 R&D 人员的助力，有利于专利申请数的增加。数字产业化（DI）和产业数字化（ID）虽然对创新投入显著为负，但在创新产出和工业高质量发展两个方程中，除了在联立方程 1 中的产业数字化对专利申请数的参数估计和联立方程 4 中的数字产业化对新产品项目数的参数估计不显著外，两者对其创新产出和工业高质量发展表现显著为正，且两者对创新产出的参数估计系数值高于工业高质量发展的系数估计值。这表明数字经济中的数字产业化和产业数字化在促进东部地区工业高质量发展的过程中起到了至关重要的作用。因此，数字经济融合创新投入能够增强工业的技术创新能力，进而提升工业的发展质量。在其他控制变量中，技术改造费用支出（LNTR）对创新投入的估计系数在 1% 的置信水平下为正，而财政支出比重（GI）则对最终发展（Y）具有显著的负向影响，这与全国层面的实证结果相同。

5.2.2 中部地区

从表 7 西部地区检验结果探究数字经济的间接与直接创新投入、创新产出与工业高质量发展的路径。

表 7 中部地区联立方程模型估计结果四：分别以 R&D 经费和人员为创新投入变量为创新投入变量

	联立方程 1			联立方程 2			联立方程 3			联立方程 4		
	lnRD1	lnPN1	Y	lnRD1	lnPN2	Y	lnRD2	lnPN1	Y	lnRD2	lnPN2	Y
Y	4.19***			4.42***			6.53***			6.67***		
	(0.958)			(0.947)			(1.28)			(1.266)		
DT	-1.54***	-0.27	0.20***	-1.60***	-0.47	0.19***	-2.99***	-0.24	0.21***	-3.03***	-0.73*	0.19***
	(0.355)	(0.471)	(0.045)	(0.352)	(0.45)	(0.048)	(0.469)	(0.425)	(0.044)	(0.466)	(0.42)	(0.048)
DI	0.17	1.81***	0.46***	0.04	3.14***	0.55***	-0.63	1.10*	0.44***	-0.70	2.52***	0.53***
	(0.536)	(0.634)	(0.058)	(0.53)	(0.634)	(0.09)	(0.715)	(0.607)	(0.056)	(0.707)	(0.638)	(0.089)
ID	2.29***	1.29***	-0.31***	2.32***	0.638	-0.28***	2.49***	1.42***	-0.33***	2.54***	0.51	-0.28***
	(0.406)	(0.405)	(0.064)	(0.406)	(0.41)	(0.056)	(0.529)	(0.351)	(0.063)	(0.53)	(0.372)	(0.056)
RST	-2.24***			-2.04***			-1.63**			-1.75**		
	(0.598)			(0.594)			(0.756)			(0.741)		
lnLNTR	0.02			0.02			0.01			0.01		
	(0.023)			(0.022)			(0.029)			(0.027)		
lnRD	0.30			-0.30			0.62***			0.05		
	(0.262)			(0.256)			(0.234)			(0.24)		
EDU	-14.18			-13.03			16.75			11.03		
	(19.645)			(17.772)			(22.768)			(21.148)		
COMP	-11.89***			-6.47*			-15.23***			-8.47***		
	(3.572)			(3.359)			(3.36)			(3.159)		
ln PN		0.01			-0.03			0.02			-0.03	
		(0.023)			(0.035)			(0.022)			(0.035)	

INF			0.65 (0.87)			0.70 (0.978)			0.43 (0.825)			0.44 (0.944)
GI			-9.76*** (2.536)			-10.08*** (2.179)			-9.93*** (2.484)			-10.71*** (2.232)
常数项	11.47*** (0.479)	4.62 (3.767)	0.61** (0.24)	11.39*** (0.471)	12.53*** (3.68)	0.95*** (0.321)	7.93*** (0.624)	1.66 (2.799)	0.54** (0.230)	7.83*** (0.606)	7.66*** (2.861)	0.90*** (0.317)
R ²	0.903	0.883	0.932	0.902	0.775	0.920	0.801	0.912	0.931	0.797	0.827	0.925
观察值	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80

首先，分析数字经济间接作用的路径。在联立方程 1、2 和 4 中，数字经济通过创新投入间接作用创新产出的路径不明显，而在联立方程 3 中起到显著的促进作用，数字经济通过 R&D 人员投入作用工业企业专利申请数的间接效应在 1% 的显著性水平下为正，这表明 R&D 人员主要在本地区域创新活动中的专利发明有着举足轻重的地位。同样，数字经济融合创新投入对工业高质量发展的间接促进效果也不显著，与东部地区的实证结果截然不同。由数字经济通过工业高质量发展的间接作用创新投入的角度分析得，其间接作用的估计系数在 1% 水平上显著通过检验，但估计系数为其四分之一的情况下低于东部地区。

其次，从数字经济直接作用角度分析。数字基础措施对创新投入显著为负，对创新产出无显著作用，对工业高质量发展显著为正；数字产业化对创新投入无显著效果，对创新产出显著为正，对工业高质量发展显著为正；产业数字化对创新投入和创新产出显著为正，对工业高质量发展显著为负。

综合数字经济直接和间接的作用路径分析，数字经济发展促进工业高质量发展，进而促进创新投入的效果优于数字经济直接促进创新投入，其他则为直接作用效果较好。数字基础措施可以直接作用于创新投入，数字产业化和产业数字化对创新产出的直接促进效果要好于直接作用工业高质量发展。表明中部地区数字经济对创新产出、数字经济融合创新技术对工业高质量发展的效果并未能起到作用。本文依据上述结果绘制数字经济各维度融合创新能力赋力工业高质量路径图（见图 6）。

关于其他控制变量方面。在创新投入阶段，企业科技机构比重（RST）对创新投入有显著负影响；技术改造费用支出（LNTR）对创新投入没有显著效应。在创新产出阶段，人力资本（EDU）均未通过显著性检验，但对新产品研发项目数的参数回归值为正，说明中部地区教育发展相对于东部地区较低，未能对创新产出做出实质性贡献；市场竞争（COMP）通过显著性检验，却表现为抑制现象。在工业高质量发展方面，铁路密度（INF）无显著正向影响；财政支出比重（GI）虽在置信度为 1% 的水平下通过了显著性检验，但其回归系数为负，说明了政府财政支出阻碍了工业高质量发展。

5.2.3 西部地区

表 8 报告了西部地区数字经济影响创新产出与工业高质量发展的实证结果。从整体分析可看到，数字经济能够通过创新投入间接影响创新产出，数字经济结合创新投入能够通过创新产出间接影响工业高质量发展，数字经济发展能够促进工业高质量发展，从而提升创新投入的增加，这三个方程互相作用，互为因果，数字经济发展在其中显然具有良好的优势。数字经济与创新投入在联立方程中的间接作用效果这一结果与东部地区的间接作用路径类似。

表 8 西部地区联立方程模型估计结果四：分别以 R&D 经费和人员为创新投入变量为创新投入变量

	联立方程 1			联立方程 2			联立方程 3			联立方程 4		
	lnRD1	lnPN1	Y	lnRD1	lnPN2	Y	lnRD2	lnPN1	Y	lnRD2	lnPN2	Y
Y	11.46*** (0.905)			11.43*** (0.874)			10.84*** (1.06)			11.02*** (1.013)		
DT	-2.57*** (0.436)	-0.84** (0.363)	0.26*** (0.042)	-2.47*** (0.44)	-2.43*** (0.404)	0.30*** (0.05)	-3.21*** (0.519)	-0.434 (0.41)	0.25*** (0.042)	-3.17*** (0.52)	-1.55*** (0.354)	0.28*** (0.05)
DI	-1.52*** (0.566)	1.52*** (0.429)	0.06 (0.056)	-1.59*** (0.556)	2.56*** (0.471)	0.09 (0.067)	-0.881 (0.673)	1.21** (0.488)	0.09* (0.056)	-1.04 (0.660)	1.55*** (0.421)	0.15** (0.067)
ID	0.51 (0.313)	1.00*** (0.229)	-0.10*** (0.035)	0.567* (0.317)	0.259 (0.258)	-0.02 (0.032)	0.317 (0.374)	1.09*** (0.223)	-0.09*** (0.035)	0.26 (0.377)	0.274 (0.192)	-0.014 (0.032)
RST	-1.03 (0.838)			-1.86** (0.885)			-0.513 (0.904)			-0.26 (0.887)		

ln LNTR	0.05*			0.07**			0.055*		0.08**			
	(0.026)			(0.032)			(0.029)		(0.034)			
lnRD	0.63***			0.69***			0.65***		0.89***			
	(0.099)			(0.107)			(0.109)		(0.094)			
EDU	23.568*			48.88***			29.57**		39.92***			
	(12.952)			(13.924)			(12.697)		(10.997)			
COMP	-2.54			-4.84			-5.89*		-9.96***			
	(3.063)			(3.513)			(3.17)		(2.879)			
ln PN		0.09***			0.06***			0.08***		0.05***		
		(0.011)			(0.012)			(0.012)		(0.012)		
INF		-0.79*			-1.24**			-0.65		-0.70		
		(0.479)			(0.556)			(0.469)		(0.547)		
GI		-1.36***			-2.10***			-1.68***		-2.04***		
		(0.471)			(0.562)			(0.48)		(0.564)		
常数项	7.56***	-0.74		7.34***	-1.55		4.79***	0.97	-0.10	4.42***	-1.27	0.13
	(0.55)	(1.198)		(0.593)	(1.293)		(0.651)	(1.000)	(0.097)	(0.687)	(0.865)	(0.105)
R ²	0.749	0.901	0.830	0.755	0.897	0.840	0.611	0.907	0.851	0.610	0.945	0.856
观察值	110	110	110	110	110	110	110	110	110	110	110	110

另外分析数字经济三个维度在联立方程中的直接作用。数字基础措施对创新投入和创新产出表现显著为负，对工业高质量发展的促进效果显著为正，这与中部地区结果一致，表明西部地区的数字基础措施发展水平的提高能够直接促进工业高质量发展的进步。数字产业化对创新投入 R&D 经费表现显著为负，对 R&D 人员的投入无明显作用，对创新产出的提高显著为正，在联立方程 3，4 中对工业高质量发展的提升显著为正。产业数字化对创新投入的增加表现不明显，对专利申请数的创新产出具有显著的促进作用，同时在以专利申请数为创新产出的联立方程中对工业高质量发展表现出抑制结果。

关于其他控制变量的分析。在创新投入阶段，技术改造费用支出（LNTR）对创新投入的估计系数显著为正，这与全国层面的实证结果相同，但其参数估计值与显著性略低；企业科技比重（RST）则表现不明显，说明企业可提高其科技比重，以便能激励工业创新产出的增加。在创新投入产出阶段，人力资本（EDU）发挥着极大的作用，说明西部地区提高人们的上学教育机会能够显著地促进创新产出的增加；市场竞争（COMP）在以 R&D 经费为创新投入的联立方程中对专利申请数的提高作用不明显，在以 R&D 人员为创新投入的联立方程中对新产品项目数的提高具有显著的抑制作用，说明创新人员的投入对创新产出的影响优于工业普通员工的投入。在工业高质量发展阶段，铁路密度（INF）在以专利申请数的创新产出的联立方程中对工业高质量的发展有显著负效果，对新产品项目数无显著影响，表明西部地区的铁路缺乏在一定程度上影响了工业；财政支出比重（GI）则对工业高质量发展（Y）具有显著的负向影响。

6 结论和建议

6.1 研究结论

通过构建数字经济、创新产出和工业高质量发展的理论框架，分析数字经济与创新投入对工业高质量的作用路径，并根据数字经济三个维度和工业高质量发展五大方面设计变量指标，以中国 30 个省域为研究对象，收集 2010-2020 年的面板数据，经循环结构联立方程实证分析得出以下主要结论。第一，数字经济发展水平结合创新投入对创新技术、工业高质量发展的影响存在着区域性差异。东西部地区的数字经济协同技术创新有效促进工业高质量发展，其影响程度大小是西部最为显著，东部介于中间，中部影响最小。在东部地区数字经济与创新投入对创新产出的影响最大，对于专利申请数的增加更为显著，而中部地区产生的影响最弱，表明数字经济发展水平越高，其专利发明数越多，起到了真正意义上的创新作用，对于中、西部地区，虽其数字经济发展较低，但对新产品的开发产生了较大的影响。第二，工业质量发展越高，越有利于工业企业对技术创新的投入，东部地区的创新投入高于西部，中部最低。第三，从数字经济三个维度直接作用路径分析得出：数字基础措施对创新投入的影响在东部不明显和中西部具有显著负向作用，对创新产出的影响在东部有着积极作用和在中西部起消极作用，对工业质量发展的影响在东部无法发挥其优

势和在中西部能发挥其优势；数字产业化对创新投入的影响在三个地区显著为负，对创新产出和对工业质量发展的影响在三个地区显著为正；产业数字化对创新投入的影响在显著为负和中西部具有显著正向作用，对创新产出的影响在三个地区显著为正，对工业质量发展的影响在东部显著为正和在中西部则为负向作用。虽然数字经济各维度在三个联立方程中各有优劣，但是如果数字经济协同技术创新，则能高效促进工业高质量发展。第四，控制变量中的技术改造费用支出、政府科技投资、就业竞争比重等传统要素对提升区域工业创新能力仍具有显著的提升作用，企业增加技术改造费用支出、政府的科技资金扶持和市场竞争的提高对工业提高创新能力的重要手段有待加强。

6.2 政策建议

根据上述研究结果，本文为赋力工业高质量发展提出以下三方面建议：一是完善数字基础措施，夯实工业企业科研基础。东部地区应加快部署 5G 网络、云计算平台、数据中心、物联网等新兴技术，夯实新一代数字基础措施，中西部地区应加速完善数字基础措施，在改造传统基础设施的基础上，建设新型数字基建，缩小与东部地区数字基础措施分布不平衡的差距，协调好工业之间的协调发展，助力工业高质量发展。二是推动数字产业化和产业数字化发展，解锁工业产业数字化转型。东部地区利用自身地理优势与完善的数字基础措施，不断加快数字产业化和产业数字化与工业实体经济的融合，将数字经济渗透到传统产业中，带动传统产业数字化，增强其数字信息的服务能力。中西部地区打破固有传统工业发展模式，积极协调好产业之间的发展，持绿色发展理念更快更好地助力传统工业的数字化转型。三是融合数字经济与技术创新，赋力工业高质量发展。技术创新是工业企业数字化转型、高质量发展的源泉和动力，为此应加大科研经费的投入和培养创新型人才，对于中西部地区更应大力引进、培养数字经济人才，不断提高工业企业的创新能力，助推传统工业与数字经济的融合，进而赋力工业高质量发展。东部地区发展数字经济的同时要以先进的工业互联网的技术能力助推中西部地区共同发展数字经济和创新技术的提升，从而促进全国工业高质量协调发展。

7 参考文献

- [1]2016 年 G20 杭州峰会.二十国集团数字经济发展与合作倡议[EB/OL]. (20201024) [20210210] http://www.cac.gov.cn/2016-09/29/C_1119648520.htm.
- [2]李晓华. 数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制[J]. 改革, 2019, (11): 40-51.
- [3]柳洲. “互联网+”与产业集群互联网化升级研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2015, 36(08): 73-82.
- [4]李永红, 黄瑞. 我国数字产业化与产业数字化模式的研究[J]. 科技管理研究, 2019, 39(16): 129-134.
- [5]姜波. 中国区域大中型工业企业技术创新效率变动的实证研究[J]. 情报杂志, 2012, 31(02): 81-86.
- [6]曹正勇. 数字经济背景下促进我国工业高质量发展的新制造模式研究[J]. 理论探讨, 2018, (02): 99-104.
- [7]张曦, 郭淑芬. 空间效应视角下的中国省域工业技术创新效率收敛性研究[J]. 调研世界, 2022, (01): 48-57.
- [8]姚维瀚, 姚战琪. 数字经济、研发投入强度对产业结构升级的影响[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2021, 41(05): 11-21.
- [9]熊励, 蔡雪莲. 数字经济对区域创新能力提升的影响效应——基于长三角城市群的实证研究[J]. 华东经济管理, 2020, 34(12): 1-8.
- [10]宋洋. 数字经济、技术创新与经济高质量发展: 基于省级面板数据[J]. 贵州社会科学, 2020(12): 105-112.
- [11]苟波, 洪功翔. 数字经济推动制造业高质量发展的实证研究——基于安徽省 2010-2020 年的面板数据分析[J]. 安徽行政学院学报, 2021, (05): 60-68.
- [12]吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性[J]. 世界经济, 2012(6): 3-21.

- [13]宋晓娜, 张峰. 高质量发展下工业发展质量测度及趋势研究[J]. 软科学, 2019, 33(12): 36-41.
- [14]温珺, 阎志军, 程愚. 数字经济与区域创新能力的提升[J]. 经济问题探索, 2019, (11): 112-124.
- [15]宁朝山. 基于质量、效率、动力三维视角的数字经济对经济高质量发展多维影响研究[J]. 贵州社会科学, 2020, (04): 129-135.
- [16]巫瑞, 李飏, 原上伟. 数字经济对区域经济高质量发展的影响研究[J]. 工业技术经济, 2022, 41(01): 29-36.
- [17]B. Crépon, E. Duguet, J. Mairesse. Research, innovation, and productivity: an econometric analysis at the firm level[J]. Economics of Innovation and New Technology, 1998(2) : 115—158.
- [18] Griliches Zvi, Pakes A. Patents and R&D at firm level: a first look[M]. Chicago: The University of Chicago Press, 1984: 55-72.