

数字规制政策、外部性治理与技术创新

——基于数字投入与契约不完全的双重视角

蒋 为， 陈星达， 彭 森， 周禄军

[摘要] 数字经济的迅猛发展对企业技术创新带来了变革性影响,然而数字规制政策作为解决数字要素外部性问题的政策工具,是否能够成为创新驱动发展的制度保障,值得探究。本文构建理论模型,分析了数字规制政策的外部性治理与数字转移成本效能,从数字要素投入与中间品契约不完全的双重视角出发,分析其影响企业创新决策的创新效率效应与中间品效应双重驱动机制,提出数字投入与契约依赖的理论假说;然后采用1989—2017年41个国家的跨国跨行业数据,通过构建广义双重差分模型对理论假说进行检验与分析。研究发现:从整体层面看,数字规制政策能够有效推动数字要素的外部性治理,其对技术创新带来的驱动效应有效弥补了数字转移成本所带来的技术创新抑制效应,最终显著促进了各国技术创新水平的提升。从跨国与跨行业双重差异看,数字规制政策能够通过“数字投入”与“契约依赖”的双重机制,破除企业数字要素投入障碍与合同中数据条款的非完全性问题,有效解决数字投入依赖度更高、契约依赖度更高行业的市场不完全问题,从增进创新效率和降低交易成本两个层面提升了技术创新的边际收益,成为驱动这些行业中企业技术创新的关键渠道。本文结论为数字规制政策驱动企业技术创新提供了重要理论基础,为构建数字规制政策体系、完善数字市场监管框架提供了重要启示。

[关键词] 数字规制政策; 技术创新; 外部性治理; 数字投入; 契约依赖

[中图分类号] F262 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)07-0066-18

一、引言

随着人工智能、区块链、云计算、大数据等新一代数字技术的兴起与快速发展,一场全球范围内的经济变革正在发生,数字经济日益成为国家经济增长的“新引擎”(Yoo et al., 2012; 陈晓红等, 2022)。根据联合国贸易和发展会议(UNCTAD)发布的《2019年数字经济报告》,数字经济规模已占到全球生产总值的4.5%—15.5%。作为数字经济的基础资源和核心驱动力,数字要素不仅对全球生产总值增长的贡献超过了传统要素,而且凭借其规模效应、非排他性、可再生性、高流动性和无限

[收稿日期] 2023-02-20

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“地区间产业政策竞争、市场分割与资源空间误置”(批准号71973108)。

[作者简介] 蒋为,西南财经大学国际商学院教授,博士生导师,经济学博士;陈星达,西南财经大学国际商学院博士研究生;彭森,西南财经大学国际商学院博士研究生;周禄军,西南财经大学国际商学院博士研究生。通讯作者:周禄军,电子邮箱:zhoulujun@smail.swufe.edu.cn。感谢西南财经大学“光华英才工程”和西南财经大学“阐释党的二十大精神”专项的资助,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

供应等新型生产要素特征,推动了新一轮产业革命和数字技术革新在全球范围内的快速演进(蔡跃洲和马文君,2021)。党的二十大报告明确指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,打造具有国际竞争力的数字产业集群。数字中国建设成为“十四五”时期事关经济高质量发展的重大战略方向,对提升中国全球竞争力有着重大意义。

在数字经济中,数字要素已成为企业生产、经营与创新活动的基础资源,是深入推动创新驱动战略实施的新型生产要素。但是,数字要素模糊化的生产环境导致要素产权界定不清和外部性问题严重,碎片化使用环境使得数字技术产生了数据价值无法捕捉等难题,为数据滥用、隐私泄露、遭受网络攻击等风险提供了更多空间与土壤。企业间数据共享、汇聚和交换缺乏动力,制约了数字要素与技术创新的融合发展。此外,平台企业利用垄断势力滥用数据的案例不断发生,严重危害了数字经济的健康发展。总体而言,数字要素的新特性使得传统市场秩序受到重大挑战,数字市场扭曲也抑制了经济创新活力并严重阻碍经济高质量发展。

因此,伴随数字经济的快速发展,在其对技术创新带来驱动效应的同时,市场失灵对数字技术与数字要素的使用带来了越来越多来自外部性方面的挑战,外部性治理成为构建良好数字经济生态以驱动高质量发展的关键。一方面,大量数字要素具有“准公共物品”特性,复制成本极低,甚至为零。这使得企业在复杂契约关系中的数据泄露风险不断提升,契约不完全性程度的提高导致企业面临的契约成本不断攀升。企业出于信息泄露风险的考量,不得不降低垂直分工,造成中间品效率下降,不利于企业技术创新的形成(Goldfarb and Tucker,2019)。另一方面,在规模效应和网络效应的共同驱动下,数字平台企业容易形成数字垄断并滥用垄断势力,平台垄断者的数据“囤积”行为会导致非竞争数据的低效使用(Jones and Tonetti,2020),严重抑制其他企业和主体使用非竞争数据从事创新活动,加剧了企业间的数字不平等,从而抑制了技术创新。

面对这些问题,全球各国从数据概念、访问数据条件、数据价值和流量测度、数字和数据相关权力、数据标准、数据本地化以及跨境数据流动等方面完善数字规制政策体系,力图寻求有效的数字治理框架,为企业技术创新聚势赋能。然而,数字监管的加强势必影响企业技术创新的发展。一方面,提升数字规制政策的监管效能无疑有助于守住数字经济的风险底线,提升数字要素使用效率,解决数字要素外部性带来的产权不明晰、交易成本攀升、数字垄断等问题,通过有效的数字外部性治理,形成良好的数字创新环境,提升技术创新动力;另一方面,数据要素、数字技术、数字产品以及数字商业化模式具有复杂性、易变性等特征,不恰当的数字规制政策反而会束缚数据要素和数字技术的效能、范围和活力,带来过高的数字流动成本,降低数字使用效率,甚至产生行政壁垒,遏制技术创新活力。数字规制政策对技术创新起到“帮扶之手”还是“掠夺之手”的作用,已经成为当今数字时代的热议话题,也是本文要回答的核心问题。

为了探究数字规制政策影响技术创新的内在机理,本文在Aghion et al.(2018)的企业创新决策模型基础上构建理论模型,分析了数字规制政策的外部性治理与数字转移成本效能,从数字要素投入与中间品契约不完全的双重视角出发,分析其影响企业创新决策的创新效率效应与中间品效应双重驱动机制。理论分析发现,数字规制政策虽然会通过外部性治理促进企业技术创新,但也会通过提升数字转移成本抑制企业技术创新,数字规制政策对数字投入依赖度更高行业、契约依赖度更高行业的市场不完全问题的治理效能也更为突出。在理论分析基础上,本文采用Ferracane et al.(2020)提出的数字规制政策指数测度体系,对全球各个国家的数字规制指数进行测算与分析,采用1989—2017年41个国家的跨国数据检验了数字规制政策对技术创新的影响并分析其机制。本文采用跨国数据研究的结果显示,数字规制政策能够显著促进各国技术创新水平的提高。本文将

本细分到行业层面并分别构建数字依赖度和契约依赖度指标,采用广义双重差分模型分析数字规制政策影响技术创新的内在机制。本文的实证结果证实了理论预测,数字规制政策能够缓解企业在数字投入与中间品契约中的外部性问题,分别从创新效率增进与交易成本降低两个不同的渠道出发,最终提升全球各国的技术创新绩效。

与现有研究相比,本文的创新点体现在以下三个方面:①创新性地探索了数字规制政策影响技术创新的理论基础。现有文献更多聚焦数字要素对技术创新的驱动机制(Yoo et al., 2012;唐要家等, 2022),但普遍缺乏对数字要素外部性问题以及数字规制政策效能的关注。本文将数字要素、数字规制政策和技术创新纳入统一的理论分析框架之中,从外部性治理角度出发,构建了关于数字规制政策影响技术创新的理论基础。②拓展了数字规制政策经济后果的研究进展。近年来,大量文献聚焦数字规制政策对市场结构、生产效率、融资效率和竞争行为等方面的影响(Campbell et al., 2015; Ferracane et al., 2020;唐松等, 2020;江小涓和黄颖轩, 2021;孙晋, 2021),但鲜有文献从技术创新的角度考察数字规制政策的经济后果。与本文研究密切相关的文献是 Ferracane et al. (2020), 本文参考了其提出的数字规制政策指数测算体系,而且拓展了其对数字规制政策经济后果的认识。该研究主要聚焦于对数字规制政策的生产率效应而非技术创新效应进行实证检验,不仅未能揭示其中的理论机理,而且其采用的样本主要集中在发达国家而并未包括中国和其他发展中国家。本文则有效拓展了这一研究领域的进展,不仅将研究对象从生产率拓展至技术创新,而且使用了时间范围更长、国家更为广泛的数据样本。③为分析数字规制政策驱动技术创新的理论机制提出了新的研究视角。现有研究大都聚焦传统政府规制政策的技术创新效能(Arnold et al., 2016;吴超鹏和唐菡, 2016),忽视了对数字规制政策新特征的关注,更缺乏提出理解数字规制政策影响技术创新的新视角。本文从数字投入与契约不完全的双重视角考察了数字规制政策影响技术创新的理论机制,采用跨国跨行业数据,基于广义双重差分法,对创新效率效应以及中间效应进行了实证检验,有助于弄清数字规制政策影响技术创新的微观机制与现实路径,为后续数字规制政策研究提供了研究基础。

二、理论模型^①

1. 消费者偏好

借鉴 Aghion et al. (2018)对消费者偏好的设定,假定市场上存在连续商品 $i (i \in (0, 1])$, 代表性消费者对商品 i 的偏好满足二次型效用函数形式:

$$u(q_i) = \alpha q_i - \frac{\beta q_i^2}{2} \quad (1)$$

其中, $u(q_i)$ 为消费者效用函数, q_i 为消费者对商品 i 的消费量, α 和 β 均为大于零的外生参数。考虑经济体中代表性消费者通过消费连续商品 i 实现其效用最大化, 将其收入预算单位化为 1, 在此预算约束下, 根据消费者效用最大化问题的一阶条件, 可求得需求函数:

$$p_i = \frac{\alpha - \beta q_i}{\lambda} \quad (2)$$

① 为便于理解模型中变量和参数设置、理论模型推导及比较静态分析, 本文提供了理论模型中变量和参数设置表, 对其中引理和参数条件进行证明, 采用图示方式对理论模型进行了比较静态分析。具体参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

根据(2)式中的需求函数,消费者对产品*i*的需求量随着其价格的降低而增加, λ 反映了需求曲线受到外部需求竞争程度的影响。

2.生产者供给

假设代表性企业生产 q_i 单位的最终商品*i*需要投入*N*种中间品,并且其生产函数满足柯布一道格拉斯函数形式,其中,每种中间品的投入份额均为 $1/N$,则企业*i*的生产函数可表示为:

$$q_i = \theta \prod_{f=1}^N (x_f)^{\frac{1}{N}} \quad (3)$$

其中, θ 为企业生产率水平, x_f 为投入中间品*f*的数量($f=1,2,\dots,N$)。企业在中间品的采购中,由于契约无法穷尽交易所产生的数据、隐私以及信息流动问题,契约不完全将导致上下游厂商之间围绕数据出现“敲竹杠”行为,造成中间品采购成本上升(袁淳等,2021)。因此,在契约不完全的情形下,企业采购中间品的价格高于其出厂价格,如下所示:

$$p_f(1 + e^{-R}) \quad (4)$$

在企业购买中间品*f*的采购成本中, p_f 为中间品的出厂价格, e^{-R} 反映了由于契约不完备所引致的契约成本。因此, $p_f(1 + e^{-R})$ 反映了企业购买中间品时还需要额外支付契约不完备导致的摩擦成本。 R 为数字规制政策有效强度^①, $R > 0$ 表示数字规制政策有效强度的提高会降低企业外购中间品时所支付的额外交易成本。具体而言,数字规制政策明晰了数据要素的产权、利用方式及范围等,降低了企业的契约签订成本、事后纠正成本以及诉诸法律的潜在交易成本等,一方面使得达成交易的双方减少机会主义行为,另一方面缓解了数字市场中的“数据信任危机”,因此,数字规制政策有效强度的提高可以降低企业的契约成本^②。企业采购中间品总成本为:

$$\sum_{f=1}^N p_f(1 + e^{-R})x_f \quad (5)$$

对于企业的实际生产率 θ 而言,一方面企业拥有基准的生产率水平,另一方面受到其研发投资决策的决定(Aw et al., 2008, 2011)。因此,假定企业的生产率函数为:

$$\theta = \tilde{\theta} + EK \quad (6)$$

其中, θ 为企业生产率水平, $\tilde{\theta}$ 为企业基准的生产率水平($\tilde{\theta} > 0$), K 为企业的研发投资水平($K \geq 0$), E 为企业研发投资促进生产率提升的边际效应,即企业的研发创新效率。

根据(6)式可知,企业的生产率水平一方面取决于研发投入水平(K),另一方面则取决于研发创新效率(E),尤其是数字要素投入已成为驱动企业研发创新效率提升的关键因素(Ciriello et al., 2018)。然而,数字要素有着“准公共物品”的特性,会产生市场失灵问题,在没有完善数字要素市场规范的情形下,数字技术与数据要素的不合理滥用始终威胁着数字经济的健康发展,甚至会抑制企业研发创新效率的提升。因此,数字规制政策成为数字要素驱动企业研发创新效率提升的关键。基于此,本文假设企业的研发创新效率决定于外部数字规制政策有效强度和企业对数字要素投入的依赖程度,构建以下函数反映企业研发创新效率的决定机制:

$$E(R, D) = D \left(\varepsilon R - \phi \frac{R^2}{2} \right), \varepsilon > 0, \phi > 0 \quad (7)$$

① 感谢匿名评审专家的建议,本文采用数字规制政策有效强度这一表述,能够体现政策数量和强度的共同作用。
② 本文基于契约完备性设定了中间品效应的线性特征,即在数字经济下买卖双方关于数字内容的协商成本更高,数字规制政策能够规定数据要素的产权内容,提供交易规则,监管交易行为,降低了企业契约成本(江小涓和黄颖轩,2021;戚聿东等,2022),该设定不仅与现有文献保持一致,而且更贴合现实情境。

其中, D 为数字依赖程度, R 为外部数字规制政策有效强度, ε 和 ϕ 为外生参数。此时, 数字规制政策有效强度对研发创新效率的影响存在“倒 U 型”特征, 即存在一个临界点 $R^* = \varepsilon/\phi$ 。当 $R < R^*$ 时, 有 $\partial E(R, D)/\partial R > 0$; 而当 $R > R^*$ 时, 则有 $\partial E(R, D)/\partial R < 0$ 。然而, 随着规则、伦理、标准、法律等层面的数字规制体系不断完善, 数字规制政策有效强度的提高反而会降低企业的研发创新效率。(7)式反映了数字规制政策有效强度对创新效率的“倒 U 型”影响。总体看, 数字规制政策有效强度对企业创新效率的影响是不确定的, 当数字规制政策有效强度未超过其合理限度时, 数字规制政策有效强度的提高将更有效地治理数字要素市场中的外部性问题, 这种效应将在研发创新效率的决定中占据主导, 促使企业研发创新效率的提升。然而, 伴随数字规制政策有效强度的不断提高, 数字规制政策对数字要素流动的阻碍会降低企业对数字要素的可得性, 当数字规制政策有效强度超过其合理限度时, 这一效应逐渐占据主导, 数字规制政策有效强度的提高反而可能降低企业的研发创新效率。整体看, 数字规制政策有效强度对企业研发创新效率的影响呈现“倒 U 型”关系。

企业数字依赖程度会放大数字规制政策有效强度对企业研发创新效率的影响。一方面, 当数字规制政策有效强度对企业研发创新效率的影响表现为促进作用时, 相比数字依赖度较低的企业, 数字规制政策对数字要素和数字技术外部性问题的规制作用在高数字依赖度企业更为显著, 能够有效弥补在数字规制政策缺位的情况下高数字依赖度行业面临的数字权益模糊、知识产权争执以及技术创新租金耗散等问题, 即数字依赖度会放大数字规制政策有效强度对研发创新效率的促进作用:

$$\frac{\partial^2 E(R, D)}{\partial R \partial D} \geq 0, R \leq R^* \quad (8)$$

同理, 当数字规制政策对企业研发创新效率的影响表现为抑制作用时, 数字依赖度也将放大这一抑制作用, 即数字规制政策有效强度提高将导致高数字依赖度企业面临更高数字流动障碍、交易成本, 最终抑制企业研发创新的数字要素投入, 对企业的研发创新效率带来更为严重的负面作用:

$$\frac{\partial^2 E(R, D)}{\partial R \partial D} < 0, R > R^* \quad (9)$$

3. 技术创新的最优决策

与 Aghion et al.(2018)的设定一致, 不失一般性地, 本文假定企业的研发投资成本为二次型函数形式: $C_1 K + C_2 \frac{K^2}{2}$ 。首先, 考虑没有技术创新情形下企业的最优决策, 即:

$$\pi_i = p_i q_i - \sum_{f=1}^N p_f (1 + e^{-R}) x_f \quad (10)$$

根据(10)式, 求解企业利润最大化问题下中间品投入的一阶条件, 得到对称性条件:

$$p_f x_f = p_{f'} x_{f'} \quad (11)$$

令 $p_f/p_{f'} = \varphi_{f'}$, 因而对于任意的中间品 f' ($f'=1, 2, \dots, N$ 且 $f' \neq f$), 有以下关系式:

$$x_{f'} = \varphi_{f'} x_f \quad (12)$$

此时, 设定一种代表性的中间品 x , 其价格为 p , 则可以将(12)式写为更一般化的形式 $x_{f'} = \varphi_{f'} x$,

其中, $\varphi_f = p/p_f, f = 1, 2, \dots, N$ 。假定 $\prod_{f=1}^N \varphi_f = 1$, 则(3)式化简为:

$$q_i = \theta \prod_{f=1}^N (x_f)^{\frac{1}{N}} = \theta x \prod_{f=1}^N (\varphi_f)^{\frac{1}{N}} = \theta x \quad (13)$$

此时, 可以将企业的利润最大化问题表达为:

$$\text{Max}_x \pi_i = \left(\frac{\alpha - \beta\theta x}{\lambda} \right) \theta x - N(1 + e^{-R})px \quad (14)$$

其中, N 体现了企业的契约依赖度, N 越大则代表企业在生产过程中对中间品需求的种类越多, 因此, 企业需要和更多的中间品供应商建立契约关系, 企业对中间品投入契约的依赖程度也就越高。令企业购买中间品 x 的边际成本 $N(1 + e^{-R})p$ 为 MC_x , 则有:

$$\frac{\partial(MC_x)}{\partial R} < 0 \quad (15)$$

相较于契约依赖度低的企业, 契约依赖度的提高则会放大数字规制政策有效强度对企业契约成本的影响。在契约不完美的情况下, 契约依赖度高的企业所面临的价格扭曲程度也更高。更加完备的契约使得其额外的交易成本下降幅度更大。因此, 企业的外购中间品价格会随着数字规制政策有效强度的提高而不断下降, 这一效应对契约依赖度更高的企业更为凸显, 即:

$$\frac{\partial^2(MC_x)}{\partial R \partial N} < 0 \quad (16)$$

通过(14)式求解中间品投入 x 的一阶条件, 并代入(14)式中, 则企业的最大化利润为:

$$\pi_i = \frac{[\alpha\theta - \lambda(MC_x)]^2}{4\beta\lambda\theta^2} \quad (17)$$

进一步考虑企业的创新决策, 此时企业的最大化利润为:

$$\pi_i = \frac{[\alpha\theta - \lambda(MC_x)]^2}{4\beta\lambda\theta^2} - \left(C_1 K + \frac{C_2}{2} K^2 \right) \quad (18)$$

此时, 企业研发创新投入的一阶最优条件为:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial K} = 0 \Rightarrow MB_K = MC_K \Rightarrow \frac{(MC_x)}{2\beta} \left[\alpha - \frac{\lambda(MC_x)}{\theta} \right] \frac{1}{\theta^2} \frac{d\theta}{dK} = C_1 + C_2 K \quad (19)$$

(19)式反映了只有当企业研发创新投入的边际收益等于其边际成本时, 企业才能够实现利润最大化。为了简化分析, 令 $\tilde{\theta} = 0$ 和 $C_1 = 0$, 通过(19)式可得:

引理: 当 $\frac{(MC_x)^2}{E^2} \frac{\lambda^3}{\alpha^4} \beta C \leq \left(\frac{3}{8} \right)^3$ 时, 存在唯一均衡的收敛解 K^* , 满足企业利润最大化条件。

4. 比较静态分析

由于数字规制政策有效强度 R 体现在企业创新投入边际收益 MB_K 中的研发创新效率 E 和中间品边际成本 MC_x 之中, 因此, R 上升将驱动研发创新效率和中间品边际成本的变化, 进一步影响创新投入的边际收益 MB_K 。根据(19)式, 对 $F(R, K)$ 求全微分, 可得如下表达式:

$$dF(R, K) = \frac{\partial F}{\partial K} dK + \left(\frac{\partial F}{\partial MC_x} \frac{\partial(MC_x)}{\partial R} + \frac{\partial F}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial R} \right) dR = 0 \quad (20)$$

进一步, 可求得数字规制政策有效强度影响企业的创新投入的表达式:

$$\frac{dK}{dR} = -\frac{1}{\partial F / \partial K} \left\{ \underbrace{\frac{\partial F}{\partial(MC_x)} \frac{\partial(MC_x)}{\partial R}}_{\text{中间品效应}} + \underbrace{\frac{\partial F}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial R}}_{\text{创新效率效应}} \right\} \quad (21)$$

当 $2^{-5} \leq (MC_x/E)^2 (\lambda^3/\alpha^4) \beta C \leq (3/8)^3$ 时, 容易证明:

$$\frac{\partial F}{\partial K} < 0, \quad \frac{\partial F}{\partial MC_x} < 0, \quad \frac{\partial F}{\partial E} > 0 \quad (22)$$

进一步, 将研发创新效率 E 和中间品边际成本 MC_x 的函数表达式代入(21)式中, 可得:

$$\frac{dK}{dR} = -\frac{1}{\partial F/\partial K} \left\{ \underbrace{\frac{\partial F}{\partial MC_x}(-Npe^{-R})}_{\text{中间品效应}} + \underbrace{\frac{\partial F}{\partial E}[D(\varepsilon - \phi R)]}_{\text{创新效率效应}} \right\} \quad (23)$$

本文可以将数字规制政策有效强度影响企业研发投入的机制区分为中间品效应和创新效率效应两种渠道,根据数字规制政策有效强度的临界值 R^* 讨论了两种效应的大小,如(24)式所示:

$$\begin{cases} \text{当 } 0 < R \text{ 时, } \frac{\partial F}{\partial MC_x} < 0, \frac{\partial MC_x}{\partial R} < 0 \Rightarrow \text{中间品效应} > 0 \\ \text{当 } 0 < R < R^* \text{ 时, } \frac{\partial F}{\partial E} > 0, \frac{\partial E}{\partial R} > 0 \Rightarrow \text{创新效率效应} > 0 \\ \text{当 } R^* < R \text{ 时, } \frac{\partial F}{\partial E} > 0, \frac{\partial E}{\partial R} < 0 \Rightarrow \text{创新效率效应} < 0 \end{cases} \quad (24)$$

由(23)式、(24)式可知,数字规制政策有效强度对技术创新的影响是不确定的。

(1)中间品效应($R \rightarrow MC_x \rightarrow K$),即数字规制政策引致的中间品效应将促进企业技术创新提升。在中间品采购中,数字要素模糊化所导致的产权界定、归属以及流动等问题往往引发企业间关于数字要素的契约不完全性,增加了中间品交易成本。数字规制政策能有效解决企业中间品交易中的契约不完全问题,随着企业间对数据的权属被明晰,经营活动中契约签订交易成本、事后纠正成本以及诉诸法律的潜在交易成本等都将降低。因此,数字规制政策有效强度的提高将会降低契约不完全导致的中间品交易成本,提升企业研发创新活动的边际收益,最终促进技术创新。

(2)创新效率效应($R \rightarrow E \rightarrow K$),即数字规制政策影响企业创新效率,进而影响企业技术创新决策。在研发投入一定的情形下,技术创新效率是影响企业生产率的重要因素,创新效率提升引致的生产率效益将进一步激发企业的创新动机。合理的数字规制政策(即 $0 < R < R^*$)能够促进企业创新效率提升,为企业研发创新活动的开展提供更良好的数字生态,解决创新过程中的数字资源约束问题,提升企业技术创新投入的边际收益,推动企业在新产品、生产流程、组织模式、商业模式等方面的技术创新。但过度的数字规制政策(即 $R^* < R$)将损害企业研发创新效率,不仅会降低数字要素可得性,而且会提高企业创新活动中的数字要素成本。因而,数字规制政策将通过提高企业的数字要素成本,抑制企业技术创新中的数字要素投入,削弱企业创新投入的边际收益,最终减少企业的技术创新。因此,创新效率效应是数字规制政策影响技术创新的重要渠道,但创新效率效应能否驱动技术创新取决于数字规制政策是否有利于创新效率的提升。

总体看,数字规制政策将通过中间品效应促进企业的技术创新,但创新效率效应的结果呈现“倒U型”特征,最终数字规制政策对技术创新所带来的影响综合决定于这两种效应大小。基于上述情形分析可以发现,数字规制政策对技术创新的影响是不确定的。据此得到:

假说1:当数字规制政策有效强度低于临界值时,数字规制政策将促进技术创新,但当超过临界值时将抑制技术创新。数字规制政策对技术创新的影响取决于中间品效应和创新效率效应的净效应。

从数字规制政策影响企业技术创新的机制表达式即(23)式看,数字规制政策影响企业创新效率的程度与其对数字要素的依赖度 D 密切相关,数字投入的创新驱动机制主要通过数字依赖度 D 来放大数字规制政策引致的创新效率效应。因此,可将这两种情形表述如下:

$$\begin{cases} \frac{d[\text{创新效率效应}]}{dD} > 0, 0 < R < R^* \\ \frac{d[\text{创新效率效应}]}{dD} < 0, R^* < R \end{cases} \quad (25)$$

随着数字规制政策有效强度提高,由于其产生的创新效率效应具有不确定性,在行业具有不同

数字依赖度的条件下,数字规制政策对技术创新的影响也存在不同情形:由于中间品效应并不随数字依赖度变化,数字规制政策对不同企业的创新活动具有相同的中间品效应。但对于创新效率效应而言,当数字规制政策有效强度小于临界值($R < R^*$)时,数字规制政策有效强度的提高(R 上升)对高数字依赖度企业的创新投入的促进作用更大,即数字依赖度会放大正向的创新效率效应;但当数字规制政策有效强度过度($R^* < R$)时,数字依赖度反而会放大负向的创新效率效应。此时,数字规制政策有效强度的提高(R 上升)对高数字依赖度企业的技术创新抑制作用更大。对于总效应而言,由于中间品效应带来的正向边际效应不变,创新效率效应将主导数字规制政策驱动数字依赖度不同企业的技术创新效应。据此得到:

假说 2a:当创新效率效应为正时,数字依赖度会放大数字规制政策对企业创新的正向驱动作用,提高数字规制政策有效强度将促使高数字依赖度企业开展更多的创新活动。

假说 2b:当创新效率效应为负时,数字依赖度会放大数字规制政策对企业创新的负向驱动作用,提高数字规制政策有效强度将促使高数字依赖度企业开展更少的创新活动。

对于契约依赖的创新驱动机制,从企业创新投入最优化的表达式(23)式看,数字规制政策有效强度的提高还可以降低企业外购中间品时由于契约不完全所导致的交易成本,特别是对于契约依赖型企业(即中间品投入种类数 N 越大的企业),契约成本的下降更为显著。因此,契约依赖度 N 的提升将会放大数字规制政策有效强度提高所导致的中间品效应,即如下所示:

$$\frac{d[\text{中间品效应}]}{dN} > 0 \quad (26)$$

随着数字规制政策有效强度的提高,其对高契约依赖度企业的中间品效应更大,由于创新效率效应存在正负临界点且与中间品效应的相对大小并不确定,因此,此时也存在着不同情形下数字规制政策影响技术创新的不同均衡结果。一方面,当数字规制政策有效强度小于临界值($R < R^*$)时,创新效率效应为正,数字规制政策会通过中间品效应和创新效率效应提升企业的技术创新。契约依赖度会放大数字规制政策导致的中间品效应,对高契约依赖度企业的技术创新提升作用更大。另一方面,当数字规制政策有效强度大于临界值($R^* < R$)时,创新效率效应为负,高契约依赖度会放大中间品效应,此时总效应也存在两种情形:①若负向的创新效率效应小于中间品效应时,数字规制政策有效强度的提高对所有企业的总效应仍保持为正,表现为企业技术创新的增加,但高契约依赖度企业的技术创新增加更多;②若负向的创新效率效应大于中间品效应时,企业技术创新下降,契约依赖度对中间品效应的放大作用,导致数字规制政策有效强度的提高对高契约依赖度企业的创新活动的抑制作用较小,其总效应可能仍为正。综合以上分析,得到:

假说 3a:当总效应为正时,契约依赖度会放大中间品效应,数字规制政策有效强度的提高将促使高契约依赖度企业开展更多创新活动。

假说 3b:当总效应为负时,契约依赖度会放大中间品效应,数字规制政策有效强度的提高对高契约依赖度企业创新活动的抑制作用更弱。

三、数据来源与研究设计^①

1. 数据来源与样本选择

本文采用来自欧洲国际政治经济研究中心(ECIPE)构建的数字贸易估算项目(DTE)数据库,参

^① 本文详细介绍了 Ferracane et al.(2020)所提出的数字规制政策测算框架,对控制变量的选取原因、构造方式等进行了解析。具体参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

考 Ferracane et al. (2020) 建立的数字规制政策评价体系, 测算了各国数字规制政策有效强度指标。在剔除没有数字规制政策信息记录的国家后, 经手工测算, 得到 41 个国家 1989—2017 年的数字规制政策指数。本文使用的技术创新专利数据来源于经合组织 (OECD) 的 STAN (MSTI Database of STAN) 数据库。该数据库中的专利统计数据库涵盖了包括美国、中国和俄罗斯等全球 52 个国家或地区 1985—2018 年的可比数据, 收录了多个科学技术领域分类的专利数据。本文所采用的国家层面数据来源于 STAN 数据库、弗雷泽研究所 (Fraser Institute) 的全球经济自由化指数数据库、世界经济论坛 (The World Economic Forum) 发布的世界金融发展指数等权威数据库。基于这些数据库, 本文构建了 41 个国家 1989—2017 年的面板数据, 不仅包括全球主要经济体, 而且涵盖了数字规制政策从无到有再到飞跃发展的阶段, 能够为实证分析提供有效的经验证据。

2. 计量模型构建

为了检验数字规制政策对技术创新带来的影响, 参考 Aghion et al. (2009)、李青原和肖泽华 (2020) 的模型形式设定, 本文构建如下计量模型:

$$Patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 DPRI_{i,t-1} + \sum \beta Control_{i,t-1} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

其中, 被解释变量 $Patent_{it}$ 表示国家 i 在 t 时期申请发明专利总数, 表示该国当年的技术创新绩效。为缓解内生性问题造成估计结果的偏误, 本文的解释变量均取其滞后一期后加入模型之中。 $DPRI_{i,t-1}$ 表示国家 i 在 $t-1$ 时期的数字规制政策指数, 表示该国的数字规制政策有效强度。 $Control_{i,t-1}$ 为一系列国家层面的控制变量。本文还加入国家固定效应 α_i 和时间固定效应 λ_t 来降低不可观测因素的影响, ε_{it} 是模型的随机误差项。由于被解释变量是典型的非负整数型变量, 本文的基准回归采用负二项分布回归估计, 并将 OLS 估计作为后文的稳健性检验^①。

3. 变量设定

技术创新水平 ($Patent$)。参考 Furman et al. (2002)、吴超鹏和唐菡 (2016) 等的研究, 本文采用申请发明专利数量作为被解释变量, 从创新产出角度刻画各国技术创新水平。具体而言, 本文采用 IP5 汇编的技术专利总数作为国家层面创新水平的测度, 一方面, 避免了由于各国专利的国内评定标准不一致导致的数据不可比; 另一方面, 只有前景较好、处于世界技术前沿的创新才会被用来申请国际专利 (Furman et al., 2002), 更能体现一个国家技术创新水平的高低。

数字规制政策指数 ($DPRI$)^②。本文参照 Ferracane et al. (2020) 的数字规制政策评价框架及赋值规则, 从跨国和国内数字规制政策下的三级指标体系, 对 DTE 数据库中各国自 1989 年以来的数字规制政策进行测算评估, 最终得到 41 个国家 1989—2017 年的数字规制政策指数。该指数的分数越高, 表明该国数字规制政策有效强度越高。具体而言, 本文根据三级指标所涉及的数据要素规制范围和流动性要求, 对每一项数字规制政策进行 0—1 的标准化打分, 得分通过加权后得到该政策产生的数字规制水平。一项政策自执行起, 其产生的数字规制措施一直存在, 直到废止才在一国的数字规制政策指数中减去该政策产生的分值。一国当年的数字规制政策指数等于当年该国生效的所有数字规制政策指数根据权重的加总, 反映了综合的数字规制政策有效强度。

① Cohn et al. (2022) 强调当被解释变量为非负整数变量时, 固定效应模型估计是有偏的, 期望值也容易出现错误符号; 而被解释变量均值与方差并不相等且 alpha 检验显著, 因此泊松分布模型也不适用。

② 为便于理解数字规制政策在全球的发展趋势, 本文测算了 1989—2017 年全球各国数字规制政策有效强度并对其予以分析, 参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

为了避免遗漏重要解释变量问题,借鉴现有文献的做法,在计量模型中加入了一系列国家层面的控制变量,包括:研发支出总额($\ln GERD$)、研发人员数量($\ln NRDP$)、金融发展程度(FD)、人力资本投入(HC)、出口开放度($Export$)、外资渗透率($\ln FDI$)、知识产权保护程度($LS\&PR$)、互联网应用程度($\ln INT$)。表1展示了各变量的定义及其描述性统计量,专利数量和数字规制政策指数极值间均存在较大差距,这为识别二者之间的关系提供了保障。

表1 变量定义及描述性统计

变量名	测度方式	样本量	均值	最小值	最大值
<i>Patent</i>	申请发明专利数量	1148	3974.7561	0.0000	67026.0000
<i>DPRI</i>	数字规制政策指数	1148	0.1017	0.0000	1.1775
$\ln NRDP$	每千名就业人员中研发人员数量的对数	1143	2.0495	-2.9199	3.2382
$\ln GERD$	国内研发支出总额的对数	1148	8.3262	2.8640	13.1550
<i>FD</i>	金融发展指数	1148	0.5549	0.0000	1.0000
<i>HC</i>	人均受教育年限	1148	10.6459	5.0903	13.2750
$\ln FDI$	FDI占GDP比值的对数	1148	0.5672	-19.6041	7.0622
<i>Export</i>	出口额占GDP的比重	1148	44.8704	6.3557	231.1945
<i>LS&PR</i>	产权保护强度指数	1148	6.9237	2.5380	8.4863
$\ln INT$	每百人中互联网用户数量的对数	1148	2.0196	-11.0021	4.6210

四、实证检验及结果分析

1. 基准回归分析^①

为了检验数字规制政策对技术创新所带来的影响,本文采用41个国家1989—2017年的面板数据,通过负二项分布回归对本文的基准模型进行估计,得到的结果如表2所示。

表2第(1)列中仅加入了国家和年份层面的固定效应,*DPRI*变量的估计系数为0.3363且在1%的水平下显著为正。表2第(2)—(6)列中依次加入了一系列控制变量,数字规制政策对技术创新影响的估计系数在1%水平上显著为正。其中,在第(6)列中加入了所有控制变量,*DPRI*变量的估计系数为0.3171,这说明在其他条件不变的情况下,当数字规制政策指数增加1单位水平时,专利量的期望频数将平均提高37.30%。本文还采取Jackknife方法和Bootstrap方法重新计算回归结果的标准误差,*DPRI*对技术创新的估计系数依然显著为正,证明了主要解释变量回归系数的稳健性。此外,本文控制变量的估计结果基本与现有文献一致。本文基准结果表明,数字规制政策的提高能够促进技术创新。进一步地,本文在理论分析中认为数字规制政策对技术创新的影响是不确定的,可能存在“倒U型”的非线性特征。为此,本文参考唐要家等(2022)运用面板门槛模型对数字规制政策影响技术创新的非线性关系进行检验。回归结果表明,数字规制政策对技术创新的影响确实存在边际递减的特征,但当前全球数字规制政策对技术创新的影响可能仍在“倒U型”曲线的左侧,仍将对技术创新表现出促进效应。

^① 本文对变量回归系数进行了详细分析,采用Jackknife方法和Bootstrap方法计算标准差,分析了非线性效应的检验结果。具体参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表2 基准回归结果:数字规制政策对技术创新的影响

变量	Patent					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DPRI</i>	0.3363*** (0.1163)	0.3703*** (0.0751)	0.2732*** (0.0735)	0.2447*** (0.0703)	0.2819*** (0.0661)	0.3171*** (0.0554)
<i>lnNRDP</i>		0.5672*** (0.0283)	0.5274*** (0.0315)	0.4823*** (0.0314)	0.4374*** (0.0319)	0.3925*** (0.0310)
<i>lnGERD</i>		0.3314*** (0.0263)	0.3360*** (0.0271)	0.3819*** (0.0269)	0.3707*** (0.0258)	0.4436*** (0.0255)
<i>FD</i>			0.9754*** (0.1212)	1.0346*** (0.1171)	0.5256*** (0.1177)	0.5910*** (0.1084)
<i>HC</i>			0.0281* (0.0159)	0.0507*** (0.0147)	0.0184 (0.0127)	-0.0370*** (0.0120)
<i>lnFDI</i>				0.0304*** (0.0075)	0.0271*** (0.0069)	0.0192*** (0.0063)
<i>Export</i>				0.0050*** (0.0006)	0.0035*** (0.0006)	0.0025*** (0.0006)
<i>LS&PR</i>					0.3446*** (0.0283)	0.1557*** (0.0281)
<i>lnINT</i>						0.1558*** (0.0100)
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Wald	1729.9816	3596.1657	4076.1659	4473.7885	5013.0168	5833.4529
样本量	1148	1143	1143	1143	1143	1143
国家个数	41	41	41	41	41	41

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;第(1)一(6)列括号内为Delta方法标准误。以下各表同。

2. 稳健性检验^①

(1)技术创新水平与数字规制政策指数的再度量。①分别采用按发明人居住国区分定义的专利数据、OECD定义的三方同族专利数据作为技术创新的代理变量;②分别采用更换指标权重和主成分分析法对数字规制政策指数再测算;③借鉴韩先锋等(2019)的做法,分别采用投入指标法和随机前沿分析法测度了国家层面的创新效率,对创新效率效应直接进行检验。回归结果表明,在考虑各类变量的测度问题后,检验结果均表明基准回归具有稳健性。

(2)遗漏变量问题。为了避免遗漏重要解释变量引发的内生性问题,本文在基准方程中引入了政府治理质量、政府研发支持、环境规制程度、就业保护程度等反映制度质量的相关变量,以检验制度的系统相关性是否会导致本文的估计结果有偏。在引入这些控制变量后,回归结果表明,数字规制政策对国家技术创新水平仍具有显著的正向影响,基准结果仍然稳健。

(3)双向因果问题。①选择同时期与本国数字规制政策类似国家的变量作为工具变量。一国

^① 本文详细分析了基准估计所面临的挑战和稳健性检验的方法,分别汇报了各稳健性检验的结果并对检验结果展开分析。具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

的数字规制程度与相近GDP国家的数字规制政策是高度相关的,因此,本文运用样本中各国历年GDP数据,标准化构造了一个反映GDP差距的权重,对与一国GDP最相近的两个国家的数字规制政策指数进行加权平均,得到该国数字规制政策指数的工具变量($IV1$)。本文采用这一工具变量进行两阶段估计,回归结果表明, $IV1$ 与数字规制政策指数显著正相关,Anderson canon. corr. LM统计量和Cragg-Donald Wald F统计量均通过统计检验,拒绝了工具变量不可识别和弱识别问题。二阶段估计结果表明,数字规制政策对技术创新水平仍具有显著的正向影响。②参考现有文献从历史文化的角度选取制度工具变量的方法(Schwartz, 1992; Acemoglu et al., 2001; Tabellini, 2008),本文从语言体系出发构建数字规制政策的工具变量。本文利用各国语言体系中第一、二人称代词数量构建了数字规制政策有效强度的工具变量($IV2$)。若该国语言体系中第一人称代词与第二人称代词数量均大于1个,则该变量为1,否则为0。工具变量回归结果表明, $IV2$ 与数字规制政策指数显著负相关,Anderson canon. corr. LM统计量和Cragg-Donald Wald F统计量均通过统计检验,拒绝了工具变量不可识别和弱识别问题。采用两阶段最小二乘法进行估计,结果表明,数字规制政策对技术创新水平仍具有显著的正向影响。③将被解释变量的滞后一期和滞后二期加入方程之中,由此将式(27)转变为动态面板数据模型,采用Blundell and Bond(1998)提出的系统广义矩估计(系统GMM)进行检验。在估计过程中,本文将专利数量视为内生变量,将滞后的专利数量作为前定变量。Sargan检验结果表明所有工具变量都是有效的,对AR(1)和AR(2)进行检验后发现动态面板模型的扰动项存在一阶自相关而不存在二阶自相关。总体看,本文采用的系统GMM估计策略是有效的,估计结果表明,数字规制政策对技术创新水平仍具有显著的正向影响,估计结果仍然稳健。

(4)微观企业层面数据的再检验。由于微观企业样本难以获得,且技术创新在跨国微观企业层面缺乏可比性,本文在基准估计中采用跨国宏观层面数据对理论预测进行了检验。此外,本文采用世界银行针对各国企业层面营商环境开展的问卷调查和现场访谈数据构建了非平衡的微观企业面板数据,以面板固定效应模型进行稳健性检验。估计结果表明,数字规制政策对企业技术创新具有显著的正向影响,基准估计结果所得到的结论具有稳健性。

(5)模型设定的再检验。本文在基准回归中采用负二项模型进行估计,但在线性模型中估计结果是否仍然稳健呢?本文采用面板固定效应模型进行最小二乘法回归和采用工具变量进行两阶段回归分析,估计结果仍然证实了数字规制政策对技术创新的正向影响。

3. 异质性检验^①

(1)国内创新与国际合作创新的异质性分析。由于数字规制政策可能限制研发人员的跨国交流与合作,阻碍数字要素的跨国流动与使用。因此,国内创新与国际合作创新对政府规制的敏感性存在巨大差异。本文从专利的性质和合作方式出发,将专利分别划分为国际合作专利和非国际合作专利、外国主体申请的本国专利和国内主体申请的国外专利两种类型。估计结果表明,数字规制政策对非国际合作专利促进作用远大于其对国际合作专利促进作用,对外国个体参与的国内专利促进作用远大于其对国内主体参与国外专利促进作用,在样本间具有异质性。

(2)国际合作创新国的异质性分析。由于技术创新的国际合作活动主要聚集在美国、欧盟、中国、日本和韩国等少数国家和地区,而这些国家和地区同时也是数字经济与数字规制政策在全球的

① 本文从不同维度就数字规制政策对技术创新的影响进行异质性分析,分别汇报了各异质性检验结果,并对检验结果展开分析。具体参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

主要领导者,因此,数字规制政策对技术创新的影响在不同国家间存在异质性。本文探讨了数字规制政策对与不同国家合作专利的异质性影响。估计结果表明,数字规制政策对各国与美国和欧盟的合作专利起到促进作用,尤其对与美国的合作专利影响更大。

(3)数字规制政策措施的异质性分析。一方面,本文将数字规制政策区分为国内数字规制政策和跨国数字规制政策;另一方面,根据数字规制政策的指标体系,将数字规制政策区分为数据留存期限、主体主张隐私数据的权力、隐私数据的行政要求、违规行为处罚和其他相关限制5类,将其作为解释变量进行异质性分析。估计结果表明,相比国内数字规制政策,跨国数字规制能够对本国技术创新带来更为显著的促进作用;而在国内数字规制政策中,与云计算等新技术相关的其他数字规制政策却限制了技术创新,这也表明数字规制政策的设计应更具精准性。

五、数字投入与契约依赖的创新驱动机制检验与分析^①

1. 数字投入的创新驱动机制检验与分析

本文采用 Lybbert and Zolas (2014) 建立的 IPC 代码与 NAICS 行业分类对照表,将样本中各国 1989—2017 年的专利数据细分到 6 位数 NAICS 行业分类下各行业,构成了一套国家—行业—年份维度的高维专利数据,从行业数字依赖度入手对数字要素投入的创新驱动机制进行检验。具体而言,本文在模型中引入国家层面的数字规制政策与行业层面的数字投入依赖度两个不同维度变量的交乘项,以广义双重差分法设定计量模型对机制进行检验,计量模型设定如下:

$$Patent_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DPRI_{i,t-1} + \beta_2 DPRI_{i,t-1} \times Data_j + \beta_3 Data_j + \sum \beta Control_{i,t-1} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (28)$$

其中, $Patent_{ijt}$ 代表 t 年国家 i 在行业 j 的专利数量,本文对其进行了对数化处理,作为被解释变量;在核心解释变量中,本文加入了国家—年份维度的数字规制水平 ($DPRI$) 变量、行业维度的数字投入依赖度变量 ($Data$) 以及二者的交乘项,此外,本文在双重差分模型中加入的控制变量 ($Control$) 与基准估计相同,还加入了国家和年份维度的固定效应。

对于各行业数字要素投入依赖度的测度,本文参考了 Arnold et al. (2011)、Arnold et al. (2016)、Ferracane et al. (2020) 的做法,利用美国投入产出表识别了 6 位数 NAICS 代码下各行业投入的数字中间品,采用行业投入数字中间品的价值与该行业投入中间品总价值的比值对该行业数字依赖度 ($Data_j^1$) 进行测度,并根据生产者价格指数进行价格平减处理。测算公式如下:

$$Data_j^1 = \frac{\sum_d \varphi_{jd}}{Input_j} \quad (29)$$

其中, φ_{jd} 、 $Input_j$ 分别表示行业 j 投入的 d 种数字中间品价值与投入的中间品总价值,一方面,当企业在生产中投入的数字中间品越多,其数字依赖度也越高,该测度方法可以准确地体现各行业的数字依赖度这一特征;另一方面,美国在全球数字技术使用方面具有代表性,利用美国投入产出表识别的行业数字依赖度是可行的 (Ferracane et al., 2020)。此外,为了避免因变量测度偏差带来的估计偏误,本文分别采用数字中间品价值与该行业增加值的比值 ($Data_j^2$) 以及数字中间品价值与总产出的比值 ($Data_j^3$) 作为稳健性分析。回归结果如表 3 所示。

^① 本文对广义双重差分模型、调节效应模型和标准双重差分模型进行了详细比较,对广义双重差分模型的有效性进行了检验,具体参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

表3 数字规制政策影响技术创新水平的数字投入机制检验

变量	Data _j ¹		Data _j ²		Data _j ³	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DPRI×Data	0.0855*** (0.0123)	0.0855*** (0.0122)	0.0226*** (0.0037)	0.0226*** (0.0037)	0.1270*** (0.0186)	0.1270*** (0.0186)
Data		0.0189*** (0.0038)		0.0033*** (0.0010)		0.0255*** (0.0056)
DPRI	0.5754* (0.2860)	0.5754* (0.2859)	0.6312** (0.2920)	0.6312** (0.2918)	0.5884** (0.2875)	0.5884** (0.2874)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	否	是	否	是	否
样本量	612648	612648	612648	612648	612648	612648
国家个数	41	41	41	41	41	41
行业个数	536	536	536	536	536	536

注：括号内为聚类国家层面的稳健标准误。下表同。

表3展示了对数字要素投入的创新驱动机制的检验。本文在表3第(1)列加入国家固定效应、行业固定效应和年份固定效应,交乘项的系数显著为正;第(2)列只加入国家固定效应和年份固定效应,并加入行业数字依赖度指标,交乘项的系数仍然显著为正;最后,本文采用同样的方式,使用增加值为权重基础计算各行业数字依赖度,估计结果如第(3)一(6)列所示,交乘项的系数仍显著为正,即数字规制政策有效强度对数字依赖度越高的行业技术创新水平的促进作用越大,验证了本文的假说2a。表3结果表明,当企业数字依赖度更高时,更多的数字要素投入将放大数字规制政策引致的创新效率效应,最终表现为数字规制政策对企业技术创新具有更显著的促进作用。这也反映出数字规制政策将产生正向的创新效率效应,为企业提供一个规范的政策环境,能够激励创新活动中对数字要素的合理配置和充分运用,提高了技术创新水平。数字依赖度成为助推数字规制政策对技术创新“帮扶之手”的重要机制,验证了本文的假说。

2. 契约依赖的创新驱动机制检验与分析

本文参考Nunn(2007)的策略,从行业契约密集度的角度对契约依赖的创新驱动机制进行实证分析。数字规制政策将更显著地降低高契约依赖度行业的中间品交易成本,对该行业中企业研发创新绩效具有更大的促进效应,即数字规制政策会促进更高契约密集度行业的企业开展更多技术创新。本文参考Nunn(2007)的识别策略,以广义双重差分法设定计量模型如下:

$$Patent_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DPRI_{i,t-1} + \beta_2 DPRI_{i,t-1} \times z_j + \beta_3 z_j + \sum \beta Control_{i,t-1} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (30)$$

其中, z_j 为行业契约密集度指标,其他变量设定均与(28)式相同。本文主要采用Nunn(2007)对行业层面契约密集度的计算指标,依据投入中间品的差异化程度来判定该行业的契约密集度,即投入中间品差异化程度越高,该行业对于中间品投入的契约依赖度也越高,这就造成这类产品交易合同中的不完全合约问题也越严重。通过计算各行业投入差异化中间品的所占比例,计算了行业契约密集度,分为狭义的契约密集度(z_j^1)和广义的契约密集度(z_j^2):

$$z_j^1 = \sum_k \theta_{jk} R_k^{neither} \quad (31)$$

$$z_j^2 = \sum_k \theta_{jk} (R_k^{neither} + R_k^{refprice}) \quad (32)$$

其中, $\theta_{jk} = u_{jk}/u_j$ 代表行业 j 对行业 (最终产品) k 的中间投入品使用的价值占行业 j 使用的总投入价值的比重。 $R_k^{neither}$ 是行业 k 中完全差异化商品的比例, $R_k^{refprice}$ 是行业 k 中“在公开出版物有参考价格的商品”的商品比例。本文将 Nunn(2007) 计算的美国投入产出表 6 分位行业代码下的行业契约密集度数据对照到 NAICS 下的 6 分位行业代码, 对行业的契约依赖度进行测度。

本文采用跨国分行业面板数据对 (30) 式中的广义双重差分模型进行估计, 回归结果如表 4 所示。本文在第 (1) 列加入国家、行业和年份固定效应, 交乘项系数显著为正; 第 (2) 列只加入国家固定效应和年份固定效应, 加入行业契约密集度, 交乘项系数仍然显著为正; 最后, 本文使用广义契约密集度进行估计, 结果如第 (3)、(4) 列所示, 交乘项估计系数仍显著为正。因此, 数字规制政策对契约密集度更高行业的技术创新水平的促进作用更强。这也表明数字规制政策能够通过降低企业外购中间品的交易成本, 提高技术创新水平, 证实了本文的假说 3a。

表 4 数字规制政策影响技术创新水平的契约执行机制检验

变量	z_j^1		z_j^2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$DPRI \times z_j$	1.3724*** (0.2354)	1.3724*** (0.2352)	0.7125*** (0.1447)	0.7125*** (0.1447)
z_j		0.5008*** (0.0673)		0.3356*** (0.0458)
$DPRI$	-0.6251*** (0.1782)	-0.6251*** (0.1781)	-0.5778*** (0.2043)	-0.5778*** (0.2042)
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	否	是	否
样本量	349220	349220	349220	349220
国家个数	33	33	33	33
行业个数	380	380	380	380

六、结论与政策建议

本文从数字驱动视角构建了数字规制政策影响技术创新的理论框架, 采用 1989—2017 年 41 个国家的行业数据, 实证分析了数字规制政策对技术创新的影响、异质性及其作用路径。本文的分析表明: ①数字规制政策显著促进了技术创新水平的提升, 虽然这一效应随数字规制政策有效强度的提高而递减, 但样本国家的数字规制政策有效强度尚未达到“倒 U 型”的拐点, 仍处于“倒 U 型”曲线左侧的上升区间, 数字规制政策有效强度的提升仍能促进技术创新; ②数字规制政策主要通过破除企业数据要素投入障碍与合同中数据条款非完全性问题以驱动技术创新, 数字规制政策对数字依赖度更高以及契约密集度更高的行业技术创新水平的促进作用更大; ③从异质性分析的结果看, 数字规制政策对于非国际合作专利、外国个体参与的国内专利、同美国以及欧盟合作专利的促进效应更大, 各类数字规制政策措施对技术创新的影响各有差异, 大多数类别的措施均对技术创新有显著

的促进效应,但与新技术相关的数字规制政策措施抑制了技术创新。

在数字经济浪潮下,本文探讨了新兴的数字规制政策对技术创新的影响,对如何以数字经济推动高质量发展提供了重要的政策启示。不管对于全球还是中国而言,数字经济领域的监管仍然远远滞后于数字经济的发展速度,对其中的很多领域缺乏监管,甚至处于监管真空,提高数字规制仍然能够驱动技术创新,但是对新兴领域的数字规制政策可能会抑制技术创新。因此,在打造科学完善的数字规制政策体系时,应当着重从完善数字规制政策和创新数字规制政策手段两方面共同推进。一方面,政府应当进一步围绕数字经济的安全、聚合、互动、反垄断以及不正当竞争等方面打造科学有效的数字治理和监管体系,充分发挥数字规制政策对企业技术创新的制度保障效能,提高企业技术创新中的竞争力、创造力、控制力、影响力,降低企业使用数字要素的成本和风险。另一方面,对于数字经济中层出不穷的数字化新技术、新产业和新业态,政府也要加强数字监管的顶层设计,秉承规范与发展并重原则,平衡包容监管与规则治理。政府既要创新监管理念和方式,实行审慎的数字监管手段,避免数字监管的规则碎片化、“一刀切”和领域重叠化带来的过度监管问题,也要引导和支持行业的健康有序发展,激发创新的新动能。

此外,政府应当重视数据要素在新经济发展中的关键作用,通过立法、执法与系统建设的方式为数据要素提供高质量的制度体系。由于数字规制政策驱动企业技术创新的主要机制之一是弥补合同中数据条款不完全的缺陷,政府应当积极完善数据交易协议与相关法律法规,通过培育和发展健全的数据要素市场,打破数据鸿沟,减少因数据产权不明晰和流动障碍对市场及企业产生的负面效应。数字市场中契约第三方实施机制的顶层设计有助于保障数据要素的有序流动,降低当下数字市场由于契约不完全所导致的交易成本。以市场化方式进行的数据流动将高效驱动创新行为,使数字经济得到高质量发展。数字规制政策驱动企业技术创新的另一条主要机制是减少企业数据要素投入障碍。政府可以建立智慧型市场监管系统,对数据进行分类分层,建立合理动态阈值,进行数字评级,对数字规范的企业予以鼓励和支持,对数字滥用的企业提出严格的数字脱敏要求,这既能提升数字规范企业对数字要素的可得性,又在对具有数字滥用行为企业进行限制的同时,保证了必要的数字投入,直至企业合规操作,从而推动数字经济的长期健康发展。

〔参考文献〕

- [1]陈晓红,李杨扬,宋丽洁,汪阳洁.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,2022,(2):208-224.
- [2]蔡跃洲,马文君.数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J].数量经济技术经济研究,2021,(3):64-83.
- [3]韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,2019,(7):119-136.
- [4]江小涓,黄颖轩.数字时代的市场秩序、市场监管与平台治理[J].经济研究,2021,(12):20-41.
- [5]李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,(9):192-208.
- [6]戚聿东,杜博,叶胜然.知识产权与技术标准协同驱动数字产业创新:机理与路径[J].中国工业经济,2022,(8):5-24.
- [7]孙晋.数字平台的反垄断监管[J].中国社会科学,2021,(5):101-127.
- [8]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,(5):52-66.
- [9]唐要家,王钰,唐春晖.数字经济、市场结构与创新绩效[J].中国工业经济,2022,(10):62-80.
- [10]吴超鹏,唐菡.知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,

- 2016, (11): 125–139.
- [11]袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 盛誉. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021, (9): 137–155.
- [12]Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(5): 1369–1401.
- [13]Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequien, and M. J. Melitz. The Impact of Exports on Innovation: Theory and Evidence[R]. NBER Working Paper, 2018.
- [14]Aghion, P., R. Blundell, R. Griffith, P. Howitt, and S. Prantl. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(1): 20–32.
- [15]Arnold, J. M., B. Javorcik, and A. Mattoo. Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms? Evidence from The Czech Republic[J]. *Journal of International Economics*, 2011, 85(1): 136–146.
- [16]Arnold, J. M., B. Javorcik, M. Lipscomb, and A. Mattoo. Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India[J]. *Economic Journal*, 2016, 126(590): 1–39.
- [17]Aw, B. Y., M. J. Roberts, and D. Y. Xu. R&D Investments, Exporting, and the Evolution of Firm Productivity[J]. *American Economic Review*, 2008, 98(2): 451–456.
- [18]Aw, B. Y., M. J. Roberts, and D. Y. Xu. R&D Investment, Exporting, and Productivity Dynamics[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(4): 1312–1344.
- [19]Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115–143.
- [20]Campbell, J., A. Goldfarb, and C. Tucker. Privacy Regulation and Market Structure[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2015, 24(1): 47–73.
- [21]Ciriello, R. F., A. Richter, and G. Schwabe. Digital Innovation[J]. *Business & Information Systems Engineering*, 2018, 60(6): 563–569.
- [22]Cohn, J. B., Z. Liu, and M. I. Wardlaw. Count (and Count-like) Data in Finance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 146(2): 529–551.
- [23]Ferracane, M. F., J. Kren, and E. Van Der Marel. Do Data Policy Restrictions Impact the Productivity Performance of Firms and Industries[J]. *Review of International Economics*, 2020, 28(3): 676–722.
- [24]Furman, J. L., M. E. Porter, and S. Stern. The Determinants of National Innovative Capacity[J]. *Research Policy*, 2002, 31(6): 899–933.
- [25]Goldfarb, A., and C. Tucker. Digital Economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019, 57(1): 3–43.
- [26]Jones, C. I., and C. Tonetti. Nonrivalry and the Economics of Data[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2819–2858.
- [27]Lybbert, T. J., and N. J. Zolas. Getting Patents and Economic Data to Speak to Each Other: An ‘Algorithmic Links with Probabilities’ Approach for Joint Analyses of Patenting and Economic Activity[J]. *Research Policy*, 2014, 43(3): 530–542.
- [28]Nunn, N. Relationship-specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(2): 569–600.
- [29]Schwartz, S. H. Universals in the Content and Structure of Values: Theoretical Advances and Empirical Tests in 20 Countries[J]. *Advances in Experimental Social Psychology*, 1992, 25: 1–65.
- [30]Tabellini, G. Institutions and Culture[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2008, 6(2–3): 255–294.
- [31]Yoo, Y., R. J. Boland Jr, K. Lyytinen, and A. Majchrzak. Organizing for Innovation in the Digitized World[J]. *Organization Science*, 2012, 23(5): 1398–1408.

Digital Regulatory Policies, Externality Governance and Technological Innovation: A Dual Perspective of Digital Investment and Incomplete Contracts

JIANG Wei, CHEN Xing-da, PENG Miao, ZHOU Lu-jun

(School of International Business, SWUFE)

Abstract: With the rapid progress of new generation of digital technologies, digital factors have become the most important new production factor in innovation activities. But market failures are increasingly posing challenges to the utilization of data factors due to externalities. Therefore, building a sound digital ecosystem with robust digital regulatory policies has become a key driver for Chinese high-quality economic development.

The paper constructs a theoretical model to analyze the governance of externalities and cost-effectiveness of digital transformation caused by digital regulatory policies. The paper studies the impact of digital regulatory policies on technological innovation, and analyzes the mechanisms from perspectives of innovation efficiency and intermediate good effects. This paper finds that digital regulatory policies, while promoting technological innovation through externalities governance, also inhibit it due to transaction costs. Furthermore, the effect is more significant in industries with higher digital and contract dependence, leading to greater promotion effect on technological innovation. The paper utilize a dataset from 41 countries during 1989—2017 to test the theoretical hypothesis. Our findings reveal that digital regulatory policies significantly enhance technological innovation. With generalized difference-in-differences model, our empirical results indicate that digital regulatory policies alleviate externalities of digital factor inputs and intermediate good contracts, ultimately bolstering technological innovation through the improvement of innovation efficiency and the reduction of transaction costs.

The paper has contributions in the following three aspects. Firstly, this paper integrates data factors, digital regulatory policies, and technological innovation into a unified theoretical framework, and innovatively constructs a theoretical basis for the impact of digital regulatory policies on technological innovation from the perspective of externality governance. Secondly, the paper expands the research progress on economic consequences of digital regulatory policies, not only expanding the research subject to technological innovation, but also using samples with a longer time range and more widely representative country data for empirical analysis. Lastly, this paper examines the theoretical mechanism of the impact of digital regulatory policies on technological innovation from dual perspectives of digital input and incomplete contracts, which clarifies the micro-mechanism, and provides new research directions for subsequent studies.

Our findings have significant policy implications for the establishment of a digital regulatory policy framework and the improvement of digital market supervision. Firstly, the government should fully leverage the institutional role of digital regulatory policies to bolster the competitiveness, creativity, control, and influence of firms in technological innovation while mitigating the costs and risks associated with digital factors. Secondly, there should be a reinforced focus on top-level planning for digital regulation, striking a balance between policy regulation and economic development, and integrating inclusive regulation with rule-based governance. It is also important to avoid excessive regulation caused by fragmented rules, a one-size-fits-all approach, and overlapping regulatory jurisdictions. The government should guide and support the healthy and orderly growth of industries, and foster innovation drivers.

Keywords: digital regulatory policies; technological innovation; externality governance; digital input; contract dependence

JEL Classification: L51 D21 O31

[责任编辑:覃毅]