

DOI: 10.19361/j.er.2024.05.02

数字经济、要素市场化与企业创新效率

金环 于立宏 徐远彬*

摘要: 本文利用中国独特微观企业创新调查数据,基于半参数估计等方法测算规模以上制造业企业的创新效率,在克服内生性基础上,检验数字经济发展对企业创新效率的影响及机制。研究发现,数字经济发展通过推动要素市场合理化、高级化和一体化,促进企业创新效率提升,这些效应在不同市场化水平和电子政务水平的分位区间内,表现出显著的异质性。具体地,在高市场化-高政务化和低市场化-高政务化区间,数字经济发展促进企业创新效率提升;在低市场化-低政务化区间,数字经济发展抑制企业创新效率提升;在高市场化-低政务化区间,数字经济发展对企业创新效率影响不显著。此外,数字经济发展对企业创新效率的影响会因企业内部人才结构、行业内部竞争引发的创新差距以及地区网络效应呈现明显的样本差异性。本文从效率提升视角揭示了数字经济在微观领域的创新效应,为推动制造业高质量创新提供参考。

关键词: 数字经济;创新效率;要素市场化;数字政府

中图分类号: F062.9;F124.3

一、引言

依靠劳动、土地等要素低成本优势的赶超战略,一方面助力中国经济实现快速增长,另一方面也导致要素市场扭曲(Midrigan and Xu, 2014; 倪婷婷、王跃堂, 2022)。要素市场扭曲不仅导致资源错配,也是阻碍国内高技术产业创新效率提升的重要因素之一(戴魁早、刘友金, 2016)。国家统计局发布的《中华人民共和国 2023 年国民经济和社会发展统计公报》显示,2023 年我国研究与试验发展(R&D)经费投入达 33 278 亿元。然而高创新投入并未产生高质量的创新产出,在诸多前沿领域的“卡脖子”技术上,中国与发达国家尚有差距。党的二十大报告提出,要构建全国统一大市场,深化要素市场化改革,建设高标准市场体系。深化

* 金环,南京邮电大学经济学院,邮政编码:210023,电子信箱:kimfuping@sina.com;于立宏,华东理工大学商学院,邮政编码:200237,电子信箱:ylhcumt@vip.sina.com;徐远彬(通讯作者),江西财经大学应用经济学院(数字经济学院),邮政编码:330013,电子信箱:yuanbin_xu@163.com。

本文获国家自然科学基金重大招标项目“数据要素驱动经济增长的理论 with 政策研究”(23&ZD073)、国家自然科学基金重点项目“逆全球化时代中国战略性新兴产业供应链重塑研究”(21AZD110)、江西省社会科学基金项目“江西加快传统制造业智能化升级路径研究”(23ZXQH08)、江苏高校哲学社会科学研究一般项目“数字经济驱动新质生产力的机制与路径研究”(2024SJYB0116)、南京邮电大学人文社会科学研究基金项目“数字技术创新驱动企业高质量发展的影响机理与政策优化研究”(NYY223029)的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的建设性意见,当然文责自负。

要素市场化改革,提高要素配置效率,是建设全国统一大市场的必然要求,也是推动企业创新效率提升的重要途径。在国内创新资源有限的硬约束条件下,如何稳步推进要素市场化、推动企业创新效率提升,对建设创新型国家、实现产业链供应链自主可控具有重要意义。

近年来,以互联网、大数据、云计算、人工智能为代表的新一代信息技术迅速发展,在实现经济集约增长和推动传统产业数字化转型方面优势凸显。中国信息通信研究院发布《中国数字经济发展研究报告(2023年)》显示,2022年中国数字经济规模达到50.2万亿元,占GDP比重为41.5%,数字经济作为宏观经济“加速器”和“稳定剂”的作用愈发凸显。数字经济发展为企业创新效率提升提供新的契机。数字经济高渗透性和扁平化的网络特征有助于将分散的要素资源加以整合,从而有效缓解信息不对称难题,降低创新活动成本(李治国、王杰,2021)。同时,互联网等信息技术应用打破了地理空间限制,有利于区域间创新要素流动,为知识与信息在空间范围传播提供新路径,从而助推区域创新效率提升(韩先锋等,2019)。但遗憾的是,鲜有研究基于微观视角揭示数字经济发展对企业创新效率的影响及内在机制。

与本文密切相关的文献有两支。第一支文献聚焦互联网发展对创新效率的影响,并一致认为互联网发展有利于促进创新效率提升。韩先锋等(2019)基于中国省级面板数据,证实互联网通过加速人力资本积累、金融发展和产业升级三条路径促进区域创新效率提升,且互联网对创新效率的影响呈“边际效应递增”的非线性特征。汪芳和石鑫(2021)基于制造业行业细分数据发现,互联网对竞争程度较高行业的企业会产生“逃离竞争效应”,促进创新效率提升;对竞争程度较低行业的企业会产生“熊彼特效应”,抑制创新效率提升。第二支文献则直接考察数字经济的创新效应。基于数字鸿沟视角,韩璐等(2021)认为数字经济发展会拉大城市间创新差距,数字经济的创新赋能作用随城市创新水平的提升而增加。基于空间溢出视角,金环和于立宏(2021)却发现数字经济发展能够产生正向溢出效应,有利于缩小区域创新差距,实现区域创新收敛。此外,谢文栋(2022)借助“宽带中国”战略构建准自然试验,发现数字经济发展通过加速信息化、集聚科技人才等途径提升城市创新水平,这进一步丰富了数字新基建的创新赋能研究。

综上,现有研究对互联网和数字经济的创新效应展开丰富论述,但较少有文献专门考察数字经济发展对企业创新效率的影响。本文试图以此为切入点,可能的边际贡献有三个方面:第一,基于Hsieh和Klenow(2009)的理论框架,将数据作为一种赋能型要素纳入柯布-道格拉斯生产函数,构建一般均衡模型拓宽数字经济发展对企业创新效率影响的研究框架;第二,基于半参数估计、倒推法估计,测算中国规模以上制造业企业创新效率,从效率提升视角检验数字经济发展对企业创新的影响,丰富了数字经济的创新效应研究;第三,结合“有效市场”与“有为政府”,将样本分为“HH”型、“LL”型、“LH”型以及“HL”型四个区间,并发现在高市场化-高政务化的“HH”型区间,政府干预理论与自由市场理论能共同发挥作用,促进企业创新效率提升,从而为新结构经济学理论指导中国创新发展实践提供相应启示和参考。

二、理论分析与研究假说

(一)理论模型构建

1.企业生产函数

数据作为数字经济的重要组成部分,在数字经济发展中扮演关键角色。为将数字经济

发展与企业创新效率的关系模型化,本文基于 Shapiro 和 Mandelman(2021)的思想,以数据要素表征数字经济发展对企业生产的影响。数字经济时代,数据成为新的生产要素,在提升微观企业运行效率、支撑宏观经济高质量发展中发挥重要作用(蔡跃洲、马文君,2021)。遵循 Hsieh 和 Klenow(2009)的假设,将代表性企业 i 的生产函数设定为:

$$Y_i = A_i (DK)_i^\alpha (DL)_i^\beta \quad (1)$$

(1)式中: $(DK)_i$ 和 $(DL)_i$ 分别表示资本和劳动赋能型要素。 α 和 β 分别表示资本和劳动赋能型要素的产出贡献率,假定规模报酬不变。 Y_i 表示企业创新产出, A_i 表示企业创新效率,反映除劳动、资本劳动赋能型要素外其他要素对企业创新产出的影响,为将其与传统生产函数中的技术进步区分开,下文统一采用 eff_i 表示企业创新效率。数据能够与传统要素相结合,赋能传统要素效率提升,当与生产资料分离时,数据只是以比特形式存在的可能生产要素,要成为现实生产要素,数据应与劳动、资本等传统要素相结合(谢康等,2020)。数字经济发展能够加速数据对传统生产要素赋能,根据(1)式可以将 A_i 重新定义为:

$$eff_i = A_i = Y_i / [(DK)_i^\alpha (DL)_i^\beta] \quad (2)$$

2. 企业利润函数

在中国市场化改革进程中,要素市场长期存在市场分割和价格扭曲,导致资源配置效率低下。以 τ_i ($0 < \tau_i < 1$) 表示要素市场扭曲程度, τ_i 越大,意味着扭曲程度越高。当要素市场存在价格扭曲,企业利润函数可以表示为:

$$\pi_i = [1 + \tau_i(DE)] p_i Y_i - r_i (DK)_i - w_i (DL)_i \quad (3)$$

(3)式中: p_i 表示产品价格, r_i 和 w_i 分别为市场均衡条件下单位资本赋能型要素和单位劳动赋能型要素的价格, DE 表示本地数字经济发展水平。数字经济发展有助于促进生产要素跨地域、跨时空流动和传播,从而降低区域间要素供给和需求对最优配置水平的偏离程度,缓解要素配置扭曲(李治国、王杰,2021),即 $\tau'(DE) < 0$ 。

3. 消费者需求函数

假定消费者效用函数为 CES 函数形式^①,设定市场出清时,消费者从市场中购买单位产品获得的效用为:

$$U(Y_i) = \left[\int_0^n Y_i^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (4)$$

(4)式中: $U(Y_i)$ 表示消费者效用, σ 表示产品替代弹性,假定产品富有弹性。 n 表示企业数量,为求解效用最大化问题,假设 E 表示消费者对所有产品的总支出, $p_i Y_i$ 表示消费者对代表性企业 i 的产品支出。依据消费者效用函数和总支出,消费者效用最大化问题可以表示成:

$$\max U(Y_i) = \max \left[\int_0^n Y_i^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (5)$$

$$s.t. \int_0^n p_i Y_i di \leq E \quad (6)$$

①此处并没有将数据要素纳入消费者需求函数,前提是假设数据要素对消费影响不大,原因在于数据作为新的要素更多是从生产端影响企业创新效率,而通过引起价格变化的消费端对企业创新效率的影响不如生产端效果明显,这与 Shapiro 和 Mandelman(2021)从家庭部门引入信息与通信技术(Information and Communications Technology, ICT)资本考察数字化应用对劳动力市场冲击的影响时所提出的假设有所区别(感谢匿名审稿人提出的意见)。

构建拉格朗日函数,并对创新产出求一阶偏导,可以得到市场出清条件下,消费者效用最大化的最优产出为:

$$Y_i = E p_i^{-\sigma} / P^{1-\sigma} = Y_i(E, p_i, P) \quad (7)$$

(7)式中: E 为预算约束上限, P 表示总价格指数。(7)式表示消费者对代表性企业*i*的创新产出需求量由消费者总支出、产品价格以及加总价格指数共同决定。

4. 企业创新抉择

基于效用最大化的消费需求函数,并结合(3)式,可得企业利润最大化函数为:

$$\max \pi_i = (1 + \tau_i(DE)) p_i Y_i - r_i (DK)_i - w_i (DL)_i \quad (8)$$

$$s.t. Y_i = E p_i^{-\sigma} / P^{1-\sigma} \quad (9)$$

为简便起见,假设企业生产过程中固定成本为常数 C_0 ,此时利润最大化函数可以改写为:

$$\max \pi_i = (1 + \tau_i(DE)) p_i Y_i - MC_i Y_i - C_0 \quad (10)$$

将(7)式代入(10)式并对产品价格 p_i 求一阶导数,可得:

$$p_i = \frac{MC_i \sigma}{(\sigma - 1) [1 + \tau_i(DE)]} \quad (11)$$

由(11)式可以看出,产品价格 p_i 是其边际成本 MC_i 的函数,同时,产品价格也受要素市场扭曲 $\tau_i(DE)$ 的影响。根据对偶性原则,使用既定产出(Y_0)下成本最小化的思路构建拉格朗日生产函数:

$$L = r_i (DK)_i + w_i (DL)_i - \lambda [eff_i (DK)_i^\alpha (DL)_i^\beta - Y_0] \quad (12)$$

对(12)式中的 $(DK)_i$ 、 $(DL)_i$ 分别求一阶导数,可得成本最小化约束下资本赋能型要素和劳动赋能型要素的最优投入量为:

$$(DK)_i = \left(\frac{\alpha}{\beta} \frac{w_i}{r_i} \right)^{\beta/(\alpha+\beta)} \left(\frac{Y_0}{eff_i} \right)^{1/(\alpha+\beta)} \quad (13)$$

$$(DL)_i = \left(\frac{\beta}{\alpha} \frac{r_i}{w_i} \right)^{\alpha/(\alpha+\beta)} \left(\frac{Y_0}{eff_i} \right)^{1/(\alpha+\beta)} \quad (14)$$

(13)式和(14)式分别刻画了既定产出下成本最小化时资本赋能型要素和劳动赋能型要素最优投入组合,也反映资本和劳动赋能型要素投入数量受到企业创新效率 eff_i 影响。在产出不变条件下,如果企业创新效率 eff_i 提高,则资本赋能型要素和劳动赋能型要素投入均会下降。进一步,将 $(DK)_i$ 和 $(DL)_i$ 代入总成本函数,可得:

$$TC_i = \left[\left(\frac{\alpha}{\beta} \right)^{\beta/(\alpha+\beta)} + \left(\frac{\beta}{\alpha} \right)^{\alpha/(\alpha+\beta)} \right] w_i^{\beta/(\alpha+\beta)} r_i^{\alpha/(\alpha+\beta)} \left(\frac{Y_0}{eff_i} \right)^{1/(\alpha+\beta)} \quad (15)$$

(15)式表明,企业生产过程中总成本是企业创新效率、资本利率、劳动工资率以及资本和劳动产出贡献率等因素的函数。在规模报酬不变前提下,对产出求一阶偏导,可得边际成本 MC_i 为:

$$MC_i = \left[\left(\frac{\alpha}{\beta} \right)^\beta + \left(\frac{\beta}{\alpha} \right)^\alpha \right] \frac{w_i^\beta r_i^\alpha}{eff_i} \quad (16)$$

由(16)式可知,企业创新效率越高,边际成本 MC_i 越低,符合理论预期。将企业边际成本函数代入(11)式,可得企业*i*利润最大化时的最优价格为:

$$p_i = \left[\left(\frac{\alpha}{\beta} \right)^\beta + \left(\frac{\beta}{\alpha} \right)^\alpha \right] \frac{w_i^\beta r_i^\alpha \sigma}{\text{eff}_i (\sigma-1) [1+\tau_i(DE)]} \quad (17)$$

从(17)式可以看出,最优产品价格 p_i 是企业创新效率、要素市场扭曲等因素的函数,将等式两边同时乘以创新效率 eff_i 并移项,可得:

$$\text{eff}_i = \left[\left(\frac{\alpha}{\beta} \right)^\beta + \left(\frac{\beta}{\alpha} \right)^\alpha \right] \frac{w_i^\beta r_i^\alpha \sigma}{p_i (\sigma-1) [1+\tau_i(DE)]} \quad (18)$$

根据前文假定 $\alpha>0, \beta>0$,资本赋能型要素的价格 r_i 和劳动赋能型要素的价格 w_i 均为正数;数字经济发展有利于改善要素市场扭曲,即 $\tau'(DE)<0$,且 $\sigma>1$,则企业创新效率 eff_i 取决于要素市场扭曲 τ_i , (18)式两边对 DE 求一阶偏导,可得 $\partial \text{eff}_i / \partial DE > 0$,基于以上分析,提出有待检验的理论假说1:

假说1:数字经济发展有利于促进企业创新效率提升。

(二) 作用机制梳理

上述理论演绎发现,数字经济发展与企业创新效率提升呈明显的正向关系,但其暗含了一条潜在假设,即数字经济发展能够改善要素市场扭曲。本文认为数字经济发展通过推动要素市场合理化、高级化和一体化三条路径改善要素市场扭曲,促进企业创新效率提升。

首先,数字经济发展有利于推动要素市场合理化。所谓要素市场合理化,是指要素市场中各种生产要素之间相互协调、配置合理。数字技术应用突破了地域和时间限制,有助于降低区域间要素供给和需求对最优配置水平的偏离程度,缓解要素市场信息不对称(白俊红等,2022)。数字技术所独有的高渗透性特征能够增强要素流通过程的透明化,改善生产要素配置扭曲(李治国、王杰,2021),而源于要素市场扭曲带来的资源错配是导致国内高技术产业创新效率损失的重要原因(戴魁早、刘友金,2016)。伴随数字经济发展,要素供给者和需求者可以借助数字平台、大数据分析以及云计算服务等信息技术及时获取供需信息,一定程度上打破了生产要素供需之间的信息壁垒,不仅有利于节约交易时间、降低交易成本,而且拓宽了生产要素和资源配置广度,改善要素配置扭曲(白俊红等,2022)。

其次,数字经济发展有利于推动要素市场高级化。所谓要素市场高级化,是指要素市场结构由简单到复杂、由低级到高级的转换、提升过程。数字经济主要通过提升资本和劳动要素的配置效率,推动要素市场高级化。一方面,对于资本要素,依托网上银行、支付宝等虚拟平台,用户和商家能够实时进行理财和融资,从而减少资本流动的中间环节,降低资本流动成本,消除跨地区、跨行业流动障碍,提高资本要素配置效率(白俊红等,2022)。另一方面,对于劳动要素,远程办公、虚拟教室、线上医疗等新兴智能产业不断涌现,使得传统劳动要素在不改变工作单位和地点的情况下,就可以参与跨时空的生产、交换和分配。用户只需要通过微信、Zoom、钉钉以及腾讯会议等网络平台,便可随时随地开展视频会议、业务交流和线上办公。以数字网络化形式呈现的工作方式,不仅在面临公共突发事件时大放异彩,加速企业复产复工、劳动力就业,而且还能有效缓解劳动市场上的信息不对称(金环、于立宏,2021),实现劳动要素配置效率提升。

最后,数字经济发展有利于推动要素市场一体化。所谓要素市场一体化,是指资本、劳动等传统生产要素能够实现跨地区自由流动,并逐步走向统一的状态和趋势。在中国市场化改革进程中,要素市场化进程滞后于产品市场化进程,导致要素市场存在不同程度的市场分割(张杰等,2011),而数字经济的发展有助于降低市场分割,促进要素市场一体化。一方

面,数字经济发展能弱化地理距离在要素市场中的壁垒作用,形成覆盖全国范围的数字平台。数字平台能够将分散资源整合起来,打破区域间要素市场分割,促进要素市场一体化。另一方面,数字经济发展在一定程度上打破地方保护形成的市场分割格局。数字网络形成的虚拟平台简化市场交易流程,使得市场交易运作方式更加明晰,一定程度上减轻地方保护主义和行政壁垒等人为干扰(白俊红等,2022),从而有助于完善统一开放、竞争有序的市场交易规则,促进生产要素在区域间自由流动。基于以上分析,提出有待检验的理论假说2:

假说2:数字经济发展通过推动要素市场合理化、高级化和一体化三条路径,促进企业创新效率提升。

三、模型设定、变量选取与数据说明

(一) 模型设定

为检验数字经济发展对企业创新效率的影响,本文构建如下计量模型:

$$eff_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1 score_{ct} + X' \eta + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (19)$$

(19)式中:下标*i*、*c*和*t*分别代表企业、城市 and 年份。 eff_{ict} 表示*c*城市内企业*i*在年份*t*时期的创新效率, $score_{ct}$ 表示*c*城市在年份*t*时期的数字经济发展水平。系数 γ_1 是重点关注对象,若 γ_1 显著为正,表明数字经济发展有利于促进企业创新效率提升。这一模型设定一定程度上能够弱化反向因果带来的内生性问题。 X 为城市和企业层面的一系列控制变量, λ_i 表示个体固定效应, μ_t 表示时间固定效应, ε_{ict} 表示随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

企业创新效率是被解释变量。本文参照Olley和Pakes(1996)的半参数OP法,同时结合Akerberg等(2015)提出的ACF法对OP法进行修正,测算了规模以上制造业企业的创新效率。其中,创新产出变量($\ln Y$)采用企业专利申请量加1取对数衡量。创新投入变量中研发人员投入($\ln L$)采用企业科技活动人员合计取对数衡量。研发资本投入($\ln K$)采用永续盘存法 $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}$ 估计,其中 I_{it} 表示企业*i*在第*t*年的研发投资水平, $I_{it} = RD_{it}/P_{it}$, RD_{it} 表示企业投入的研发经费支出,采用企业内部用于科技活动的经费支出与委托外单位开展科技活动的经费支出之和衡量, P_{it} 表示以2010年为基期的第*t*年各省份消费者价格指数, δ 设定为15%,表示研发资本折旧率。

参照鲁晓东和连玉君(2012)的做法,本文在模型中增加了企业年龄(age)、企业是否出口(EX)、进入退出($exit$)以及年份(y_dum)、行业(h_dum)和地区(p_dum)虚拟变量。最后,将 $\ln L$ 、 y_dum 、 h_dum 、 p_dum 作为自由变量, $\ln K$ 和 age 作为状态变量, $\ln I$ 作为代理变量。基于上述指标,本文分别估计出企业创新效率(eff_op)和经ACF法调整后的企业创新效率(eff_acf)。

鉴于专利申请量存在一定比例的空值,参照Qiu和Yu(2020)的做法,基于倒推法估算企业创新效率,设定如下模型:

$$\ln RD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 patent_{it} + \alpha_2 newincome_{it} + \alpha_3 article_{it} + \alpha_4 trademark_{it} + \alpha_5 standard_{it} + y_t + f_i + eff_cx_{it} \quad (20)$$

(20)式中: $patent$ 表示企业专利申请, $newincome$ 表示企业新产品产值、 $article$ 表示企业发表的科技论文数, $trademark$ 表示企业拥有的注册商标数, $standard$ 表示形成国家或行业的标准

数,上述变量全部采用加1取对数形式衡量。 y_i 和 f_i 表示年份与个体固定效应,残差项 eff_cx 即为企业创新效率,数值越小,表明企业创新效率越高。

2.核心解释变量

目前,多数文献基于省级层面测算数字经济发展水平,少数文献从互联网发展和数字普惠金融等方面对城市数字经济发展水平进行测度(赵涛等,2020),而这类测度方式并不能有效契合数字经济发展内涵。基于 Bukht 和 Heeks(2018)对数字经济内涵界定,本文采用熵值法赋权,从数字基建、数字环境、数字产业化和产业数字化四方面测度城市数字经济发展水平(score)^①。

3.控制变量

借鉴李治国和王杰(2021)、韦庄禹(2022),控制变量主要包括企业规模、企业年龄、资产负债率、资产收益率等企业基本特征和财务状况指标,以及经济发展水平、产业结构、人力资本、政府对科技创新的支持力度、劳动生产率、城镇化率等宏观因素。为消除极端值对回归结果的干扰,本文对所有连续变量进行了上下1%缩尾处理。

主要变量定义及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量定义及描述性统计

变量符号	变量名称	变量定义	样本量	平均值	标准差
eff_op	创新效率	OP法测算	146 464	0.06	1.08
eff_acf	创新效率	ACF法测算	146 464	0.69	1.08
eff_cx	创新效率	OLS法测算	121 664	8.30	0.27
$score$	数字经济发展水平	熵值法构建综合指标	204 921	0.08	0.05
$scale$	企业规模	$\ln(\text{工业总产值})$	204 914	11.99	1.30
age	企业年龄	$\ln(\text{观测年}-\text{开业年}+1)$	204 921	2.35	0.60
lev	资产负债率	总负债/总资产	204 921	0.53	0.23
roa	资产收益率	营业利润/总资产	204 694	0.13	0.20
$rgdp$	经济发展水平	$\ln(\text{人均实际GDP})$	204 921	11.21	0.70
$human$	人力资本	高校在校人数/总人口(%)	204 648	2.87	2.64
lp	劳动生产率	$\ln(\text{工业总产值}/\text{总就业人数})$	203 450	12.74	0.50
$upgrade$	产业结构	第三产产值/第二产产值	204 733	0.93	0.56
$urban$	城镇化率	总人口/行政区面积(万人/ km^2)	204 921	0.08	0.07
$science$	政府对科技创新的支持力度	科技支出/预算总支出	204 921	0.03	0.02

(三)数据说明

本文使用的数据主要来源于三大类:(1)企业私人性质的科技活动经费支出,高、中级技术职称人员数量,研究生(硕士、博士)学历人数等信息来源于2011—2014年全国创新调查企业数据库,该数据库详细提供了规模以上工业企业科技创新活动信息,是目前研究中国微观企业创新活动最全面的数据库之一。(2)公司基本特征和财务指标来源于2011—2014年中国工业企业数据库,通过组织机构代码和企业名称对中国工业企业数据库与全国创新调查企业数据库进行一对一匹配,得到229 651条非平衡面板样本。最后,在匹配样本基础上剔除缺少工业总产值、产品销售收入以及行业代码不明晰的企业;剔除工业销售产值、资产

^①因篇幅限制,数字经济的指标体系构建留存备案。

总额、固定资产净值等缺失或小于0的样本;剔除总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值、累计折旧小于当期折旧等不符合会计准则的样本;剔除出口额小于0以及成立时间无效的样本企业,并选择制造业企业作为重点研究对象。(3)城市层面的控制变量数据来源于《中国城市统计年鉴》。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果分析

表2报告了基准回归估计结果。第(1)列是以OP法测算的企业创新效率作为被解释变量,第(2)列是以ACF法测算的企业创新效率作为被解释变量,第(3)列是基于倒推法测算的企业创新效率作为被解释变量。在控制个体和时间固定效应后,第(1)、(2)列中核心变量score的系数均在5%水平下显著为正,说明数字经济发展能够显著促进企业创新效率提升。第(3)列中核心变量score的系数在1%水平下显著为负,进一步验证了本文回归结果的稳健性。从经济意义上看,以第(2)列结果为例,城市数字经济发展每增加一个标准差,将会使企业创新效率提升约2.74%($0.3779 \times 0.05 / 0.69$)。因此,理论假说1得到验证,即数字经济发展有利于促进企业创新效率提升。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>eff_op</i>	<i>eff_acf</i>	<i>eff_cx</i>
<i>score</i>	0.3849** (0.1756)	0.3779** (0.1779)	-0.0921*** (0.0317)
<i>scale</i>	0.0304*** (0.0115)	-0.0038 (0.0117)	0.0294*** (0.0023)
<i>age</i>	0.0892*** (0.0313)	0.0625** (0.0318)	0.0327*** (0.0061)
<i>lev</i>	0.0312 (0.0303)	0.0276 (0.0308)	0.0042 (0.0061)
<i>roa</i>	-0.0144 (0.0334)	-0.0084 (0.0342)	-0.0010 (0.0069)
<i>rgdp</i>	0.1613 (0.1003)	0.0463 (0.1024)	0.0883*** (0.0215)
<i>human</i>	0.0035 (0.0105)	0.0032 (0.0106)	-0.0050** (0.0020)
<i>lp</i>	0.0086 (0.0255)	0.0284 (0.0259)	0.0022 (0.0049)
<i>upgrade</i>	0.0050 (0.0098)	0.0033 (0.0103)	0.0004 (0.0028)
<i>urban</i>	-0.1397* (0.0742)	-0.1045 (0.0757)	0.0158 (0.0140)
<i>science</i>	-0.5820 (0.5333)	-0.7774 (0.5525)	0.4481*** (0.1148)
<i>Constant</i>	-2.5723** (1.1012)	-1.6839 (1.1225)	6.8465*** (0.2328)
<i>R</i> ²	0.7076	0.6948	0.8542
<i>N</i>	121 536	121 536	99 765

注:所有模型均控制个体、时间固定效应;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为稳健聚类标准误;下同。

(二) 稳健性检验

1. 工具变量回归

在工具变量选择方面,本文借鉴金环和于立宏(2021)的做法,选择各地级市市长的专业(*major*)是否与数字经济的基础学科有关作为城市数字经济发展的工具变量。若当年该地级市市长专业与数字经济的基础学科相关,*major*取值为1,否则取值为0。根据工具变量外生性和相关性两大基本原则,一方面,市长所学专业知识一定程度上会影响其对本市产业发展的规划和布局,因此,市长的专业是否与数字经济的基础学科相关会对本市数字产业发展产生一定的影响,满足工具变量相关性假定;另一方面,市长在本科或研究生阶段选择的专业属于典型的历史数据,几乎很难直接影响企业创新效率,满足工具变量外生性假定。表3报告了工具变量两阶段回归结果。第(1)列回归结果显示,工具变量(*major*)估计系数在1%水平显著为正,说明专业与数字经济基础学科相关的市长能够制定更合理的规划和方案支持本地数字经济发展。第(2)列回归结果显示,在采用工具变量法降低内生性后,核心变量(*score*)估计系数依然在1%水平下显著为正。此外,弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F 统计量为64.987,远大于 Stock-Yogo 所建议10%水平临界值16.38,排除了对弱工具变量的担忧。

值得注意的是,尽管本文从理论上阐述工具变量满足排他性约束,但由于工具变量个数与内生变量相同,在恰好识别的情况下,无法利用统计推断检验工具变量的外生性。为此,本文选择放松工具变量“严格外生”的假定,参照 Conley 等(2012)的思路,假定工具变量近似外生,并构建如下计量模型:

$$eff_acf_{ict} = \beta_0 + \beta_1 score_{ct} + \beta_2 major_{ct} + X' \eta + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (21)$$

(21)式中:*major_{ct}*表示工具变量,*score_{ct}*表示核心解释变量,*eff_acf_{ict}*是被解释变量。如果 $\beta_2 \neq 0$,意味着*major*并不严格外生;如果 $\beta_2 \approx 0$,意味着*major*近似外生。本文使用置信区间集合(Union of Confidence Interval, UCI)方法,预先给 β_2 设置一个预期范围,再计算得到 β_1 的点估计与置信区间。表3第(3)、(4)列显示,基于UCI的方法得到核心变量*score*的置信区间为(13.6133, 3983.0529),这表明即使工具变量不满足“严格外生”的假定,数字经济发展依然能显著促进企业创新效率提升。此外,本文还进一步汇报了*score*的回归系数随着 β_2 变动而变动的分布区间图(如图1所示),结果发现,伴随 β_2 增加,虽然工具变量外生性逐渐减弱,但 β_1 的系数始终显著为正,并且有逐渐递增趋势。综上所述,在放松工具变量严格外生的前提下,即使承认*major*并不完全外生后,数字经济发展对企业创新效率的影响仍然始终为正。

表3 内生性处理:工具变量检验

	<i>score</i>	<i>eff_acf</i>	UCI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>score</i>		34.7728*** (8.9218)	13.6133	3983.0529
<i>major</i>	0.0014*** (0.0002)			
控制变量	YES	YES		
Cragg-Donald Wald F 统计量		64.987 { 16.38 }		
R^2	0.8818	0.4923		
N	94 779	120 138		

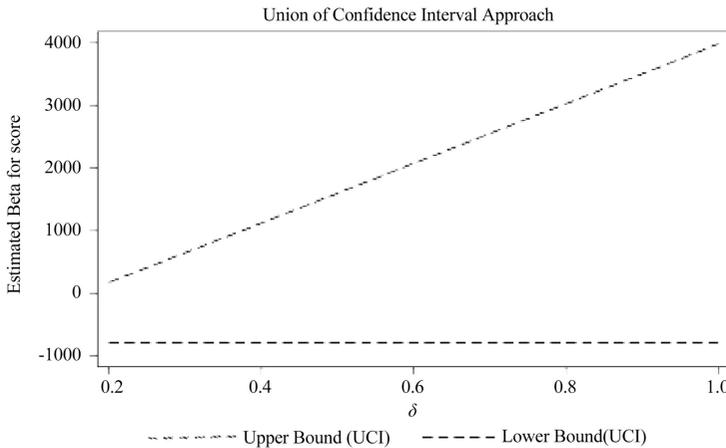


图1 UCI假定下的置信区间

2.其他稳健性检验

基准回归区间为2011—2014年,期间政府制定的各项创新政策可能会对基准回归结果产生干扰。例如,2011年、2012年和2013年分批实施的国家创新型城市试点政策,对企业创新会产生正向促进作用(杨仁发、李胜胜,2020)。为此,本文将样本区间曾被设立为国家创新型城市内的企业全部删除,表4第(1)列结果显示,在排除国家创新型城市试点政策干扰后,数字经济发展依然能够显著促进企业创新效率提升。同理,2013年政府实施下一代互联网示范城市试点政策,不仅能够影响企业创新,也与当地数字经济发展密切相关。本文将下一代互联网示范城市的设立视作一项准自然实验,第(2)列结果显示,在控制下一代互联网示范城市试点政策(DID)的干扰后,数字经济发展对企业创新效率的提升效果依然存在。此外,考虑到地区层面可能存在某些随时间变化的混淆因素,如地区层面实施的国家级大数据综合试验区,可能会对基准回归结果产生干扰。为剔除这些时变的宏观因素干扰,本文进一步控制省份与时间的联合固定效应,第(3)列结果显示,数字经济发展依然显著促进企业创新效率提升。最后,本文参照赵涛等(2020)的做法,选择主成分分析法测算城市数字经济发展水平(index),第(4)列结果显示,在控制个体和时间固定效应,以及省份与时间联合固定效应后,核心解释变量(index)系数依然显著为正,以上结果说明数字经济发展促进企业创新效率提升的结论稳健成立。

表4 其他稳健性检验结果

	eff_acf			
	(1)	(2)	(3)	(4)
score	0.3682* (0.1889)	0.5493*** (0.1880)	1.0455*** (0.2251)	
index				0.0522*** (0.0135)
DID		-0.0341*** (0.0125)		
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份与时间联合效应	NO	NO	YES	YES
R ²	0.6991	0.6949	0.6958	0.6952
N	102 361	121 536	121 536	119 902

(三) 机制检验

上述丰富的识别策略检验发现,数字经济发展能够促进企业创新效率提升。为厘清数字经济发展与企业创新效率之间的机制联系,根据理论分析,本文从要素市场合理化、高级化与一体化三个方面剖析数字经济发展驱动企业创新效率提升的作用渠道。

1. 要素市场合理化

本文采用要素市场扭曲程度反映要素市场合理化。扭曲程度越高,表明要素市场配置越不合理。借鉴张杰等(2011)的测算方法,要素市场扭曲程度($distort$)=(产品市场的市场化进程指数-要素市场的市场化进程指数)/产品市场的市场化进程指数。然而,戴魁早和刘友金(2016)认为,这一指标会抹平地区间相对扭曲程度,并提出以地区要素市场发育程度与基准要素市场发育程度的相对差距作为要素市场扭曲程度的衡量指标,测算方法为要素市场扭曲程度(fmd_{it})= $[\max(FM_{it}) - FM_{it}]/\max(FM_{it})$,其中 FM_{it} 表示要素市场发育程度指数。上述产品市场与要素市场发育程度指数来自《中国分省份市场化指数报告》(王小鲁等,2017)。

表5第(1)、(2)列显示,核心解释变量($score$)系数在1%水平下显著为负,说明数字经济发展能够有效改善要素市场扭曲程度,推动要素市场合理化。

2. 要素市场高级化

本文采用要素配置效率反映要素市场高级化,并将要素配置效率分为资本配置效率和劳动配置效率,要素配置效率越高,表明要素市场越趋于高级化。在资本配置效率方面,借鉴Richardson(2006)的方法,构建回归模型估计企业当年的合理投资水平,然后计算过度投资来反映企业资本配置效率。

$$invest_{it} = \beta_0 + \beta_1 growth_{it-1} + \beta_2 lev_{it-1} + \beta_3 roa_{it-1} + \beta_4 age_{it-1} + \beta_5 size_{it-1} + \beta_6 invest_{it-1} + s_i + r_t + overinvest_{it} \quad (22)$$

(22)式中: $invest_{it}$ 表示企业*i*在第*t*年的固定资产投资比率,采用固定资产原值占期初总资产的比重衡量; $growth_{it-1}$ 表示企业*i*在第*t-1*年的成长能力,采用主营业务收入增长率度量; lev_{it-1} 表示资产负债率,采用总负债与总资产的比值表示; roa_{it-1} 表示资产收益率,采用营业利润与总资产的比值表示; age_{it-1} 表示企业年龄; $size_{it-1}$ 表示企业规模,采用总资产取自然对数衡量; $invest_{it-1}$ 表示企业在第*t-1*年的固定资产投资比率。此外,模型中还控制了企业固定效应 s_i 和时间固定效应 r_t 。 $overinvest_{it}$ 表示残差项,衡量企业过度投资程度。 $overinvest > 0$ 表示企业存在过度投资,数值越大表明企业资本配置效率越低;如果残差小于0表示企业投资不足,此时 $overinvest$ 取值为0。

在劳动配置效率方面,借鉴曾庆生和陈信元(2006)的方法,构建回归模型估计企业超额雇员,用来反映企业劳动配置效率。

$$employee_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 size_{it-1} + \gamma_2 capital_{it-1} + \gamma_3 growth_{it-1} + m_i + k_i + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

(23)式中: $employee_{it}$ 表示企业*i*在第*t*年的雇员数,采用企业年末从业人员与总资产的比值衡量; $capital_{it-1}$ 表示资本密集度,采用企业固定资产占总资产的比重衡量; m_i 和 k_i 分别表示企业固定效应与时间固定效应。根据(23)式可得到企业雇员的拟合值 $\widehat{employee}$,然后用企业实际雇员数减去拟合值,得到超额雇员($overlabor$),该值越大表明企业劳动配置效率越低。

表5第(3)、(4)列结果显示,数字经济发展显著提升了资本与劳动要素配置效率。

3.要素市场一体化

本文采用要素市场整合反映要素市场一体化,市场整合有利于打破市场交易壁垒,消除地方保护主义对商品和要素的跨区域流动限制。参照 Parsley 和 Wei(1996)、毛其淋和盛斌(2011)的做法,首先采用相对价格法测算出省级层面市场分割指数(MFI),随后通过 $\sqrt{1/MFI}$ 的方式得到地区要素市场整合指数。在此基础上,用各地级市 GDP 占本省份 GDP 的比重作为权重,乘以该省份的市场整合指数,得到每个地级市的要素市场一体化指数(integrate),该指数越大表明要素市场一体化程度越高。表5第(5)列结果显示,数字经济发展能够显著促进要素市场一体化。

综上,理论假说2得到验证,即数字经济发展通过推动要素市场合理化、高级化与一体化三条路径,促进企业创新效率提升。

表5 机制检验:要素市场合理化、高级化与一体化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>distort</i>	<i>fmd</i>	<i>overinvest</i>	<i>overlabor</i>	<i>integrate</i>
<i>score</i>	-0.0699*** (0.0096)	-0.0761*** (0.0057)	-0.3434*** (0.0602)	-0.0135*** (0.0046)	0.0059*** (0.0001)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.9597	0.9646	0.8917	0.8618	0.9051
N	176 026	176 026	88 603	75 557	176 026

(四)进一步分析

鉴于结构主义和新自由主义理论的局限,林毅夫(2017)提出新结构经济学,认为经济发展是一个产业、技术、基础设施和制度结构不断变迁的过程,在这个过程中需要依托有效的市场和有为的政府去解决外部性和软硬基础设施协调问题。那么,数字经济背景下“有为政府”和“有效市场”能否共同发挥作用,促进企业创新效率提升?

对“有效市场”的度量,学界一致采用中国分省份市场化指数(*market*)作为代理变量(王小鲁等,2017)。对“有为政府”的度量,学界未能达成一致观点。数字经济时代,政府利用数字技术更能发挥“有为政府”功效,本文采用电子政务指数(*egovindex*)作为代理变量。该指标主要由在线服务、电信基础设施和人力资本三个分维度指标构成,数据来源于联合国经济和社会事务部发布的《电子政务调查报告》。联合国电子政务调查评估自2001年启动以来,已连续发布10次报告,成为全球电子政务领域最权威的报告。由于缺少2011年、2013年电子政务指数,这里采用线性插值法将其补齐。在此基础上,以各省份互联网宽带接入用户数占全国互联网用户的比重作为权重,得到省级层面电子政务发展水平。最后,根据变量*market*和*Egovindex*中位数将样本划分为高市场化-高政务化的“HH”型地区、低市场化-高政务化的“LH”型地区、高市场化-低政务化的“HL”型地区以及低市场化-低政务化的“LL”型地区,表6回归结果显示,数字经济发展能够显著促进“HH”型地区与“LH”型地区企业创新效率提升,对“LL”型地区企业创新效率起到负向抑制作用,对“HL”型地区企业创新效率影响不显著。上述回归结果表明,在国内数字经济发展促进企业创新效率提升的实践中,“有为政府”和“有效市场”可以共同发挥作用,且利用数字政务对企业创新效率的正向调节作用比市场化的调节作用更明显。

表 6 市场化-政务化区间组合差异性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	HH 型地区	LH 型地区	HL 型地区	LL 型地区
score	1.6501*** (0.6126)	0.9971*** (0.2875)	1.6911 (2.3414)	-0.7437** (0.3227)
控制变量	YES	YES	YES	YES
R ²	0.6392	0.7486	0.7682	0.7216
N	43 931	17 251	16 746	37 673

注:被解释变量均是以 ACF 法测算的企业创新效率,若无特殊说明,下列各表同。

五、异质性分析

企业内部所拥有的高层次或高技能人才占比不同,对发挥数字经济的创新赋能效应也有所不同。此外,不同行业或地区的企业由于行业特征、地区环境的不同,发展数字经济对其创新效率的影响也会产生一定差异。为此,本文根据企业内部人才结构、行业竞争程度、地区经济发展及网络效应的差异,考察数字经济发展对企业创新效率的异质性影响。

(一) 人才结构异质性

由于教育背景、行业特征等差异,劳动市场普遍存在异质性,对于高技能劳动群体,其知识和技能水平较高,对数字技术的应用能力较强,这部分群体能够与数字技术应用产生互补性优势,提高“劳动技能-工作岗位”的匹配效率,推动企业创新效率提升。相反,对于低技能劳动群体,受知识水平限制,短期内无法迅速适应数字经济发展带来的技能要求,从而加剧这部分群体供需失衡,产生“机器换人”的替代效应(Acemoglu and Restrepo, 2018),对企业创新效率产生不利影响。本文分别构建了两种企业内部人才结构变量,一是高学历人才结构,采用硕士、博士科技人才占比=(企业拥有的博士+硕士学历人数)/机构人员合计度量;二是高技能人才结构,采用高、中级技术职称比例=企业拥有的高、中级技术职称人数/科技活动人员合计度量,并按照上述两个变量的中位数将样本分为高学历人才与低学历人才、高技能人才与低技能人才。表 7 中分组回归结果显示,数字经济发展对拥有高学历和高技能劳动群体的企业创新效率影响显著为正,对拥有低学历和低技能劳动群体的企业创新效率影响不显著,说明数字经济发展能够与高学历和高技能人才产生互补效应,促进企业创新效率提升。

表 7 人才结构异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低学历人才	高学历人才	低技能人才	高技能人才
score	0.2795 (0.3694)	0.3708* (0.2180)	0.0566 (0.2544)	0.5346* (0.2955)
控制变量	YES	YES	YES	YES
R ²	0.7133	0.7249	0.7238	0.7328
N	36 368	70 817	58 515	45 003

(二) 行业竞争异质性

行业竞争程度可能也会影响企业创新效率。一方面,经典熊彼特理论认为,越具有垄断势力的大规模企业越会选择创新,竞争性市场结构反而不利于企业创新。另一方面,新熊彼特创新理论认为,当行业内企业间创新差距较小时,多数企业会选择创新以逃离竞争,此时行业竞争程度适度增强有利于促进企业创新(Aghion et al., 2005)。为检验行业竞争对企业

创新效率的影响,本文借鉴韦庄禹(2022)的做法,将样本划分为管制性行业和竞争性行业两类。^①表8第(1)列和第(3)列结果显示,数字经济发展在5%的水平下显著促进竞争性行业内企业创新效率提升,对管制性行业内企业创新效率影响不显著。原因在于,数字经济发展有利于加剧行业竞争,进而通过引发逃离竞争效应,倒逼竞争性行业内企业提升创新效率。相反,管制性行业受制于行业垄断性特征,熊彼特效应占据主导地位,导致数字经济发展未能快速提升管制性行业内企业创新效率。

此外,参考孙文浩等(2021)的做法,本文在管制性行业和竞争性行业内部分别构造企业间创新差距指标:

$$inno_gap_{cht} = \frac{leadinnovation_{cht} - otherinnovation_{cht}}{leadinnovation_{cht}} \quad (24)$$

(24)式中: $inno_gap_{cht}$ 表示c城市内行业h中的企业i在第t年与技术领先企业之间的创新差距。 $leadinnovation_{cht}$ 和 $otherinnovation_{cht}$ 分别表示c城市内行业h中的企业i在第t年的私人性质的科技活动经费支出最多的制造业企业以及其他企业i的私人性质的科技活动经费支出额。企业私人性质的科技活动经费支出=当年企业内部用于科技活动的经费支出+当年企业委托外单位开展科技活动的经费支出-来自政府部门的科技活动资金。表8第(2)列交互项 $score \times inno_gap$ 结果显示,数字经济发展对管制性行业内企业创新效率提升的影响,在创新差距大的样本与创新差距小的样本中无显著差异。同理,第(4)列交互项 $score \times inno_gap$ 结果显示,在竞争性行业中,与创新差距较大的企业相比,数字经济发展对创新差距较小的企业创新效率提升效果更明显,这一结果也印证了行业竞争对企业创新的异质性影响,即只有创新差距较小的企业才会通过提升创新效率逃离竞争。

表8 行业竞争异质性回归结果

	管制性行业		竞争性行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
score	0.1722 (0.2221)	0.1942 (0.3527)	0.6119** (0.3066)	1.4383*** (0.4444)
inno_gap		0.0917** (0.0377)		0.2312*** (0.0450)
score×inno_gap		0.0964 (0.3755)		-1.3813*** (0.4667)
控制变量	YES	YES	YES	YES
R ²	0.6926	0.6857	0.7016	0.6874
N	69 888	58 991	50 520	42 817

(三)网络异质性

郭家堂和骆品亮(2016)发现,互联网存在网络效应,当互联网用户规模超过网络效应的临界规模,互联网对全要素生产率的提升效应才能显现。那么,数字经济发展对企业创新效

^①根据制造业二位数代码,本文将行业代码为16(烟草加工业)、25(石油加工及炼焦业)、26(化学原料及化学制品制造业)、27(医药制造业)、28(化学纤维制造业)、29(橡胶和塑料制品业)、31(黑色金属冶炼及压延加工业)、32(有色金属冶炼及压延加工业)、34(通用设备制造业)、35(专用设备制造业)、36(交通运输设备制造业)、37(铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业)、39(电子及通信设备制造业)定义为管制性行业,其他行业定义为竞争性行业。

率的影响是否也存在网络效应临界规模?为检验这一预期,本文参照郭家堂和骆品亮(2016)的做法,采用地区网民人口比例=互联网用户数/人口总数衡量地区网络效应,并按照中位数将样本分为用户规模大和用户规模小两组,表9第(1)、(2)列的结果显示,数字经济发展在1%的水平下显著促进互联网用户规模较大地区的企业创新效率提升,对互联网用户规模较小地区的企业创新效率影响不显著。这说明数字经济发展在影响企业创新效率提升的过程中也存在一个网络效应,一旦超过网络效应的临界值,数据资源与技术传播的速度和价值将不断提升,从而推动企业创新效率提升。

(四) 区位异质性

由于地区间经济发展水平、市场化进程等差异,数字经济发展对企业创新效率的影响在不同地区可能存在较大差异。通常而言,东部地区要素市场发育程度较高,市场化水平较高,而中部和西部地区市场化进程较为缓慢,市场分割较为严重,一定程度上阻碍了要素市场配置效率提升。因此,数字经济发展对企业创新效率的影响,可能在东部地区表现较强,在中部和西部地区表现较弱。为检验这一预期,表9第(3)—(5)列按照城市区位特征将样本划分为东部、中部和西部地区,结果显示,数字经济发展在1%的水平下显著促进东部地区的企业创新效率提升,对中部和西部地区的企业创新效率影响均不显著。原因有两方面:一方面是东部地区数字经济发展较快,市场化水平也较高,能够充分依托“有为政府”和“有效市场”发挥数字经济对企业创新效率的正向调节作用。另一方面可能是,东部地区能够吸引更多高学历科技人才和高技能劳动者集聚,并与数字经济发展形成互补效应,从而协同推进企业创新效率提升。相反,中部和西部地区市场化进程较为缓慢,同时人才流失较为严重,尤其是西部地区难以集聚高学历、高技能人力资本,因此,数字经济发展未能促进中部和西部地区企业创新效率提升。

表9 地区网络效应与区位特征异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	用户规模较小	用户规模较大	东部地区	中部地区	西部地区
<i>score</i>	0.0606 (0.5634)	0.7578*** (0.2158)	0.6884*** (0.1933)	0.0261 (1.1067)	-1.0589 (0.9306)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.7016	0.6962	0.6902	0.7012	0.7417
N	54 262	61 098	102 021	14 250	5 265

六、研究结论与政策启示

本文将数字经济与企业创新效率纳入同一分析框架,通过构建理论模型考察数字经济发展对企业创新效率的影响。在此基础上,选择全国创新调查企业数据库与中国工业企业数据库的匹配数据,实证检验数字经济发展对企业创新效率的影响及机制。主要研究结论有三点:第一,数字经济发展能够显著促进企业创新效率提升。其中,缓解要素市场扭曲、提升要素配置效率、推动要素市场整合是数字经济提升企业创新效率的三条路径。第二,数字经济发展对高市场化-高政务化与低市场化-高政务化地区的企业创新效率起到正向促进作用,对低市场化-低政务化地区的企业创新效率起到负向抑制作用,对高市场化-低政务化地区的企业创新效率影响不显著。第三,异质性分析表明,数字经济发展对企业创新效率的作用效果会因人才结构、行业竞争程度、经济发展水平以及地区网络效应产生显著差异,在拥有高学历(高技能)人才结构的企业、竞争性行业、东部地区以及互联网用户规模较大地区的

企业中,数字经济赋能创新效率提升的作用效果更明显。

依据上述结论,本文的政策启示如下:(1)基于区域协同发展视角,一方面,加强中西部地区的数字基础设施建设,加大中西部地区5G基站、千兆光纤网络、工业互联网等数字新基建的投入力度,夯实数字基础底座;另一方面,进一步深化低市场化-低政务化地区的要素市场化改革,在坚持市场在资源配置中起决定性作用的原则上,加大对当地政务服务信息化的投入力度,打破地方政务信息的“数据孤岛”,构建政务信息数据共享平台。(2)基于产业结构优化视角,一方面,以实体产业为依托,推动数字经济与石油加工、专用设备制造等管制性产业深度融合,通过引入5G技术、云计算、大数据等新一代数字技术,削弱管制性行业内部“熊彼特效应”带来的寡占行为;另一方面,继续推进食品制造等竞争性行业的数字化进程,引导竞争性行业内部长期保持以“逃离竞争效应”占优策略为主导的产业结构,提高产业创新活力。(3)基于企业内外部资源视角,一方面,企业应变革人力资源策略,对人才结构进行全面梳理和分类,分层分类进行数字课程培训,以满足企业对不同类型数字化人才的需求;另一方面,政府要制定数字人才策略,构建数字化时代的人才生态链。短期内,通过加大对数字人才的补贴力度,吸引国外优质数字人才;长期内,健全高校数字人才培养体系,加强企业与高校、研发机构以及新型培训机构的合作,培养复合型数字化人才,为数字经济发展提供长期人才保障。

参考文献:

- 1.白俊红、王星媛、卞元超,2022:《互联网发展对要素配置扭曲的影响》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 2.蔡跃洲、马文君,2021:《数据要素对高质量发展影响与数据流动制约》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 3.戴魁早、刘友金,2016:《要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析》,《经济研究》第7期。
- 4.郭家堂、骆品亮,2016:《互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?》,《管理世界》第10期。
- 5.韩璐、陈松、梁玲玲,2021:《数字经济、创新环境与城市创新能力》,《科研管理》第4期。
- 6.韩先锋、宋文飞、李勃昕,2019:《互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗》,《中国工业经济》第7期。
- 7.金环、于立宏,2021:《数字经济、城市创新与区域收敛》,《南方经济》第12期。
- 8.林毅夫,2017:《新结构经济学的理论基础和发展方向》,《经济评论》第3期。
- 9.李治国、王杰,2021:《数字经济发展、数据要素配置与制造业生产率提升》,《经济学家》第10期。
- 10.鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第11卷第2期。
- 11.毛其淋、盛斌,2011:《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学(季刊)》第11卷第1期。
- 12.倪婷婷、王跃堂,2022:《区域行政整合、要素市场化与企业资源配置效率》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 13.孙文浩、张杰、康茜,2021:《减税有利于高新技术“僵尸企业”的创新吗?》,《统计研究》第6期。
- 14.汪芳、石鑫,2021:《互联网、行业竞争程度与创新效率》,《科研管理》第9期。
- 15.王小鲁、樊纲、余静文,2017:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
- 16.韦庄禹,2022:《数字经济发展对制造业企业资源配置效率的影响研究》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 17.谢康、夏正豪、肖静华,2020:《大数据成为现实生产要素的企业实现机制:产品创新视角》,《中国工业经济》第5期。
- 18.谢文栋,2022:《“新基建”与城市创新——基于“宽带中国”战略的准自然实验》,《经济评论》第5期。
- 19.杨仁发、李胜胜,2020:《创新试点政策能够引领企业创新吗?——来自国家创新型试点城市的微观证据》,《统计研究》第12期。
- 20.曾庆生、陈信元,2006:《国家控股、超额雇员与劳动力成本》,《经济研究》第5期。
- 21.张杰、周晓艳、李勇,2011:《要素市场扭曲抑制了中国企业R&D?》,《经济研究》第8期。
- 22.赵涛、张智、梁上坤,2020:《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》,《管理世界》第10期。
- 23.Acemoglu, D., and P. Restrepo. 2018. “The Race between Machine and Man: Implications of Technology for Growth, Factor Shares and Employment.” *American Economic Review* 108(6):1488-1542.

24. Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer. 2015. "Identification Properties of Recent Production Function Estimators." *Econometrica* 83(6):2411–2451.
25. Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. 2005. "Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship." *The Quarterly Journal of Economics* 120(2): 701–728.
26. Bukht, R., and R. Heeks. 2018. "Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy." *International Organizations Research Journal* 13(2):143–172.
27. Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi. 2012. "Plausibly Exogenous." *Review of Economics and Statistics* 94(1):260–272.
28. Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. 2009. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *Quarterly Journal of Economics* 124(4): 1403–1448.
29. Midrigan, V., and D. Y. Xu. 2014. "Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data." *American Economic Review* 104(2):422–458.
30. Olley, G. S., and A. Pakes. 1996. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica* 64(6):1263–1297.
31. Parsley, D. C., and S. J. Wei. 1996. "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations." *The Quarterly Journal of Economics* 111(4):1211–1236.
32. Qiu, L. D., and M. Yu. 2020. "Managerial Efficiency and Product Decision: Evidence from Chinese Firms." *Journal of Behavior and Economic Organization* 177(2):71–90.
33. Richardson, S. 2006. "Over-Investment of Free Cash Flow." *Review of Accounting Studies* 11(2):159–189.
34. Shapiro, A. F., and F. S. Mandelman. 2021. "Digital Adoption, Automation, and Labor Markets in Developing Countries." *Journal of Development Economics* 151(6), 102656.

Digital Economy, Marketization of Factor and Enterprise Innovation Efficiency

Jin Huan¹, Yu Lihong² and Xu Yuanbin³

(1: School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications; 2: School of Business, East China University of Science and Technology; 3: School of Applied Economics (School of Digital Economics), Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: Leveraging a distinctive set of micro-level data from Chinese enterprise innovation surveys, this research utilizes rigorous methods, including semi-parametric estimation, to ascertain the innovation efficiency of large-scale manufacturing enterprises. Upon addressing endogeneity concerns, we investigate the influence and underlying mechanisms of digital economy growth on enterprise innovation efficiency. Results suggest that digital economy progression augments enterprise innovation efficiency, primarily by driving the rationalization, sophistication, and integration of factor markets. Notably, the effects vary considerably across distinct marketization stages and electronic government levels. For regions characterized by both high marketization and electronic government, or low marketization yet high electronic government, digital economy expansion positively impacts innovation efficiency. Conversely, areas with low marketization and electronic government do not benefit in this regard. In regions with pronounced marketization but minimal electronic government, the influence is not significant. Moreover, the impact of the digital economy on enterprise innovation efficiency shows noticeable sample variations due to talent structure within firms, intra-industry competition-induced innovation disparities, and regional network effects.

Keywords: Digital Economy, Innovation Efficiency, Marketization of Factor, Digital Government

JEL Classification: O31, D24, M21

(责任编辑:惠利、陈永清)