

产业政策提升数字企业的全要素生产率了吗？

李平^{1,2}, 李同舟³, 董康⁴

(1. 中国社会科学院 数量经济与技术经济研究所, 北京 100732;

2. 中国社会科学院 项目评估与战略规划研究咨询中心, 北京 100732;

3. 中国社会科学院大学 商学院, 北京 102488; 4. 四川省社会科学院 经济研究所, 成都 610072)

摘要: 提升数字企业全要素生产率是促进数字经济高质量发展的必要方式,而产业政策的有效使用将对这一过程起到重要的推动作用。本文利用2007—2020年中国数字行业上市企业的面板数据,实证检验了政府补贴、税收优惠、信贷支持和市场准入四类产业政策对数字企业全要素生产率的影响。研究发现,信贷支持显著促进了数字企业全要素生产率的提升,市场准入则起到显著的负向作用,政府补贴和税收优惠对数字企业全要素生产率的增长无明显效果,该结论在进行一系列稳健性检验后仍保持稳健。异质性和作用机制检验的结果表明,产业政策对数字企业全要素生产率存在产权、企业规模和企业生命周期方面的异质性作用,信贷支持和市场准入则分别通过缓解企业融资约束和加剧企业过度投资的方式影响数字企业的全要素生产率。本文的研究结论对于政府制定更为精准有效的产业政策具有一定的启示意义。

关键词: 产业政策; 数字企业; 全要素生产率; 融资约束; 过度投资

中图分类号: F49 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)9—0041—12

一、引言

作为新一轮科技革命和产业变革的重要推动力量,数字技术的应用与创新愈发成为大国博弈和全球竞争的关键支点,将进一步在世界经济与科技竞争中发挥至关重要的作用。党的二十大报告中提出要加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,强调要加快建设现代化经济体系,着力提高全要素生产率。在全球数字竞争愈发激烈的背景下,发达国家密集出台支持数字经济发展的各类政策,试图巩固和提升现有优势,抢占未来科技发展先机。对中国而言,尽管在发展数字经济方面取得了一定成就,例如,2022年我国数字经济规模达50.2万亿元,占GDP的41.5%。^①但也存在数字企业科技创新能力不足、关键核心技术受制于人、对国内大市场较为依赖等突出问题,数字经济发展的“质”亟待进一步提升。因此,发挥好我国特有的制度优势,借助有效的政策手段推动数字企业形成核心技术优势、有效提高全要素生产率,既是提高我国数字经济发展水平的重要方式,也是抢占未来科技制高点、促进中国式现代化发展的应有之义。

近年来,数字经济一直是学术界关注的热点问题,众多学者从不同角度明确了数字经济所发挥的各项作用,充分肯定了发展数字经济的重要价值和意义。然而,关于如何提升数字经济的发展水平,现有研究多是基于机理路径的定性研究,缺乏从实证角度定量探索究竟哪些因素能够有效促进数字经济的发展。数字经济作为一种新兴经济形态,技术较为密集且更新迭代迅速,市场需求和演进方向具有高度的不稳定性 and 不确定性,需要一定力度的政策扶持以帮助其发展兴盛(郭克莎,2019)。各级政府目前正积极作为,出台了包括数字基建、税收优惠、研发补贴和技能培训等一系列政策,旨在支持企业数字化转型、推动数字行业发展兴盛,这也引发部分学者从产业政策视角展开定量研究。秦文晋和刘鑫鹏(2022)以“宽带中国”试点作为准自然实验,实证检验了网络基础设施建设对发展数字经济的促进作用。邓峰和杨国歌(2021)发现,固定资产加速折旧政策能够通过缓解融资约束来提升数字企业的创新效率,且对中小规模和国有数字企业作用更为明

收稿日期:2023-09-01

基金项目:国家自然科学基金“面向2040年的中国经济社会发展愿景研究专项项目”(L2124005)

作者简介:李平,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所研究员,研究方向:技术创新与产业经济;李同舟,中国社会科学院大学商学院博士研究生,研究方向:数字经济与政策评估;董康,博士,四川省社会科学院经济研究所助理研究员,研究方向:数字经济。

^①数据来源于国家互联网信息办公室发布的《数字中国发展报告(2022年)》。

显。黄华等(2022)从政策环境角度出发,验证了数字产业的政策环境对企业创新行为的促进作用。还有学者从政策比较的角度,探索不同类型的产业政策对数字经济创新的异质性影响(余长林等,2021)。产业政策是推动数字经济发展的关键变量,会对数字经济主体的生产活动和经营决策带来深远影响,但当前研究仅涉及前者对后者创新的作用,研究视角颇为单一。科技创新的目的是为了推动生产力发展、提高效率水平,因此在研究产业政策对数字经济的作用时,效率尤其是全要素生产率也是需要考量的重要因素,但目前尚未有学者对此展开探索。

基于此,本文从微观企业角度入手,采用手工收集的数字行业上市企业2007—2020年的各项财务数据,实证检验政府补贴、税收优惠、信贷支持和市场准入四类产业政策对于数字企业全要素生产率的影响,并对不同产权、规模和生命周期的数字企业进行异质性分析,最后进行作用机制检验。本文的边际贡献在于:①鉴于目前针对产业政策影响数字经济发展的研究尚不充分,探索性地从全要素生产率视角研究了产业政策对数字企业的作用效果,一定程度上弥补了现有研究的缺憾;②从正反两个方面分析了不同类型产业政策对数字企业的作用机理,深化了对产业政策的理解与认识;③通过对比分析不同产业政策的作用情况,并进行不同产权、规模和生命周期数字企业的异质性分析,可以明确各类产业政策在不同情况下对数字企业全要素生产率的作用效力,能够为政府制订更为精准的产业政策提供借鉴参考。

二、理论分析与研究假设

产业政策作为国家对于产业发展和结构调整进行干预的各类政策总和,具有鲜明的调控和培植作用,尤其是在以数字行业为代表的新兴产业领域,产业政策发挥着扶持初创企业(周文斌和后青松,2021)、促进企业创新(陈雄辉等,2020;Wang et al., 2022)、降低经营风险(邓峰等,2021;董鸿源和袁潮清,2023)、推动多方合作(李文鹤等,2021;周晓阳等,2022)等多个方面的重要作用。但与此同时,产业政策若使用不当也会对数字企业的经营绩效带来负面影响(Riccardo et al., 2023),造成市场扭曲和不公平竞争加剧,引发资源错配、重复建设和产能过剩等一系列问题(陈小亮和陈彦斌,2019),不利于数字行业的良性发展。由此可见,借助产业政策促进数字经济发展并非易事,必须深入剖析产业政策对数字经济主体的作用机制,合理评估各类政策的实施状况和作用效力,才更有助于发挥好产业政策的推动作用,避免和减少因政策设计和实施不当带来的负向影响。此外,根据黎文靖和李耀淘(2014)、余明桂等(2016)的研究,产业政策大致包括市场准入、特许经营权和环保规制等直接干预类,以及资金支持、研发费用加计扣除和政府采购等间接引导类。考虑到具体产业政策对于数字经济发展的关键程度及数据的可得性,本文选取并考察政府补贴、税收优惠、信贷支持和市场准入四类产业政策对数字企业全要素生产率的影响。

全要素生产率是对经济增长质量和技术进步状况的衡量,也是近些年我国在发展过程中反复强调的重要指标。企业全要素生产率的提高主要源于创新能力的提升和资源配置效率的改善,尤其对于知识与技术高度密集的数字企业而言,创新能力的高低是影响其全要素生产率的关键因素。本文重点从创新能力和资源配置效率两个维度分析四类产业政策对数字企业全要素生产率的影响。

政府补贴是我国应用十分广泛的一类产业扶持政策,一直受到产业界和学界的重点关注。政府补贴可以为数字企业的创新活动提供资金支持,增加其研发投入并与其共担创新风险,从而激发出数字企业的创新积极性,有助于数字企业创新能力的提高。与此同时,政府补贴可以传递出政府认可数字行业的发展前景这一重要信号(Li et al., 2019),会吸引资金资源大量涌入推动数字行业发展壮大。行业规模的扩张一方面会增加数字企业可利用创新资源的数量;另一方面则会引发行业内竞争烈度的增加。为了在激烈竞争中获得生存和发展空间,数字企业必须加大创新研发力度,以增强自身竞争力并获取超额利润(王宏伟等,2022),从而进一步通过创新能力的提升来提高自身全要素生产率。但从另一角度看,政府补贴也可能带来负向影响,引发企业的“偷懒”和寻租行为,还会致使部分企业“沉溺于”低质量的创新研发中(黎文靖和郑曼妮,2016),从而导致挤出效应、资源错配等一系列降低企业全要素生产率的问题出现(Howell, 2017)。

基于此,本文提出假设1:

政府补贴有可能促进数字企业全要素生产率的提升(H1)。

税收优惠作为政府引导产业发展的核心政策工具,也是影响数字企业全要素生产率的重要因素。税收优惠可以通过增加数字企业净利润的方式改善企业财务状况,使其拥有更多资金投入创新研发,从而带来对

数字企业的创新激励效应。税收优惠可以通过引导资源的流向,促使数字企业将有限的资源朝着政策所倡导的高效率领域投入,进而改善资源配置效率,减少数字企业的非效率投资(Rego and Wilson, 2012)。此外,根据贺炎林等(2022)的研究,税收优惠的一部分会用来提高员工薪酬和增加员工职业培训,这在一定程度上可以激发员工的工作积极性并提高员工的技能水平,从而可以通过提高人力资本水平的方式提升企业全要素生产率(郑宝红和张兆国, 2018)。但与此同时,税收优惠也无法避免对数字企业全要素生产率的负向影响,原因同政府补贴较为类似,政策寻租、资源错配和道德风险等问题的存在可能导致政策的实际效果背离初衷。

基于此,本文提出假设2:

税收优惠有可能促进数字企业全要素生产率的提升(H2)。

信贷支持是指政府帮助企业获得银行信贷的一类产业政策,会对企业的投融资活动产生重要影响。对于创新性强、技术含量高的数字企业而言,融资约束是影响其创新投入的重要因素,而创新又是一个长期且持续的过程,因而银行信贷这一稳定性强、持续性好的融资渠道显得尤为重要(郑世林等, 2023)。一方面,信贷支持可以提高数字企业的银行信贷可得性,帮助其缓解融资约束,减少企业为获取信贷资金而产生的非生产性投入,有助于数字企业更专注于生产经营和创新从而提高全要素生产率;另一方面,信贷支持能够帮助数字企业获得一定额度的低息贷款,降低企业的资金使用成本,增加其在创新研发方面的可用资金,进而有利于数字企业创新能力的提高。此外,缺乏稳定的融资渠道是我国多数企业所面临的突出问题,进而对企业的创新活动带来了不利影响(马光荣等, 2014),这也更加凸显了信贷支持对于数字企业发展的重要价值。

基于此,本文提出假设3:

信贷支持能够促进数字企业全要素生产率的提升(H3)。

市场准入直接影响某一行业的市场竞争强度,是干预性较强的一类产业政策。市场准入政策可以通过降低审核门槛的方式促使更多企业进入数字行业,提高数字行业的竞争程度。在竞争压力下企业的创新动力得到激发,行业的创新活力也进一步提升,从而有利于数字企业的技术创新(余长林等, 2021)。放宽数字行业准入限制能够减少各种形式的不合理限制和隐性壁垒,使各类要素进出流动更为自由,从而促进资源的高效率配置,有助于数字行业整体全要素生产率的提升。但与此同时,市场竞争的加剧也会强化数字企业的危机意识,促使企业进行多领域投入和超前布局,以期找到新的风口“先下手为强”,在未来竞争中抢占先机。由于数字行业具有知识、技术密集度高的显著特征,投资金额大、研发风险高,企业若竞相采用扩张性手段不断开辟新领域,很可能导致过度投资行为的出现(章琳一和张洪辉, 2015),从而给数字企业带来效率损失。

基于此,本文提出假设4:

市场准入有可能促进数字企业全要素生产率的提升(H4)。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2007—2020年我国沪深A股数字行业上市企业为研究样本,根据证监会2012版行业分类,选择计算机、通信和其他电子设备制造业、电信、广播电视和卫星传输服务业、互联网和相关服务业、软件和信息技术服务业四类行业中的上市企业作为研究样本,并依据下述原则进行数据剔除:①剔除special treatment(ST)类公司;②剔除关键数据缺失较严重的企业;③剔除成立年限不满五年的企业,最终获得了总计1995个样本观测值。此外,为避免异常值的干扰,对样本数据进行2%的双边缩尾处理。文中所需的所有数据均源于国泰安(CSMAR)数据库。

(二)变量定义与说明

1. 被解释变量

对于全要素生产率的测算,目前学术界应用较广的方法包括索洛余量法、固定效应法、Levinsohn-Petrin方法(LP法)、Olley-Pakes方法(OP法)、数据包络分析法(DEA)和广义矩方法(GMM)等。不同方法的优劣势各有差异,例如,固定效应估计值无法体现时间变化信息,OP法虽然能较好地解决内生性问题但要求投资非

负,GMM法对于样本数据的要求较高等(鲁晓东和连玉君,2012)。本文同时选择LP、OP和GMM三类方法对数字企业的全要素生产率进行测度,以便于进行后续回归结果的比较,避免因测度方法本身的局限性影响结论的稳健。

2. 解释变量

(1)政府补贴。政府补贴反映政府部门对企业的资金支持力度,本文借鉴孔东民等(2013)的处理方法,从企业财务报表附注的营业外收入中选择“政府补助”一项,并将其除以总资产以消除公司规模的影响,以此来衡量政府补贴。

(2)税收优惠。当前学术界对税收优惠政策的衡量大体可分为直接和间接两种方式,前者多以企业收到的税费返还来衡量,后者多以企业实际税率来指代。由于间接衡量需对企业原始数据做更多处理,为尽可能减少因数据处理计算所带来的误差与信息损失,本文借鉴柳光强(2016)的做法,以企业“收到的各项税费返还总额/总资产”来代表税收优惠。

(3)信贷支持。信贷支持对于企业降低融资成本、增强流动性具有十分关键的意义。参考Aghion等(2015)的研究,以“利息支出/流动负债”代表企业的借贷利率,并将行业的平均借贷利率减去企业的借贷利率,该差值越大,说明企业获得的信贷支持力度越大。

(4)市场准入。截至目前,学术界对于行业准入的衡量并没有一个公认的指标,代表性的研究中多以行业竞争强度进行表征。本文借鉴陈志斌和王诗雨(2015)的处理方法,以行业主营业务利润率标准差的倒数进行衡量。该值越大,表明行业内企业的竞争强度越大,市场准入门槛越低。

3. 控制变量

根据数字企业的基本特征,结合钱雪松等(2018)、陈熙和朱玉杰(2021)等相近研究的做法,选择企业年龄(Age)、总资产(Size)、总资产利润率(ROA)、资产负债率(Lev)、资本密集度(Asset)、第一大股东持股比例(Top1)、托宾Q(TobinQ)作为本文的控制变量。

(三)模型设定

为检验四类产业政策对我国数字企业全要素生产率的影响,构建如式(1)基准回归模型。

$$\ln TFP_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Sub_{jt} + \beta_2 TaxP_{jt} + \beta_3 Loan_{jt} + \beta_4 Mar_{jt} + Control_{jt} + \mu_j + \mu_r + \mu_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

其中: $\ln TFP_{jt}$ 为数字企业j在t年全要素生产率的对数值; Sub_{jt} 为政府补贴; $TaxP_{jt}$ 为税收优惠; $Loan_{jt}$ 为信贷支持; Mar_{jt} 为市场准入; $Control_{jt}$ 为一系列控制变量; μ_j 、 μ_r 、 μ_t 分别指企业、地区和时间固定效应; ε_{jt} 为随机干扰项; β 为待估系数。

(四)描述性统计

表1报告了主要变量2007—2020年的描述性统计结果。可以发现,由三种方法测算出的数字企业全要素生产率具有不小的差异性,采用LP方法估计出的全要素生产率均值要显著高于使用OP和GMM方法的估计值,说明采取不同方法进行全要素生产率的测算和计量结果对比是必要的。产业政策对不同数字企业的作用力度也差异较大,以政府补贴为例,个别企业获得的补贴额达到了其总资产的18.1%,而另一部分企业得到的政府补贴相比其总资产几乎可以忽略不计。此外,四类产业政策的均值和标准差显著不同,说明不同产业政策的实施状况存在一定的差异性,可能会对数字企业的全要素生产率带来异质性影响。

表1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
TFP_LP	1995	7.195	0.810	5.456	9.764	Age	1995	9.130	6.008	1.000	26.000
TFP_OP	1995	4.538	0.645	3.004	6.719	lnSize	1995	21.837	1.115	19.345	27.146
TFP_GMM	1995	3.309	0.610	1.743	5.840	ROA	1995	0.043	0.078	-0.959	0.964
Sub	1995	0.008	0.011	0.000	0.181	Lev	1995	0.383	0.190	0.025	2.861
TaxP	1995	0.011	0.017	0.000	0.252	Asset	1995	2.172	1.482	0.088	27.643
Loan	1995	0.000	0.023	-0.309	0.027	Top1	1995	0.308	0.135	0.053	0.886
Mar	1995	4.054	1.022	3.102	5.575	TobinQ	1995	2.809	2.217	0.113	33.475

四、实证分析

(一)基本回归

表2报告了四类产业政策对数字企业全要素生产率的回归结果。在控制了一系列控制变量及企业个体、年份和省份固定效应之后,结果显示,信贷支持显著促进了数字企业全要素生产率的提升,在通过三种方法测算出的TFP的回归当中回归系数均在1%的水平下显著为正。市场准入则带来显著的负向效应,政府补贴和税收优惠对数字企业全要素生产率的影响并不显著,假设H3得以验证,假设H1、假设H2和假设H4则未能得到证实。究其可能的原因,相较于计划经济色彩残留、“寻租空间”相对较大的政府补贴和税收优惠政策而言,市场倾向性更强的信贷支持政策有利于企业聚焦于主业经营与企业发展,降低企业在政策寻租和利益游说中的资源投入,从而在促进数字企业的全要素生产率方面更具优势。此外,企业在不同年份获得的政府补贴和税收优惠可能差异较大,而信贷支持作为解决企业融资问题的重要工具,在政策的连续性和稳定性方面相对更优,能帮助企业获得更加可靠的现金流来源,故而对于数字企业的效率提升作用更大。

市场准入政策的回归结果表明,更低市场门槛、更具竞争性的市场环境不利于数字企业全要素生产率的提升。细究后发现,区别于传统企业边际成本先递减后递增的一般规律,以互联网服务为代表的数字企业,在完成高额固定成本投入之后便具有显著的低边际成本特征,能够以接近于零的成本无限扩增其产量、持续降低长期平均成本。在这种规模报酬递增的状态下,数字企业的生产效率必然与企业规模成正比,这显然会压缩小企业的生存空间,使得完全竞争难以实现(荆文君和孙宝文,2019;陈晓红等,2022);此外,市场竞争过于激烈可能引发数字企业的过度投资行为,尤其是在新风口出现的早期阶段,烧钱补贴、跑马圈地的现象屡见不鲜,数字企业之间的竞争更像是一场你死我活的零和博弈。这显然会造成巨大的市场投入,导致数字企业“透支过度”,给企业带来效率损失。刘亭立等(2019)和高粼彤等(2022)对新兴产业的研究也对此有所印证。因此,市场准入政策更加考验政府对公平和效率的兼顾,既要推动构建一个公平高效、充满活力的有序市场,又要对数字企业“蹭热度”“挤风口”式一拥而上的市场行为进行合理调节,缓解企业的过度投入和资源浪费,从而促进数字企业全要素生产率的提升。

(二)异质性检验

1. 产权异质性

产权性质是影响企业获得政策支持的一个重要变量,产业政策所带来的政府“软预算约束”和“所有制歧视”问题曾一度引发学术界的广泛探讨(林毅夫等,2004;刘瑞明,2011)。故根据数字企业的产权性质进行分组回归。表3报告了基于产权异质性的回归结果,可以发现,四类产业政策对于国有数字企业的全要素生产率增长并无明显的促进作用,在通过三种方法测算的TFP的回归当中各回归系数均不显著。非国有数字企业的回归结果则与全样本结果保持一致,信贷支持和市场准入政策分别发挥了正向和负向的影响作用。可能的原因在于,产业政策多以缓解融资约束的方式来帮助企业经营发展,而国有企业因其有着更为紧密的政商关联,获取政府资金支持的机会更多,面临的融资约束更小,故而对于产业政策的需求普遍不及非国有企业那般迫切,对政府支持资金的利用也可能会更加粗放和低效。而非国有企业由于缺乏某种意义上的“保护”,面临的市场竞争压力更大,必须将有限的资源聚焦于企业的生存和发展,对于产业政策的利用效率可能更高。此外,相较于拥有更多自主决策权的非国有企业而言,国有企业虽然受到了更多的政策帮扶,但也面临着更多来自于政府的决策干预,违背效率原则的经营决策时常出现。这可能会扭曲国有企业的资源配置

表2 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$
<i>Sub</i>	-0.0421 (0.0612)	-0.0897 (0.1190)	-0.1160 (0.1860)
<i>TaxP</i>	0.2070 (0.1760)	0.1750 (0.3230)	0.1340 (0.4560)
<i>Loan</i>	0.1710*** (0.0538)	0.3230*** (0.0994)	0.4950*** (0.1450)
<i>Mar</i>	-0.0585** (0.0221)	-0.1300** (0.0463)	-0.2050*** (0.0698)
<i>Age</i>	-0.0053*** (0.0009)	-0.0114*** (0.0017)	-0.0168*** (0.0025)
<i>lnSize</i>	0.0808*** (0.0050)	0.0827*** (0.0099)	0.0847*** (0.0144)
<i>ROA</i>	0.1040*** (0.0189)	0.1990*** (0.0375)	0.2990*** (0.0566)
<i>Lev</i>	0.0568*** (0.0153)	0.0845*** (0.0252)	0.1110*** (0.0352)
<i>Asset</i>	-0.0212*** (0.0054)	-0.0255*** (0.0072)	-0.0304*** (0.0089)
<i>Top1</i>	-0.0708 (0.0468)	-0.0900 (0.0701)	-0.1180 (0.0967)
<i>TobinQ</i>	-0.0005 (0.0007)	-0.0012 (0.0012)	-0.0019 (0.0016)
常数项	0.5370*** (0.1580)	0.3850 (0.3130)	0.3860 (0.4430)
<i>N</i>	1995	1995	1995
<i>R</i> ²	0.789	0.541	0.430

注:*,**,***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著,括号中为标准误。

表 3 基于产权异质性的回归结果

变量	国企			非国企		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$
<i>Sub</i>	-0.1320(0.1120)	-0.2970(0.1870)	-0.4610(0.2660)	-0.0038(0.0803)	0.0297(0.1390)	0.1110(0.2150)
<i>TaxP</i>	0.4260(0.2500)	0.7420(0.4520)	0.9990(0.6360)	0.0184(0.1410)	-0.2420(0.2650)	-0.4880(0.3740)
<i>Loan</i>	0.1060(0.0748)	0.0457(0.1080)	0.0468(0.1560)	0.1390**(0.0499)	0.2940*** (0.0890)	0.4610*** (0.1310)
<i>Mar</i>	-0.0241(0.0379)	-0.0694(0.0702)	-0.1110(0.1020)	-0.0829*(0.0421)	-0.1650** (0.0789)	-0.2670** (0.1190)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.7750*** (0.2610)	0.6280(0.5180)	0.6080(0.7600)	0.4750*** (0.1420)	0.2620(0.2760)	0.2680(0.4010)
<i>N</i>	615	615	615	1380	1380	1380
<i>R</i> ²	0.7050	0.4960	0.4410	0.8510	0.6230	0.5000

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著；括号中为标准误。

效率,不利于其全要素生产率的提升;另外,国有企业凭借其特殊的市场地位,所处的竞争环境相对宽松,因市场竞争压力而进行过度投资的情况显然较少。非国有企业由于处于竞争第一线,开辟新领域、寻找新机遇的动力更强,出现过度投资的概率更大,故而市场准入对于非国有企业的负向影响更为显著。

2. 企业规模异质性

企业规模往往与企业的市场影响力和资源充裕度强相关,这会使得不同规模的企业对于产业政策的需求程度和利用状况不尽相同,因而也是影响产业政策作用效果的一个重要因素。本文借鉴邓峰等(2021)处理数字企业的做法,依据企业员工人数进行规模划分,按人数是否大于 2000 人分为大企业 and 中小企业两类,分组回归的结果见表 4。总体上看,信贷支持对于中小数字企业全要素生产率的提升作用明显,市场准入对两类数字企业的全要素生产率均带来负向影响,但对大企业的作用显著性更强。部分原因在于,相较于多凭借规模优势占领市场的大企业而言,组织决策高度灵活、对市场需求十分敏感的中小企业往往更具创新活力,期望凭借产品服务创新和效率提升来获得进一步发展的机会(王孝松和张瑜,2021)。但受制于风险承担能力低、可利用资源有限,中小企业的融资约束相对较高,但对于信贷支持往往更为倚重。而大企业的抗风险能力往往更强,获取资源资金的渠道更广,信贷可得性要优于中小企业,对于信贷支持政策的敏感程度可能不及前者;另外,根据前文的分析,排斥竞争性过强的市场环境是数字企业的普遍特征,尤其是对大企业而言,保持规模优势、维护市场地位的优先级显然更高,故而对于市场准入更加敏感。

表 4 基于企业规模的回归结果

变量	中小企业			大企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$
<i>Sub</i>	-0.0279(0.0385)	-0.1010(0.0729)	-0.1520(0.1170)	0.0658(0.1140)	-0.0300(0.2310)	-0.0826(0.3560)
<i>TaxP</i>	0.3140(0.2090)	0.3710(0.3820)	0.4200(0.5340)	0.2900** (0.1330)	0.3010(0.1950)	0.3310(0.2860)
<i>Loan</i>	0.1660** (0.0682)	0.3070** (0.1240)	0.4660** (0.1890)	0.1690* (0.0815)	0.2780(0.1730)	0.4340(0.2580)
<i>Mar</i>	-0.0619* (0.0350)	-0.1370* (0.0719)	-0.2230* (0.1060)	-0.0497** (0.0185)	-0.1360*** (0.0434)	-0.2180*** (0.0708)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0565(0.1640)	-0.4200(0.3010)	-0.7780* (0.4310)	0.5970*** (0.1270)	0.4940* (0.2620)	0.5130(0.4000)
<i>N</i>	929	929	929	1066	1066	1066
<i>R</i> ²	0.8050	0.6520	0.5760	0.7910	0.5130	0.3860

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著，括号中为标准误。

3. 企业生命周期异质性

根据企业生命周期理论,处于不同生命周期的企业在资源约束、目标战略和发展稳定性等方面迥然相异,对于产业政策的需求很可能存在较大差异性。本文以企业年龄中位数为界线,将数字企业划分为成长期和成熟期两种类型并进行分组回归。表 5 的回归结果显示,四类产业政策中,信贷支持显著促进了成长期数字企业全要素生产率的提升,市场准入则对成熟期数字企业的全要素生产率起到显著的抑制作用,其余产业政策的效果均不显著。究其可能的原因,对于成长期数字企业而言,开疆拓土、抢占市场是这一阶段主要任务,故而对外部资金有着巨大的需求。但此时企业的投资风险较高,面临的资金成本较大,融资渠道也较为

表5 基于企业生命周期异质性的回归结果

变量	成长期			成熟期		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$
<i>Sub</i>	-0.0856(0.0788)	-0.1050(0.1390)	-0.1060(0.1920)	-0.0728(0.0865)	-0.2070(0.1580)	-0.3330(0.2380)
<i>TaxP</i>	0.0195(0.1300)	-0.1630(0.2220)	-0.2800(0.2850)	0.3660(0.2470)	0.5050(0.4700)	0.6150(0.6820)
<i>Loan</i>	0.2390*** (0.0525)	0.4580*** (0.0846)	0.6620*** (0.1070)	0.0875(0.0651)	0.1330(0.1150)	0.2130(0.1780)
<i>Mar</i>	-0.0099(0.0266)	-0.0276(0.0572)	-0.0578(0.0797)	-0.0892** (0.0364)	-0.1850** (0.0719)	-0.2730** (0.1110)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.1640(0.1180)	-0.3580(0.2660)	-0.6700* (0.3630)	0.8910*** (0.2030)	0.9420** (0.4030)	1.0800* (0.6100)
<i>N</i>	1106	1106	1106	889	889	889
<i>R</i> ²	0.8690	0.6630	0.5390	0.6830	0.4480	0.3680

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;括号中为标准误。

有限。信贷支持政策能够为其提供成本较低、相对稳定的现金流来源,帮助其缓解融资约束,支持企业的生产经营和研发创新,有助于提高其全要素生产率。而成熟期数字企业的业务模式和发展框架基本成型,面临的融资约束相对更小,更为注重其市场地位的稳固,对于鼓励竞争的市场准入政策具有一定的排斥性,这可能导致了市场准入对其全要素生产率的负向影响。

(三)稳健性检验

1. 调整样本年度区间

考虑到2008年金融危机和2020年新冠疫情所带来的外生冲击,可能会对数字企业的经营运转带来某些不利影响,影响估计结果的稳健性,故将样本的年度区间调整为2010—2019年进行再次估计。表6(1)~(3)列的结果显示,调整后的估计结果与之前保持一致,研究结论保持稳健。

2. 替换解释变量

有别于政府补贴、税收优惠和信贷支持,市场准入本身具有一定的争议性,不同学者对市场准入的衡量方法差别较大,仅用行业利润率进行衡量可能影响结论的稳健性。本文引入赫芬达尔指数(*HHI*)替换原有解释变量,对市场准入政策进行重新表征。赫芬达尔指数公式为 $HHI = \sum (X_i/X)^2$,其中 X_i 为数字行业中企业*i*的收入; X 为行业总收入。*HHI*指数越大,表明该行业竞争程度越低,市场门槛越高。根据表6的(4)~(6)列的结果,替换后的回归结果同之前一致,*HHI*指数与数字企业全要素生产率显著正相关,研究结论保持稳健。

表6 稳健性检验结果(样本区间、替换解释变量)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$
<i>Sub</i>	-0.0755(0.0671)	-0.1570(0.1220)	-0.2130(0.1810)	-0.0210(0.0540)	-0.0549(0.1080)	-0.0612(0.1680)
<i>TaxP</i>	0.2110(0.1850)	0.1880(0.3580)	0.1560(0.5110)	0.2260(0.1660)	0.2020(0.3090)	0.1750(0.4350)
<i>Loan</i>	0.1140** (0.0537)	0.2290** (0.1010)	0.3630** (0.1480)	0.1810*** (0.0576)	0.3380*** (0.1050)	0.5190*** (0.1530)
<i>Mar</i>	-0.0889*** (0.0247)	-0.1890*** (0.0531)	-0.3020*** (0.0832)			
<i>HHI</i>				$8.46 \times 10^{-6}^{***} (3.94 \times 10^{-6})$	$1.28 \times 10^{-5}^* (6.63 \times 10^{-6})$	$2.02 \times 10^{-5}^{***} (9.64 \times 10^{-6})$
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.5750*** (0.1700)	0.4750(0.3400)	0.5730(0.4840)	0.3060** (0.1240)	-0.1270(0.2310)	-0.4220(0.3300)
<i>N</i>	1753	1753	1753	1995	1995	1995
<i>R</i> ²	0.7950	0.5640	0.4420	0.7910	0.5430	0.4320

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;括号中为标准误。

3. 解释变量滞后处理

考虑到产业政策从开始实施到发挥作用也存在一定的时滞,可能不会对数字企业全要素生产率的提升起到立竿见影的效果,故将解释变量滞后一期进行再度估计,表7的估计结果同之前依然保持一致。

4. 更换回归估计方法

为保证结果的可靠性,同时在一定程度上缓解内生性问题,本文借鉴宋敏等(2021)的处理方法,采用系统GMM法对加入*TFP*滞后项的动态面板模型进行重新估计。在通过了二阶序列相关检验*AR*(2)与过度识别约束检验(Hansen检验)后,表8的回归结果再次验证了之前结论的稳健性。

表 7 稳健性检验结果(解释变量滞后处理)

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$		$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$
<i>L. Sub</i>	-0.1010(0.0614)	-0.1320(0.1330)	-0.1500(0.2120)	<i>Control</i>	控制	控制	控制
<i>L. TaxP</i>	-0.0950(0.1980)	-0.1690(0.3780)	-0.2540(0.5420)	常数项	0.5130*** (0.1530)	0.2840(0.2940)	0.1870(0.4230)
<i>L. Loan</i>	0.1930** (0.0791)	0.2720** (0.1240)	0.3670** (0.1670)	<i>N</i>	1726	1726	1726
<i>L. Mar</i>	-0.0489* (0.0250)	-0.1080** (0.0446)	-0.1660** (0.0672)	<i>R</i> ²	0.7780	0.5350	0.4160

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著; 括号中为标准误差。

表 8 稳健性检验结果(更换回归估计法)

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	$\ln TFP_lp$	$\ln TFP_op$	$\ln TFP_GMM$		$\ln TFP_lp$	$\ln TFP_op$	$\ln TFP_GMM$
<i>L. lnTFP_lp</i>	0.6820*** (0.0710)			<i>Control</i>	控制	控制	控制
<i>L. lnTFP_op</i>		0.7030*** (0.0511)		<i>Constant</i>	0.0502(0.0737)	-0.0014(0.1180)	0.0049(0.1770)
<i>L. lnTFP_GMM</i>			0.7470*** (0.0380)	<i>AR(1)</i>	-5.3245(0.0000)	-6.4487(0.0000)	-6.9181(0.0000)
<i>Sub</i>	-0.0863(0.1840)	-0.2420(0.2590)	-0.2700(0.3420)	<i>AR(2)</i>	-1.1145(0.2651)	-0.2344(0.8147)	-0.2820(0.9775)
<i>TaxP</i>	-0.0310(0.1700)	-0.0845(0.2960)	-0.1850(0.3830)	<i>Hansen</i>	94.1999(0.2095)	98.0010(0.1408)	97.5078(0.1487)
<i>Loan</i>	0.2350** (0.0917)	0.305** (0.1310)	0.3970** (0.1750)	<i>N</i>	1726	1726	1726
<i>Mar</i>	-0.0055* (0.0030)	-0.0128*** (0.0048)	-0.0166*** (0.0064)				

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著; 括号中为标准误差。

五、机制分析

前文验证了信贷支持和市场准入对数字企业全要素生产率的影响作用,为进一步探索影响政策效力的关键因素,明确两类产业政策的具体作用路径,进而进行机制检验与分析。

根据前文的理论分析,信贷支持能够通过缓解融资约束的方式促进数字企业全要素生产率的提升,而市场准入则会引发数字企业的过度投资从而带来效率损失,故分别从融资约束和信贷支持两个方面,构建中介效应模型分别进行机制检验,模型为

$$Med_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{jt} + Control_{jt} + \mu_j + \mu_r + \mu_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

$$\ln TFP_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{jt} + \beta_2 Med_{jt} + Control_{jt} + \mu_j + \mu_r + \mu_t + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

其中: $Policy_{jt}$ 为产业政策,包括信贷支持 $Loan_{jt}$ 和市场准入 Mar_{jt} ,政府补贴与税收优惠则纳入控制变量当中; Med_{jt} 为中介变量,包括融资约束 FC_{jt} 和过度投资 $Overin_{jt}$,前者采用体现影响因素最为全面的WW指数来衡量(苗苗等,2019),后者借鉴Richardson(2006)的研究,通过构建投资期望模型对数字企业的过度投资进行估计,模型如式(4)所示。

$$Invest_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Grow_{jt-1} + \alpha_2 Lev_{jt-1} + \alpha_3 Cash_{jt-1} + \alpha_4 Age_{jt-1} + \alpha_5 \ln Size_{jt-1} + \alpha_6 Ret_{jt-1} + \alpha_7 Inv_{jt-1} + \mu_j + \mu_r + \mu_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

其中: $Invest_{jt}$ 为数字企业 j 在 t 年的新增投资支出; $Grow_{jt-1}$ 、 Lev_{jt-1} 、 $Cash_{jt-1}$ 、 Age_{jt-1} 、 $\ln Size_{jt-1}$ 、 Ret_{jt-1} 和 Inv_{jt-1} 分别为数字企业 j 在 $t-1$ 年的TobinQ增长率、资产负债率、现金保有量、企业年龄、企业规模的对数值、股票收益率和投资支出; α 为待估系数。以投资期望模型回归后的残差项(仅正值)作为对数字企业过度投资 $Overin_{jt}$ 的衡量。

(一)信贷支持机制-融资约束

表9报告了融资约束中介效应的检验结果:信贷支持显著降低了数字企业的融资约束程度($Loan$ 的系数为-0.0904,10%水平下显著),而融资约束对数字企业全要素生产率有明显的抑制作用,说明中介效应成立,信贷支持通过降低数字企业的融资约束来提高其全要素生产率。 $Sobel$ 检验结果也确保了结论的稳健性(Z 值都在

表 9 机制检验结果(信贷支持机制)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>FC</i>	$\ln TFP_LP$	$\ln TFP_OP$	$\ln TFP_GMM$
<i>Loan</i>	-0.0904* (0.0449)	0.1610*** (0.0546)	0.3010*** (0.0995)	0.4580*** (0.1440)
<i>FC</i>		-0.1320*** (0.0259)	-0.2590*** (0.0378)	-0.3800*** (0.0519)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0370 (0.0588)	0.5430*** (0.1580)	0.4010 (0.3110)	0.4090 (0.4370)
<i>N</i>	1984	1984	1984	1984
<i>R</i> ²	0.6470	0.793	0.5550	0.4470
<i>Sobel</i> 检验(Z 值)		3.5260***	3.2750***	3.2770***

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著; 括号中为标准误差。

1%水平下显著)。数字技术的持续升级和快速迭代决定了数字企业需要不断加大技术创新投入以确保自身竞争优势,而信贷支持所带来融资约束的改善意味着数字企业能够缓解资金不足的问题,并可以轻装上阵,更加聚焦于研发创新,从而更有可能实现技术升级和效率提升。

(二)市场准入机制-过度投资

市场准入机制的检验结果见表10。由结果可知,市场准入加剧了数字企业的过度投资行为(系数为0.0855,10%水平下显著),过度投资对数字企业的全要素生产率起到显著的抑制作用,且Sobel检验均通过,中介效应成立。数字行业具有企业竞争烈度大、技术研发难度高的显著特点,数字企业必须不断探索新领域并提早布局才更有助于应对竞争对手的挑战。市场准入则会提高数字行业的市场竞争强度,激发数字企业的“抢占先机”和“攀比动因”(刘亭立等,2019),加剧企业的过度投资行为,降低资金的配置效率,从而给数字企业带来效率损失。

表10 机制检验结果(市场准入机制)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Overin</i>	<i>lnTFP_LP</i>	<i>lnTFP_OP</i>	<i>lnTFP_GMM</i>
<i>Mar</i>	0.0855* (0.0452)	-0.00119 (0.0183)	-0.0087 (0.0421)	-0.0163 (0.0661)
<i>Overin</i>		-0.0715** (0.0287)	-0.1080** (0.0486)	-0.1270* (0.0710)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0601 (0.3170)	0.2900** (0.1040)	-0.1160 (0.2370)	-0.4100 (0.3670)
<i>N</i>	523	523	523	523
<i>R</i> ²	0.1480	0.8030	0.5980	0.5160
Sobel检验(<i>Z</i> 值)		-2.0140**	-2.0100**	-1.9590**

注:*,**,***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;括号中为标准误。

六、结论与建议

本文基于手工收集的2007—2020年中国数字行业上市企业的相关数据,采用三种方法对数字企业的全要素生产率进行测算,实证检验了政府补贴、税收优惠、信贷支持和市场准入四类产业政策对数字企业全要素生产率的作用效果,并进行基于企业产权、规模和生命周期的异质性分析,最后进行机制检验。研究发现:①四类产业政策中,信贷支持显著促进了数字企业全要素生产率的提升,市场准入则起到显著的负向作用,政府补贴和税收优惠对数字企业全要素生产率的增长无明显效果。②产业政策对数字企业全要素生产率的影响存在显著的异质性,具体表现为产业政策对国有数字企业的全要素生产率无显著影响,对非国有数字企业的作用情况与全样本保持一致;信贷支持显著促进了成长期数字企业全要素生产率的提升,市场准入则对成熟期数字企业的全要素生产率起到显著的抑制作用;信贷支持对于中小数字企业全要素生产率的提升作用明显,市场准入对大企业的负向影响更为显著。③机制检验结果表明,信贷支持通过缓解数字企业的融资约束来提高其全要素生产率,市场准入加剧了数字企业的过度投资从而对其全要素生产率带来负向影响。因此,为更好地发挥产业政策对数字企业的促进作用,尽可能提高数字企业的全要素生产率,本文提出如下政策建议:

(1)加大对数字行业的信贷支持力度,把握好政策工具的实施方向和重点。由于信贷支持政策显著促进了数字企业全要素生产率的提升,因而针对数字行业应更为重视与信贷优惠相关的政策设计,发挥好信贷支持对数字企业的效率提升作用。要以激励创新作为政策出发点,加强对创新型数字企业的支持力度,鼓励企业通过研发创新实现全要素生产率提升,降低创新性不足的数字企业优惠信贷可得性。要提高信贷支持政策的针对性和精准度,进一步加大对非国有数字企业的支持力度,重点扶持处于初创期、规模较小和创新性强的数字企业。考虑到此类企业一般具有高风险特征,银行信贷可得性较差,政府可酌情适度给予政策性担保支持,增加企业获得商业性信贷的机会。还应进一步优化对国有数字企业信贷支持的力度和方式,合理施用有限的政策资源,引导和激励国有企业加强技术研发和创新投入,增大国有数字企业借助创新提高全要素生产率的内生动力。

(2)调节数字行业竞争烈度,健全公平竞争制度规则。针对过度竞争对数字企业所带来的效率损失问题,应当进一步强化对数字行业的市场规制,通过规则健全和制度完善对过度和无序竞争行为进行监管调节。要健全市场准入制度,将提升数字企业供给质量与规范行业入场秩序相结合,逐步建立各类数字行业的准入标准,限制产品和服务不合规、不达标企业进入市场运行,引导数字企业提供安全、便利、优质和规范的数字产品及服务。完善数字经济公平竞争监管制度,构建全链条全流程全领域监管框架,明确反不公平竞争的判别标准,强化对行业头部企业的市场监管,推动形成自由公平竞争的市场秩序。进一步健全数字竞

争规则,为数字企业提供清晰明确的规则指引,依法依规管控企业过度竞争、损害竞争的市场行为,努力构建有序、有度、有活力的市场竞争环境。

(3)多措并举优化政策实施方式,提高产业政策作用效力。鉴于政府补贴和税收优惠目前未能有效提升数字企业的全要素生产率,因此要进一步增强政策设计的科学性、政策覆盖的精准性和政策使用的合理性,努力实现制定政策的预期目标。要进一步厘清不同数字行业的主要特点,进而实施差异化的产业政策,提升政策的针对性和灵活性。要提高政府对数字企业的资质认证能力,加强对申请产业政策支持企业的资质审核,对创新意愿强、发展潜力大和行业前景好的数字企业进行有效甄别,尽可能保证“好钢用在刀刃上”。要健全补贴资金使用监督机制,确保获补数字企业资金使用合理合规,提升补贴资金的作用效力。还应进一步完善如研发费用加计扣除等税收优惠政策的设计,优化申请审批流程,提升政策实施效率,合理加大对初创期数字企业的政策倾斜。

参考文献

- [1] 陈熙,朱玉杰,2021.融资融券对企业全要素生产率影响的研究——来自我国上市公司的实证研究[J].技术经济,40(8):41-50.
- [2] 陈小亮,陈彦斌,2019.发展人工智能的产业政策存在的问题与调整思路[J].人文杂志,(11):25-32.
- [3] 陈晓红,李杨扬,宋丽洁,等,2022.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,38(2):208-224,13-16.
- [4] 陈雄辉,楚鹏飞,罗晓晴等,2020.科技政策对企业创新的作用机制研究——以广东省为例的实证分析[J].技术经济,39(12):61-68.
- [5] 陈志斌,王诗雨,2015.产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量[J].中国工业经济,(3):96-108.
- [6] 邓峰,杨国歌,2021.固定资产加速折旧政策对数字企业创新效率的影响[J].中南大学学报(社会科学版),27(5):106-118.
- [7] 邓峰,杨国歌,任转转,2021.R&D补贴与数字企业技术创新——基于数字经济产业的检验证据[J].产业经济研究,(4):27-41.
- [8] 董鸿源,袁潮清,2023.产业政策对光伏企业创新绩效的影响研究——基于区域创新体系的调节作用[J].技术经济,42(6):36-46.
- [9] 高艮彤,田启波,孟霏,2022.政府创新资助对战略性新兴产业创新投资的影响——基于产品市场竞争的调节作用[J].学习与探索,(7):120-129.
- [10] 郭克莎,2019.中国产业结构调整升级趋势与“十四五”时期政策思路[J].中国工业经济,(7):24-41.
- [11] 韩宝山,李夏,2022.税收减免提高企业创新活力了吗?——基于融资约束视角的检验[J].经济学动态,(3):88-107.
- [12] 贺炎林,张杨,尹志超,2022.如何提高政府补贴和税收优惠促进技术创新的有效性——来自中国A股上市公司的证据[J].技术经济,41(9):10-23.
- [13] 黄华,姚祖婵,连智华,2022.数字经济产业政策环境对创新行为的影响研究——基于自我效能的视角[J].经济与管理,36(6):84-90.
- [14] 荆文君,孙宝文,2019.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,(2):66-73.
- [15] 孔东民,刘莎莎,王亚男,2013.市场竞争、产权与政府补贴[J].经济研究,48(2):55-67.
- [16] 黎文靖,李耀淘,2014.产业政策激励了公司投资吗[J].中国工业经济,(5):122-134.
- [17] 黎文靖,郑曼妮,2016.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,51(4):60-73.
- [18] 李骏,刘洪伟,万君宝,2017.产业政策对全要素生产率的影响研究——基于竞争性与公平性视角[J].产业经济研究,(4):115-126.
- [19] 李文鹏,戴良平,郭本海,等,2021.后补贴时代复合牵引机制下新能源汽车上下游企业合作创新博弈分析[J].软科学,35(1):81-88.
- [20] 林毅夫,刘明兴,章奇,2004.政策性负担与企业的预算软约束:来自中国的实证研究[J].管理世界,21(8):81-89,127-156.
- [21] 刘瑞明,2011.金融压抑、所有制歧视与增长拖累——国有企业效率损失再考察[J].经济学(季刊),10(2):603-618.
- [22] 刘亭立,蔡娇娇,杨松令,2019.市场竞争会驱动过度投资吗?——基于战略性新兴产业的经验证据[J].管理评论,31(12):219-232.
- [23] 柳光强,2016.税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析——基于信息不对称理论视角的实证研究[J].管理世界,33(10):62-71.

- [24] 鲁晓东, 连玉君, 2012. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007[J]. 经济学(季刊), 11(2): 541-558.
- [25] 马光荣, 刘明, 杨恩艳, 2014. 银行授信、信贷紧缩与企业研发[J]. 金融研究, (7): 76-93.
- [26] 苗苗, 苏远东, 朱曦, 等, 2019. 环境规制对企业技术创新的影响——基于融资约束的中介效应检验[J]. 软科学, 33(12): 100-107.
- [27] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等, 2018. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, (8): 42-59.
- [28] 秦文晋, 刘鑫鹏, 2022. 网络基础设施建设对数字经济发展的影响研究-基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 经济问题探索, (3): 15-30.
- [29] 宋敏, 周鹏, 司海涛, 2021. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, (4): 138-155.
- [30] 王宏伟, 朱雪婷, 李平, 2022. 政府补贴对光伏产业创新的影响[J]. 经济管理, 44(2): 57-72.
- [31] 王孝松, 张瑜, 2021. 企业规模与创新效率——基于中国高技术产业的经验分析[J]. 吉林大学社会科学学报, 61(3): 129-141, 236-237.
- [32] 余明桂, 范蕊, 钟慧洁, 2016. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, (12): 5-22.
- [33] 余长林, 杨国歌, 杜明月, 2021. 产业政策与中国数字经济行业技术创新[J]. 统计研究, 38(1): 51-64.
- [34] 章琳一, 张洪辉, 2015. 市场竞争与过度投资的关系研究: 基于战略性投资视角[J]. 产业经济研究, (2): 58-67.
- [35] 郑宝红, 张兆国, 2018. 企业所得税率降低会影响全要素生产率吗? ——来自我国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, (5): 13-20.
- [36] 郑世林, 崔欣, 姚守宇, 等, 2023. 目标驱动创新: 来自地方政府工作报告的微观证据[J]. 世界经济, 46(8): 55-79.
- [37] 周文斌, 后青松, 2021. 创业投资税收优惠政策与创投企业资金流向[J]. 税务研究, (7): 44-51.
- [38] 周晓阳, 李长长, 刘莹, 等, 2022. 工业互联网平台、开发商与企业的三方协作演化策略——兼论政府补贴和收益共享的作用[J/OL]. 中国管理科学: 1-14. [2023-09-13]. DOI: 10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2021.2558.
- [39] AGHION P, JING C, DEWATRIPONT M, et al, 2015. Industrial policy and competition[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 7(4): 1-32.
- [40] HOWELL A, 2017. Picking ‘winners’ in China: Do subsidies matter for indigenous innovation and firm productivity?[J]. China Economic Review, 44: 154-165.
- [41] LI L, CHEN J, GAO H, et al, 2019. The certification effect of government R&D subsidies on innovative entrepreneurial firms’ access to bank finance: Evidence from China[J]. Small Business Economics, 52(1): 241-259.
- [42] REGO S O, WILSON R, 2012. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness[J]. Journal of Accounting Re-search, 50(3): 775-810.
- [43] RICCARDO F, MARKUS P, MARTIN K, et al, 2023. Are public subsidies effective for university spinoffs? Evidence from SBIR awards in the university of California system[J]. Research Policy, 52(1): 104662.
- [44] RICHARDSON S, 2006. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 11: 159-189.
- [45] WANG X, YUAN L, TIAN LW, et al, 2023. Government digital initiatives and firm digital innovation: Evidence from China[J]. Technovation, 119: 102545.

Have Industrial Policies Improved the Total Factor Productivity of Digital Enterprises?

Li Ping^{1,2}, Li Tongzhou³, Dong Kang⁴

(1. Institute of Quantitative Economics and Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. Research and Consulting Center of Project Evaluation and Strategic Planning, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

3. School of Business, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

4. Institute of Economics, Sichuan Academy of Social Sciences, Chengdu 610072, China)

Abstract: Improving the total factor productivity of digital enterprises is a necessary way to promote high-quality development of the digital economy, and the effective use of industrial policies will play an important role in promoting this process. Panel data of listed companies in China's digital industry from 2007 to 2020 was used to empirically test the impact of four types of industrial policies: government subsidies, tax incentives, credit support, and market access on the total factor productivity of digital enterprises. Research has found that credit support significantly promotes the improvement of total factor productivity of digital enterprises, while market access has a significant negative effect. Government subsidies and tax incentives have no significant effect on the growth of total factor productivity of digital enterprises. The conclusions remain stable after a series of robustness tests. The results of heterogeneity and mechanism testing indicate that industrial policies have heterogeneity effects on the total factor productivity of digital enterprises in terms of property rights, enterprise size, and enterprise lifecycle. Credit support and market access respectively affect the total factor productivity of digital enterprises by alleviating financing constraints and intensifying excessive investment. The research conclusions have certain enlightening significance for the government to formulate more precise and effective industrial policies.

Keywords: industrial policy; digital enterprise; total factor productivity; financing constraints; overinvestment