

政府信息公开、企业确定性预期与创新表现*

张明昂¹, 鲁书伶², 邵小快³, 白彦锋¹

(1. 中央财经大学 财政税务学院, 北京 102206; 2. 中国人民大学 经济学院, 北京 100872;

3. 北京外国语大学 国际商学院, 北京 100089)

摘要:在当前国内外环境错综复杂和新冠疫情冲击的影响下,企业发展面临的不确定性走高,给投资风险高、周期较长的企业创新活动带来了不利影响。同时,恢复经济活力需要企业可持续发展的支撑,而降低企业对不确定性的担忧对于促进创新至关重要。作为近年来“放管服”改革的重要内容,政府信息公开对界定政府权责范围和为市场主体营造稳定可预期的经营环境发挥着关键作用。基于此,文章考察了政府政务信息公开对企业创新的影响。文章构建了企业在政策不确定性环境下的研发和生产决策理论模型,阐述了政府信息公开对企业研发创新的影响机制。在此基础上,利用地方政府信息公开试点这一准自然实验,构造了双重差分模型,实证发现:地方政府信息公开显著提高了企业专利申请量,特别是促进了高质量专利申请,且对非国有、融资约束较高及大型企业影响更强;政府信息公开对创新的激励效应是通过降低政策不确定性和提高企业信心实现的;政府信息公开还通过推动研发创新进一步提高了企业全要素生产率水平。在全球经济社会不确定性风险加大的背景下,文章的研究对政府改善营商环境、提振企业信心、促进经济复苏和企业发展提供了参考。

关键词: 政府信息公开; 企业创新; 政策不确定性

中图分类号: F273 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2023)04-0094-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230115.304

一、引言

党的二十大报告提出,“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用”。我国地方政府在地区发展中扮演了极为重要的角色,其通过产业政策、行政服务及基础设施建设等多种方式来对辖区内企业发展发挥作用(周黎安, 2017)。地方政府政策一方面是弥补市场失灵和应对内外部宏观冲击的必要举措;但另一方面,政策的频繁调整变动可能会加剧市场主体面临的不确定性,并对其生产经营带来不利影响(Gulen 和 Ion, 2016)。近年来,为有效规范地方政府行为,我国将行政体制改革作为转变政府职能的重要抓手,以更好地推动经济高质量发展。其中,作为“放管服”改革的重要内容,政府信息公开制度能通过提高信息透明度为市场提供明确信号,进而强化市场经济下的预期管理,因而其成为了界定政府权责范围和协调好政府

收稿日期: 2022-08-23

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(72203247, 72103024); 国家社科基金重大项目(19ZDA070)

作者简介: 张明昂(1993-),男,山东济宁人,中央财经大学财政税务学院副教授;

鲁书伶(1998-),女,四川内江人,中国人民大学经济学院博士研究生;

邵小快(1987-)(通讯作者),男,山东济宁人,北京外国语大学国际商学院讲师,硕士生导师;

白彦锋(1976-),男,河北新乐人,中央财经大学财政税务学院教授,博士生导师。

与市场关系的重要突破口。^①自2008年正式实施《中华人民共和国政府信息公开条例》后,各地区基层政务公开工作逐步推进,信息公开与政策解读更加规范,有力推动了各地良好营商环境的形成。随着政务公开工作不断深化,企业的微观行为也会受到深远影响。

进入新发展阶段,创新驱动成为经济增长的重要源泉。2019年,我国R&D经费投入总量首次突破2万亿元,^②每万人口发明专利拥有量达到13.3件,创新指数排名提升至全球第14位。^③但作为创新活动微观主体的企业仍然面临激励不足等问题。一方面,企业创新是一项周期长、风险高、不确定性强的投资活动,需要大量资金投入,并且面临较高的融资成本(Hall, 2002);另一方面,我国现阶段不完善的市场环境对创新活动形成了制度约束。如何优化营商制度环境、改革约束创新的体制机制,是贯彻落实创新驱动发展战略的重点所在。因此,探究政府信息公开对企业创新表现的影响具有较强的理论和现实意义。

首先,本文构建了企业在面临政策不确定性时的研发、投入和生产决策模型,为描述政策不确定性环境下政府信息公开如何促进研发创新提供了一个简明的理论机制。具体而言,企业可选择研发投入来提高生产率并降低边际成本,而企业的生产决策及预期利润取决于市场环境并受地方政府政策的影响。政策的不透明度会放大不确定性对企业预期利润的负面影响,进而削弱企业研发创新的积极性。而政府信息公开会降低不确定性,增强企业开展高风险研发创新项目的积极性。其次,我们利用2012年电子政务平台与政务公开试点这一政策冲击作为准自然实验构造双重差分模型,基于匹配后的中国工业企业与专利数据进行实证检验。回归结果表明,政府信息公开能显著提高企业专利申请量,特别是促进了高质量专利的申请。对非国有企业、融资约束较高的企业及大型企业而言,政府信息公开对创新的促进作用更明显。再次,对作用机制的实证检验表明,政府信息公开显著降低了企业所感知的不确定性,且在政策不确定性较高及对政府依赖度较高地区其创新激励效应更强,这意味着政府信息公开能够帮助企业在政策不确定性和对政府依赖度较高的环境下提高研发经营的确定性预期,进而促进研发创新。最后,本文还发现政府信息公开能够显著提升企业全要素生产率,进而提升经济高质量发展水平。

与本文密切相关的研究主要有三支。第一支是关于评估政府信息公开经济效应的研究。不少学者认同增加政府信息透明度具有遏制政府腐败(马亮, 2014; Berkowitz 等, 2019)、提高财政信息透明度(曾军平, 2011)、提升公众信任(Kim 和 Lee, 2012)和降低政府债务成本(Chen 等, 2016)等积极作用。尽管国内已有较多关于信息公开影响政府治理和公共福利的研究,但对微观企业活动的关注相对较少。部分文献讨论了政府信息公开对企业行为的影响。例如,王少飞等(2011)发现,地方财政透明度提高有利于增加地方国企投资效率;邓淑莲和朱颖(2017)发现,财政透明度能够增加企业对政府的理性预期,减少政府对土地市场要素干预,从而降低企业“主动”和“被动”的投资偏误,抑制产能过剩;邵磊和唐盟(2019)发现,财政透明度的提高为经济体注入了更多的确定性元素,有利于稳定企业预期。虽然上述文献从多个角度讨论了政府信息公开能通过降低不确定性而对企业行为产生多方面影响,但多是基于财政透明度这一狭义的信息公开视角,且忽略了创新活动这一重要经济环节。^④政府信息公开的内容比财政透明更广泛,且企业创新活动具有更大的不确定性。因此,政府信息公开如何作用于企业创新需要进行进一步讨论。

① 本文不区分“政府信息公开”和“政务公开”这两个词汇,在后文中相关表述均有使用。

② 国家统计局《2019年全国科技经费投入统计公报》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202008/t20200827_1786198.html。

③ 《我国国际专利申请量跃居世界第一》, 人民网, 网址来源: <http://politics.people.com.cn/n1/2020/0424/c1001-31685792.html>。

④ 据我们所知,关注政府信息公开对微观企业经营活动影响的文献比较少,现有的一篇是于文超等(2020)的研究,其发现政务公开有利于提高企业投资效率。

第二支文献聚焦于政府行政制度改革对企业的经济影响。从某种意义上说,政府信息公开与行政审批制度改革和简政放权等政府职能转型举措都属于“放管服”改革的范畴。政府行政制度改革有利于约束政府对市场的过度干预,为企业提供更好的营商环境。既有研究发现,行政审批制度改革能够减少制度性交易成本(夏杰长和刘诚,2017),增加企业进入(毕青苗等,2018),提升企业全要素生产率(朱光顺等,2020)。而放松银行管制则能促进企业创新(吕铁和王海成,2019)。本文首次考察了政府信息公开对企业创新的影响,从政府信息公开视角补充了上述文献,这对于探究企业创新增长驱动因素、落实“放管服”的总体要求具有重要政策涵义。

第三支文献关注影响企业创新的因素。国内外学者从经济、制度和企业自身因素等方面对其如何促进企业创新展开了诸多研究。一些文献从市场竞争(Philippe等,2005; Hashmi, 2013)、产业政策(黎文靖和郑曼妮,2016)和技术转让(Lin等,2021)等因素方面展开分析。也有研究围绕知识产权保护(Fang等,2017)、投资者保护(鲁桐和党印,2015)和金融发展(解维敏和方红星,2011)对制度的创新效应展开经验评估。但这些研究大多忽视了中国渐趋完善的政府信息公开制度,这一制度的存在导致政策不确定性下降,进而会影响企业创新行为与创新产出。虽有研究分析了政策不确定性对企业投融资决策和创新的影响(饶品贵等,2017; Xu, 2020),但对政策不确定性的测度始终是研究中的难点和关键。以往文献通常使用的Baker等(2016)全国政策不确定性指数,但其只是政策不确定的事后(ex post)结果,且缺乏地区层面变化。相比之下,政府信息公开更能刻画政策不确定对事先(ex ante)的影响,而且基于自然实验能够利用时间和地区层面的变异来提供更清晰的因果证据。

二、制度背景

政府信息公开是推进依法行政、提升公信力的重要制度设计。在我国不断探索改善政府治理有效路径的过程中,电子政务成为提高政府信息公开透明度的重要抓手。自1999年以来,中央政府出台了包括政府上网工程、《关于我国电子政务建设指导意见》《中华人民共和国政府信息公开条例》和“网络问政”等多项规定,旨在逐步推进基层政府政务活动网络公开和透明化,加强公众和上级政府对基层政府的监督。但在制度建设初期,网络政务平台有可能成为地方官员晋升激励下“粉饰门面”的工具(Pan, 2019),基层政府仍然有一定的空间选择性地公开部分信息,从而削弱了行政问责的约束作用。

为统筹政府业务建设与廉政风险防控,2011年9月,国务院发布全国政务公开领导小组《关于开展依托电子政务平台加强县级政府政务公开和政务服务试点工作的意见》(国办函〔2011〕99号),明确了政务公开试点工作基本原则、目标任务、实施步骤和信息公开事项。文件要求在全国选择100个县(市、区)开展试点工作,各省均需按照名额分配表选择2至4个具有电子政务工作基础的县作为统一电子政务平台的试点县。2012年1月4日,国家预防腐败局、全国政务公开领导小组发布的《关于公布依托电子政务平台加强县级政府政务公开和政务服务试点单位的通知》(国预办发〔2012〕1号)确定了试点县的具体名单。其中政务公开基本目录涉及行政审批、税收征管、财政补助资金、土地批租、环境保护和交通运输等与企业生产经营密切相关的事项。^①

总体而言,政府信息公开主要涉及公权力的使用和公共资金的使用(王少飞等,2011)。一方面,政府信息公开有利于增强监督,遏制腐败(Berkowitz等,2019),减少企业寻求政治关联的动

^① 政务公开详细内容、执行情况和制度保障见工作论文版本。

机,并促使其转而加强自主创新以实现长期发展(党力等,2015)。另一方面,税收减免与补贴信息更方便地获取使得企业形成对政策红利的确定性预期,并据此调整投资创新决策。政府信息公开可以降低市场主体信息搜寻成本,有助于企业对未来收益和风险作出合理判断。可见,政务信息可得性与政务本身同等重要。不论是关于政府的行政干预还是财政资金分配的信息,都将影响企业的投资决策和经营绩效。

县级政府是国家政策的基层实施者,不仅承担着提供辖区内公共物品的主要职责,在当地营商环境中也扮演着关键角色。在政策执行过程中,基层政府的行为直接关乎当地企业利益,比如引导县域经济发展,制定市场规则以维护公平竞争的市场环境,提供公共服务和基础设施,代表国家行使管理国有资产的职能。政务公开和政务服务工作的重点在于基层。相对于省市级的信息公开,县级政府所公开的信息更契合本地具体情况,反映了一定时期内当地政府对辖区内经济活动的干预深度和范围。企业会根据所获当地政策信息进行决策,因此县级政府信息公开是影响企业预期的重要因素。

三、理论分析

为了考察政府信息公开如何影响企业在不确定性情况下的研发创新,考虑一个代表性企业,其生产函数为常替代弹性(CES)形式:

$$q = A(R) \left(\sum_{j=1}^n \alpha_j L_j^\rho \right)^{1/\rho} \quad (1)$$

其中, L_j 表示第 $j = 1, 2, \dots, n$ 种投入要素。 $A(R)$ 是对生产率测度的增函数, 假设 $A'(R) > 0$ 且 $A''(R) \leq 0$ 。 给定第 i 种投入要素的价格 w_i , 企业选择投入要素水平 L_1, \dots, L_n 以最小化生产成本 $\sum_{j=1}^n w_j L_j$ 。 通过成本最小化问题计算出的成本函数为:

$$C(R, q) = \left[\sum_{j=1}^n (\alpha_j w_j^\rho)^{1/(1-\rho)} \right]^{1-1/\rho} q A(R)^{-1} \quad (2)$$

由于式(2)中的系数为常数, 因此将其记为 $B = \left[\sum_{j=1}^n (\alpha_j w_j^\rho)^{1/(1-\rho)} \right]^{1-1/\rho}$ 。

企业的研发投入 R 取决于期望利润。 在事前来看, 营商环境中存在诸多包括政府政策在内的不确定因素。 假设该产品的市场需求函数为 $p = x_A - q$, 其中 p 表示价格, x_A 表示市场规模, q 表示消费者的需求量。 该企业的货币利润记为:

$$\pi = \underbrace{(x_A - q)q}_{\text{市场收益}} - \underbrace{C(R, q)}_{\text{生产成本}} - \underbrace{R}_{\text{研发投入}} - \underbrace{x_B q}_{\text{非生产性费用}} = (x_A - x_B)q - q^2 - C(R, q) - R$$

这样, 政策不确定性的因素由模型中的参数 x_A 和 x_B 来刻画。 从需求端角度来说, 政府通过采购、修建基础设施和提升营商环境等政策可以影响市场需求曲线的截距 x_A ; 从供给端角度而言, 审批手续、专利制度、税费和补贴等因素会影响企业发生的非生产性费用 x_B 。 如果政务信息在事前是公开的, 则 $x_A - x_B$ 是确定的数值。 如果政务信息在事前不公开, 则从企业的角度来看, 不确定性因素可视为一个随机变量 $x = x_A - x_B$, 假设其服从以 μ 为均值, σ 为标准差的正态分布。 若政务信息不公开, 则不确定性 $\sigma \neq 0$ 会影响企业的研发投入及产量决策。 除了客观因素外, 企业家的风险厌恶程度也决定着其创新动机, 因此设企业家的效用函数为 $U(\pi) = -e^{-\lambda\pi}$ (Pratt, 1978), 其中 $U'(\cdot) > 0$, $U''(\cdot) < 0$ 。 这样, $\lambda = -\frac{U'(\cdot)}{U''(\cdot)}$ 表示企业家对风险的厌恶程度。 企业的期望效用函数可表示为:

$$EU(\pi) = \int_{-\infty}^{+\infty} -e^{-\lambda(xq - q^2 - C(R, q) - R)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} dx \quad (3)$$

将成本函数(2)代入式(3),并对积分结果进行单调变换后,则企业的利润最大化问题可由 $\max_{q,R} \Pi$ 表示,其中, Π 有如下关系:

$$\frac{1}{\lambda} \Pi = \mu q - \left(1 + \frac{1}{2} \lambda \sigma^2\right) q^2 - R - \frac{B}{A(R)} q \quad (4)$$

最优的研发投入 R^* 和产量 q^* 由式(4)的一阶条件所决定,即:

$$\begin{cases} \mu - 2\left(1 + \frac{1}{2} \lambda \sigma^2\right) q^*(\sigma) - \frac{B}{A(R^*(\sigma))} = 0 \\ -1 + \frac{B}{A(R^*(\sigma))^2} A'(R^*(\sigma)) q^*(\sigma) = 0 \end{cases} \quad (5)$$

不确定性程度可由 $x_A - x_B$ 的标准差 σ 来衡量。 σ 的提高会放大政策对企业利润中 $(x_A - x_B)q$ 这一项的影响,进而影响事前的研发决策 R^* 。因此,考察政策不确定性对均衡的影响,相当于分析 R^* 对 σ 的导数。式(5)对 σ 进行微分,可产生两个未知量 $\frac{dR^*}{d\sigma}$ 和 $\frac{dq^*}{d\sigma}$,其中不确定性程度 σ 对最优研发决策 R^* 的影响可表示为:

$$\frac{dR^*}{d\sigma} = - \frac{2\lambda\sigma q^* B A(R^*(\sigma))^{-2} A'(R^*(\sigma))}{-2\left(1 + \frac{1}{2} \lambda \sigma^2\right) B A^{-2} (-2A^{-1} A'^2 + A'') q^* - B^2 A^{-4} A'^2} < 0 \quad (6)$$

式(6)分母为目标函数(4)的二阶导数矩阵的行列式,由二阶条件可知其值为正,因此式(6)的符号为负。我们可得出如下定理:

定理:企业研发投入 R^* 随政策不确定性的增加而降低,即 $\frac{dR^*}{d\sigma} < 0$ 。政府信息公开通过降低政策不确定性而提高企业在事前研发投入决策时的确定性预期,从而促进企业提高对研发创新的投入。

创新需要事前进行大量不可逆投资,并且需要较长时间来实现商业化。外部环境不确定性的增加,导致企业研发投资收益更具风险,挫伤研发创新的积极性。从事前来看,如果企业不在该营商环境下投资经营,则可获得一定水平的保留效用。政府信息公开可以提高信息透明度,降低政策不确定性,提高企业的确定性预期,增强企业开展高风险研发创新项目的积极性,对创新表现产生正向影响。进一步地,由 $A'(R) > 0$ 和链式法则可知 $dA^*/d\sigma < 0$ 。这意味着减少政策不确定性不仅能激励企业研发创新,还可以提高全要素生产率水平。

四、实证研究设计

(一)数据来源与变量构造。本文使用的主要数据来自 2006—2013 年中国工业企业数据和专利数据。我们依据企业名称将工企数据和专利数据进行匹配。以国家统计局公开的宏观数据作为比较基准,本文历年专利总量匹配率平均为 70%,^①这与 Xie 和 Zhang(2015)的匹配结果相近。对于在某些年份没有匹配到专利信息的工业企业,我们遵循文献中的做法,认定为其当年没有申请专利,将其专利申请量赋值为 0(吕铁和王海成, 2019; Xu, 2020; Ke 等, 2021)。在此基础上,按照 Brandt 等(2012)的方法构造了企业层面的非平衡面板数据。由于 2010 年工业企业数据库存在较为严重的质量问题(陈林, 2018; 寇宗来和刘学悦, 2020),且 2011 年难以定义企业受政策处理的真实状态,所以本文剔除了 2010 年和 2011 年数据,并进一步对样本做了如下筛选:

^① 专利总量匹配率为匹配上的专利申请数量占国家统计局公布的规模以上工业企业专利申请数量的比例。详情可以参见寇宗来和刘学悦(2020)。

一是针对工企数据中可能存在的问题,剔除了资产、负债和收入等财务指标存在明显错误的观测值。二是设址在行政层级较高城市的企业也可能更多地迎合政府需求以获得更多资源,从而阻碍生产率提升(谢小平等,2017)。因此,剔除了企业所在地为直辖市的观测值,同时剔除数据缺失较为严重的西藏自治区。最终保留样本观测值共 965421 个。

本文的主要被解释变量为企业创新。遵循 Philippe 等(2005)和 Hashmi(2013)的做法,我们使用专利申请量衡量企业创新,原因如下:(1)在体现创新产出的指标中,专利数量是测度中国企业创新的可靠指标之一,具有表征企业创新产出、可得性高和信息维度丰富等明显优势(寇宗来和刘学悦,2020)。本文使用专利申请量而非授权量,理由在于专利申请量确定性更高,并且更能反映企业当期的创新活动。与专利授予量相比,专利申请量避免了检测和缴纳年费过程中的不确定性和不稳定性,较少受到官僚或流程等非创新因素的影响,所以更能反映企业真实创新水平(黎文靖和郑曼妮,2016);专利授权量具有滞后性,一项专利从申请到获得批准需要 1—2 年时间,因此其在反映企业当期创新成果方面存在不足(白俊红和李婧,2011)。(2)样本期间内,工业企业数据库仅 2006 年和 2007 年两年有研发费用,没有覆盖 2011 年改革后的数据。由于专利申请量存在零值,参照黎文靖和郑曼妮(2016)的做法,在回归中对企业当年专利申请量进行加 1 并取对数处理,构造出企业创新指标。

本文使用的企业层面控制变量包括:(1)企业规模($\ln Employee$),用企业员工人数的自然对数衡量;(2)企业年龄($\ln Age$),用调查年份减去企业成立年份并取自然对数衡量;(3)盈利能力($Profit$),用利润总额占营业收入比重衡量;(4)资本密集度($AssetDensity$),以固定资产占总资产比重表示;(5)出口状态($Export$),以企业是否出口这一虚拟变量表示;(6)产权性质($State$),以企业是否属于国企这一虚拟变量表示。

对于地区层面数据而言,首先,我们通过手工收集整理得到了 100 个电子政务平台试点县,将其作为本文实证设计中的处理组。其次,使用了一些改革前县级层面的控制变量,包括:(1)经济水平($\ln GDPper$),用人均 GDP 的自然对数表示;(2)产业结构($Industry$),用第三产业占比表示;(3)财政缺口($FisGap$),我们使用财政支出与财政收入的差值再除以财政收入表示;(4)地理距离($Distance$),使用县与所属省省会地理距离表示;(5)贫困县($Poverty$),用是否属于国家级贫困县这一虚拟变量表示;(6)省会($Capital$),使用虚拟变量是否处于省会城市表示。再次,考虑到政府信息公开建设一定程度上取决于当地网络与信息发展水平,我们还使用了当地的网络建设水平变量,包括:(1)人均电信收入($\ln TellIncomePer$),为人均电信收入的自然对数;(2)互联网发展水平($InternetCover$),我们用互联网宽带接入用户数占总人口的比重衡量;(3)信息技术从业人员占比($Elabor$),使用信息传输计算机服务和软件业从业人员占从业人员总数比重表示,由于这些网络建设指标在县级层面难以获得,我们使用市级层面数据进行近似代替。最后,由于上述时变变量在 2011 年以后可能会受到政务公开政策的影响,因此使其不能满足合格控制变量的要求(Cinelli 等,2022),参考 Li 等(2016)和 Berkowitz 等(2019)的做法,使用基期(改革前的 2010 年)各地区数据构造控制变量。县级与市辖区数据来自《县域统计年鉴》《中国区域统计年鉴》和各市统计年鉴,地级市数据来自《中国城市统计年鉴》。对所有企业和地区层面控制变量中的连续变量都进行前后 1% 缩尾处理,以避免极端值的影响。主要变量的描述统计见工作论文版本。

(二)模型设定。为了检验政府信息公开与企业创新的因果关系,利用 2012 年政府信息公开试点的自然实验,建立如下的双重差分模型,通过比较试点县区与非试点县区的企业创新水平在 2012 年前后变动的差异,得到政策的处理效应。

$$\ln Patent_{i,c,t} = \beta Treat_c \times Post_t + \varphi_i + m_t + \gamma X_{i,c,t} + Z_c \times f(t) + \varepsilon_{i,c,t} \quad (7)$$

其中,下标*i*为企业,*c*为县区,*t*为年份。 $\ln Patent_{i,c,t}$ 为企业专利申请量加 1 的自然对数,用于衡量企业创新; $Treat_c$ 为虚拟变量,对于试点县取 1,否则为 0; $Post_t$ 为表征政策处理后年份的虚拟变量,对 2012 年及其以后年度取 1,否则为 0。回归系数 β 度量了政务信息公开对企业创新的影响,若 β 为正则表明政务公开能够促进企业创新。 φ_i 为企业固定效应,用于控制企业维度不随时间变化的因素的影响; m_t 为年份固定效应,用以控制特定年份对创新的冲击。 $X_{i,c,t}$ 为企业层面可能影响创新水平的控制变量,包括企业规模、企业年龄、盈利能力、资本密集度、出口状态和产权性质。

考虑到政务公开试点县并非随机选取的,因此,为了提高受处理状态的条件独立性,进一步控制了基准时期(2010 年)县区层面可能影响政务公开试点县选取的因素 Z_c ,包括经济水平、产业结构、财政缺口、地理距离、是否贫困县、是否属于省会、人均电信收入、互联网发展水平和信息技术从业人员占比,参考 Li 等(2016)和 Berkowitz 等(2019)的做法,在回归方程中,将这些县区基期特征 Z_c 与时间趋势三次项 $f(t)$ 相乘作为控制变量,^①以允许这些地区层面变量 Z_c 对结果变量遵循一定时间趋势的影响(Li 等,2016)。考虑到创新活动在企业内部存在序列相关,为了解决误差项的异方差和序列相关问题,我们参考黎文靖和郑曼妮(2016)以及 Xu(2020)的做法,将回归标准误在企业层面进行聚类调整。

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果。表 1 展示了基准回归结果,各列均控制了企业固定效应和年份固定效应。列(1)中未控制任何其他企业和地区维度的变量,系数 β 估计值为 0.0102,在 5%的水平下显著。列(2)加入地区基期特征与时间多项式的交互项,系数 β 估计值未发生明显变化。可见,地区层面控制变量的加入与否不会明显影响实证结果,这在一定程度上说明政务公开试点县的选取与这些地区层面经济社会特征是相对独立的。列(3)则同时控制企业时变特征和地区变量与时间趋势的交互项, $Treat \times Post$ 的回归系数估计值为 0.0110,并且在 5%的水平上显著。根据列(3),相比于非试点县而言,试点县的企业专利申请量在政策实施后增加了 1.1%。总之,以上估计结果表明,在其他因素不变的情况下,相比非试点县,试点县的企业专利申请量有明显提高,也就是说,政府信息公开能够有效促进企业创新。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验。利用 DID 模型识别政务公开创新效应需要满足的因果识别有效性条件是,若没有政务公开试点政策处理,各县区企业创新水平的变动应当保持共同趋势,否则对照组和处理组之间缺乏可比性,并会造成估计偏误。为进行平行趋势检验,设定了如下的事件研究法(event-study)模型:

$$\ln Patent_{i,c,t} = \sum_{t=2007}^{2013} \beta_t \times Treat_c \times YearDum_t + \varphi_i + m_t + \gamma X_{i,c,t} + Z_c \times f(t) + \varepsilon_{i,c,t} \quad (8)$$

^① 时间趋势 t 在样本初始年份 2006 年赋值为 1,按照年份依次递增。

表 1 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|------------------|------------------|------------------|
| $Treat \times Post$ | 0.0102** (2.033) | 0.0108** (2.094) | 0.0110** (2.133) |
| 企业控制变量 | 未控制 | 未控制 | 控制 |
| 地区控制变量 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 965 421 | 965 421 | 965 421 |
| R^2 | 0.509 | 0.511 | 0.511 |

注:*,**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著;括号内为*t*值;标准误在企业层面聚类调整。企业控制变量包括员工总数自然对数、年龄自然对数、利润率、固定资产比率、是否出口、是否国企;地区控制变量为改革前(2010年)地区变量与时间三阶多项式的交互项,其中地区变量包括人均GDP的对数、第三产业占比、财政缺口、与省会地理距离、是否为贫困县、是否为省会、人均电信收入的对数、互联网用户占总人口比重和信息技术从业人员占比。所有回归均控制了企业和年份固定效应、企业和地区控制变量。下表统同。

式(8)中, $YearDum_t$ 为一系列年份虚拟变量, 当年份为 t 年时, $YearDum_t$ 取值为 1, 否则取值为 0; 2006 年作为基准年份在回归设定中省略。 β_t 表示相对于 2006 年, 试点县内企业与非试点县内企业创新水平在 t 年是否存在显著差异。如表 2 列(1)所示, 政务公开试点前(2009 年及之前)系数 β_t 接近于 0 且不显著, 在政策实施当年及其以后处理组与对照组之间的差异才逐渐显现, 表明试点县和非试点县内企业创新趋势在政策实施前具有可比性。

表 2 稳健性检验

| | (1)平行趋势 | (2)排除其他干扰 | (3)PSM-DID | (4)是否申请专利 | (5)替换专利数量计算方式 | (6)ln(1+上市公司专利授权量) |
|------------------------------------|-----------------|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> | | 0.0094* (1.827) | 0.0106** (2.061) | 0.0090*** (3.142) | 0.0141** (2.166) | 0.3020* (1.718) |
| <i>Treat</i> × <i>YearDum</i> 2007 | 0.0022(0.870) | | | | | |
| <i>Treat</i> × <i>YearDum</i> 2008 | -0.0016(-0.489) | | | | | |
| <i>Treat</i> × <i>YearDum</i> 2009 | 0.0058(1.535) | | | | | |
| <i>Treat</i> × <i>YearDum</i> 2012 | 0.0126**(1.961) | | | | | |
| <i>Treat</i> × <i>YearDum</i> 2013 | 0.0129**(1.962) | | | | | |
| 观测值 | 965 421 | 965 421 | 959 698 | 965 421 | 965 421 | 11 763 |
| R^2 | 0.511 | 0.511 | 0.511 | 0.503 | 0.511 | 0.781 |

2. 排除其他政策影响。利用 *DID* 进行因果识别的另一个假设在于, 没有同时期其他政策产生混淆性影响。我们主要考虑了如下政策的影响: (1)行政审批中心建设。各地政府设立行政审批服务中心, 通过整合分散的部门减少市场主体开展生产经营活动的制度性壁垒, 从而为研发创新提供便利(王永进和冯笑, 2018)。为控制地级市层面行政审批中心建立的影响, 加入企业所在地级市是否建立行政审批中心的虚拟变量(*Admin*), 若有, 则建立当年及之后都赋值为 1, 否则为 0。(2)“撤县设区”政策。“撤县设区”弱化了县级政府的财政自主权和征税能力, 降低了辖区内企业实际税率(范子英和赵仁杰, 2020)。税负减轻减少资金占用, 从而有利于企业为创新融资。为控制“撤县设区”政策的影响, 在模型中加入企业所在县区是否经历“撤县设区”的虚拟变量(*District*), 改革当年及之后都赋值为 1, 否则为 0。(3)“省直管县”改革。“省直管县”改革通过简化政府间财政层级, 提高财政分权程度, 进而影响企业生产率和资源配置(刘冲等, 2014)。为控制“省直管县”改革的影响, 加入企业所在县是否经历“省直管县”改革的虚拟变量(*PMC*), 改革当年及之后都赋值为 1, 否则为 0。表 2 列(2)报告了控制上述政策影响后的实证结果。可见 *Treat*×*Post* 系数未发生较大改变, 表明在考虑同期行政审批中心建立、“撤县设区”改革和“省直管县”改革的影响后, 本文基准结果仍然稳健。

3. 使用 *PSM-DID* 方法。考虑到中国地区间具有较大异质性, 为使处理组与对照组尽可能相似, 我们利用从 Rosenbaum 和 Rubin(1983)发展而来的倾向得分匹配法(*PSM*)消除样本选择偏差, 并结合 *DID* 解决内生性问题, 从而更准确地估计政策处理效应。匹配中使用的协变量来自公式(7)中企业和地区维度的变量, 在使用 *logit* 模型 1:1 近邻匹配后, 保留共同支撑的匹配后样本进行双重差分回归。表 2 列(3)为 *PSM-DID* 估计结果, *Treat*×*Post* 系数与基准回归结果差异较小, 证明了回归结果的稳健性。

4. 替换专利衡量方式。为检验基准结果对专利申请度量方式的稳健性, 此处使用表征企业是否申请专利的虚拟变量进行回归, 分析政务公开在扩展边际上对专利申请的影响。表 2 列(4)说明, 政务公开显著提高了企业的专利申请概率。此外, 专利申请量具有较多零值, 有学者认为使用 $\ln[\textit{patent} + (\textit{patent}^2 + 1)^2]$ 形式不仅能够尽量保留观测值, 而且相较于对数形式 $\ln(\textit{patent} + 1)$ 而言

更具灵活性(Liu 和 Qiu, 2016)。因此,借鉴 Liu 和 Qiu(2016),使用 $\ln[\text{patent} + (\text{patent}^2 + 1)^2]$ 形式构造专利申请量的新指标。列(5)中 $Treat \times Post$ 系数仍在 5% 水平上显著为正。考虑到专利授权具有滞后性,本文还使用上市公司数据将样本拓展至 2006—2017 年,使用上市公司专利授权量再检验政府信息公开对企业创新活动的影响。^①由列(6)可以看出,政务公开显著促进了专利授权量的增加,从而证明基准结论的可靠性。

本文还进行了如下的稳健性检验,包括:改变模型设定方式、进行安慰剂检验、改变标准误差聚类方式、加入直辖市的企业样本以及控制企业隶属关系的影响。具体结果见工作论文版本。

(三)异质性分析

1. 专利类型。专利质量因类型而异:发明专利的创新含量最高,实用新型专利次之,外观设计专利最低。为了衡量政务公开对企业创新质量的影响,对专利类型进行区分,即将发明专利和实用新型专利视为高质量创新,将外观设计专利视为低质量创新,分别进行回归分析,结果汇报在表 3 中,其中列(1)被解释变量为发明专利申请量与实用新型专利申请量之和加 1 的自然对数,列(2)被解释变量为外观设计专利申请量加 1 的自然对数。可以发现,政务公开显著提升了企业发明专利和实用新型专利的申请数量,而对外观设计专利的影响不显著,这说明政府信息公开对高质量创新产生了一定的激励效果。

表 3 异质性分析:专利类型

| | 发明专利和实用新型专利 | 外观设计专利 |
|---------------------|--|------------------------------|
| | (1) $\ln(\text{Invention} + \text{Utility} + 1)$ | (2) $\ln(\text{Design} + 1)$ |
| $Treat \times Post$ | 0.0136 ^{**} (2.523) | -0.0002(-0.187) |
| 观测值 | 965 421 | 965 421 |
| R^2 | 0.514 | 0.426 |

2. 所有权性质。已有研究表明,创新具有产权异质性,民营企业 and 外资企业相较于国有企业更具有创新活力,创新绩效更高(吴延兵, 2012)。部分原因在于,企业的国有产权属性对经理人进行创新投资的激励较弱,而且国企能获取更多政策信息和信贷资源,对政府信息公开效应敏感程度较低,因而进行创新活动的动力相对不足。本文按照产权性质将样本企业划分为国企和非国企两类。表 4 列(1)和列(2)的结果显示, $Treat \times Post$ 系数仅在非国企样本中显著为正。对此可能的解释是,在制度环境不完善的情况下,国有属性一定程度上是产权保护的替代机制(Fang 等, 2017),因而国有企业面临的创新不确定性较低;非国企往往缺乏产权保护,面临的创新外部约束较强。而政府信息公开有利于降低外部环境的不确定性,因而对非国有企业创新活动的促进作用更加明显。

表 4 异质性分析:企业类型

| | (1)国企 | (2)非国企 | (3)高融资约束 | (4)低融资约束 | (5)大型 | (6)中小型 |
|---------------------|-----------------|------------------------------|-----------------------------|---------------|------------------------------|---------------|
| $Treat \times Post$ | -0.0185(-0.509) | 0.0120 ^{**} (2.293) | 0.0116 [*] (1.821) | 0.0064(0.757) | 0.0990 ^{**} (2.020) | 0.0075(1.519) |
| 观测值 | 33 533 | 929 075 | 577 214 | 288 121 | 22 679 | 939 422 |
| R^2 | 0.587 | 0.510 | 0.466 | 0.437 | 0.648 | 0.500 |

3. 融资约束。企业创新活动因其产出的不确定性程度较高,从而受到较多的融资约束(Hall, 2002)。已有经验证据表明,高融资约束制约企业创新活动(鞠晓生等, 2013),而政府信息公开能

^① 为与原样本保持一致,剔除 2010 年和 2011 年数据以及四直辖市和西藏数据,其余设置与基准模型一致。

够降低政策不确定性,从而减少金融市场摩擦,降低外部融资成本。因此可以推断,信息公开的创新激励效应应该对高融资约束企业更强。本文参照 Hadlock 和 Pierce(2010)的方法,使用 SA 指数衡量融资约束程度,^①按照企业 2011 年前 SA 指数平均值分组,同时借鉴肖文和薛天航(2019)的做法,将改革前 SA 指数平均值大于行业前 1/3 分位数视为高融资约束组,否则为低融资约束组。如表 4 列(3)和列(4)所示,当企业面临较高的融资约束时, $Treat \times Post$ 的系数为 0.0116,在 10% 的水平上显著;当企业面临较低的融资约束时, $Treat \times Post$ 的系数为正,但不显著。这说明,面临较高融资约束时,政府信息公开对企业创新的激励效应更强。

4. 企业规模。在熊彼特的创新理论中,规模较大的企业在规模经济、风险承担和融资渠道上具有相对优势,因而具有更强的创新能力(Schumpeter, 1976)。已有实证研究结论也表明,企业规模与专利数、新产品销售收入等创新产出呈现正相关关系(Jefferson 等, 2006)。因而,在相同程度的政府信息公开水平下,大型企业更有意愿和能力开展创新活动。本文按照从业人员和营业收入两项标准将样本企业划分为大型企业和中小型企业。^②表 4 列(5)和列(6)显示, $Treat \times Post$ 系数在中小型企业样本中不显著,而在大型企业中显著,表明信息公开对大型企业创新激励作用更强。可能在原因在于,大型企业对于外部信息变化更加敏感,并且研发实力相对较强,所以当政府信息公开降低政策不确定性时,大型企业更愿意也更有能力进行创新活动。

六、进一步分析

理论模型部分分析得出,地方政务信息公开度较差时,企业经营面临的不确定性会增加,从事创新活动的积极性下降;政务公开提高政策信息透明度,有利于企业准确理解政策导向,形成对外部经营环境和政府干预行为的合理预期,降低事前面临的政策不确定性。接下来,我们进一步从实证角度验证政府信息公开影响企业创新的作用机制。

(一)对企业不确定性感知的影响。由于缺乏工业企业面临的政策不确定性数据,我们利用聂辉华等(2020)构建的 2008–2018 年“企业不确定性感知指数”^③和上市公司样本,检验政府信息公开是否能够降低企业不确定性,从而促进创新。模型设置如下:

$$FEPU_{i,c,t} = \beta Treat_c \times Post_t + \varphi_i + m_t + \gamma X_{i,c,t} + Z_c \times f(t) + \varepsilon_{i,c,t} \quad (9)$$

其中, $FEPU_{i,c,t}$ 为企业不确定性感知指数,数值越大表示企业所面临的不确定性程度越高。其余设置与式(7)一致。表 5 列(1)为式(9)的估计结果。 $Treat \times Post$ 系数在 10% 的水平上显著为负,说明政府信息公开显著降低了企业感知的政策不确定性水平。我们还将企业层面的不确定性感知指数平均到县级,按照改革前(2011 年)中位数将全部地区划分为不确定性感知较高的县和不确定性感知较低的县,利用工业企业数据进行分样本检验,比较政府信息公开对企业创新的影响在政策不确定性原本较高和较低的子样本中的差异。结合理论模型,若当地政策不确定性本身较低,那么政府信息公开对降低政策不确定性的作用有限,因此对创新的激励作用较小。表 5 列(2)和列(3)结果显示, $Treat \times Post$ 系数仅在高不确定性感知组显著为正,这意味着政府信息公开主要促进了那些原本不确定性较高地区的企业创新。上述结果说明,政府信息公开显著降低了企业面临的不确定性。

① SA 指数 = $-0.737 \times$ 企业规模 + $0.043 \times$ 企业规模² - $0.040 \times$ 企业年龄。

② 按照国家统计局《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》,将从业人员人数大于等于 1000 人且营业收入高于 4000 万元的企业划分为大型企业,其余为中小型企业。

③ 聂辉华等(2020)使用文本挖掘方法从中国 A 股上市公司年报中提取信息,构建“企业不确定性感知指数”。该指数使用包含经济政策不确定性句子中不确定性词语数量占总词语数量的比例衡量企业所面临的不确定性。

表 5 政府信息公开对企业不确定性感知和全要素生产率的影响

| | 不确定性感知指数 | 专利申请量(加1后取对数) | | 全要素生产率 |
|----------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------|-------------------------------|
| | (1) | (2)高不确定性感知 | (3)低不确定性感知 | (4) |
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> | -0.0223 [*] (-1.836) | 0.0447 ^{***} (4.325) | -0.0071(-0.562) | 0.0632 ^{***} (8.325) |
| 样本来源 | 上市公司 | 工业企业 | 工业企业 | 工业企业 |
| 观测值 | 11 755 | 200 921 | 141 618 | 936 516 |
| <i>R</i> ² | 0.513 | 0.525 | 0.528 | 0.733 |

(二)基于企业外部环境的进一步证据。进一步借助多组异质性检验,通过比较在不同的外部环境下政府信息公开对企业创新影响的差异验证背后的作用机理。一方面,我们考虑由当地政策不确定性所带来的影响。借鉴才国伟等(2018)的做法,以县委书记/县长变动率衡量政策不确定性,其中县委书记/县长变动率为某市内县长或县委书记发生变动的县的个数占该市所有县的个数的比例,基于 2010 年数据,我们将变动率大于等于(小于)样本中位数的定义为政策不确定性原本较高(低)的地区。表 6 列(1)和列(2)结果显示,在政策不确定性原本较高的地区,*Treat*×*Post* 系数显著为正,而在政策不确定性原本较低的地区,*Treat*×*Post* 系数为负且不显著。这说明,政府信息公开主要推动了政策不确定性原本较高地区的企业创新。

表 6 企业外部环境检验

| | (1)政策不确定性原本较高 | (2)政策不确定性原本较低 | (3)政府依赖度较高(与政府打交道时间较多) | (4)政府依赖度较低(与政府打交道时间较少) | (5)政府依赖度较高(政府与市场关系得分较低) | (6)政府依赖度较低(政府与市场关系得分较高) |
|----------------------------|-------------------------------|-----------------|------------------------------|-----------------------------|-------------------------------|-------------------------|
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> | 0.0306 ^{***} (3.484) | -0.0048(-0.756) | 0.0300 ^{**} (2.255) | 0.0113 [*] (1.704) | 0.0250 ^{***} (2.947) | 0.0070(1.090) |
| 观测值 | 312 555 | 651 412 | 218 265 | 459 030 | 293 347 | 672 046 |
| <i>R</i> ² | 0.521 | 0.508 | 0.515 | 0.514 | 0.513 | 0.510 |

另一方面,我们考察在企业对政府依赖度不同的地区,政府信息公开的创新提升效应有何差异。结合理论模型可知,若一个地方具有较强的市场经济导向,政府对企业的干预和影响较小,企业对政府依赖度较低(即 $x_A - x_B$ 对企业利润的影响较小)^①,则政策变动及其不确定性对企业期望效用的影响也会较小。在此情形下,政府信息公开的创新激励效应会较弱。为了验证这一推断,利用 2005 年世界银行企业调查问卷中“与政府打交道时间”刻画企业的政府依赖度,根据“与政府打交道时间”的样本中位数划分出政府依赖度较高(高于样本中位数)地区和政府依赖度较低地区。使用这一指标的原因在于,在政府依赖度较高的城市,企业往往要花费更多时间协调处理与政府部门的关系,以获取生产经营所必要的信息与资源。这会挤占高管精力和企业资源,削弱创新意愿。分样本回归结果汇报在表 6 列(3)和列(4)。我们还借鉴于文超等(2020)的做法,使用樊纲等(2011)市场化指数中的“政府与市场关系分项指数”衡量政府依赖度,并将得分小于(大于等于)样本中位数的地区划为政府依赖度较高(低)地区,对应的分样本回归结果展现在表 6 列(5)和列(6)。上述结果一致表明,相较于政府依赖度较低的地区,*Treat*×*Post* 系数在政府依赖度原本较高的地区更为显著且系数值更大。这说明,政务公开主要推动了那些政府对企业的干预程度较多地区的企业创新。

根据上述结果,政府信息公开促使基层政府提高政策信息公开透明度,降低企业面临的信息不对称及“事前”政策不确定性,有利于企业了解政策导向和稳定预期,并减少政策变动带来的不利影响,从而改善创新意愿。

① 我们可以简单理解为此时 $x_A - x_B$ 需要乘以某个介于 0 到 1 之间的系数,才会对企业利润产生影响。

(三)对全要素生产率的影响。这部分检验政府信息公开对全要素生产率(*TFP*)的影响。*TFP*是衡量经济发展效率与质量的重要指标。既有研究表明,简政放权和行政审批制度改革等一系列“放管服”的体制机制改革,能够通过降低制度性交易成本,促进企业开展研发创新活动(王永进和冯笑,2018)。表5列(4)展示了政府信息公开对企业*TFP*的影响,其中*TFP*使用*LP*方法(Levinsohn和Petrin,2003)计算得到。^①*Treat*×*Post*系数为0.0632,在1%的水平上显著,表明政府信息公开提高了企业全要素生产率。这说明,政府信息公开不仅能够提高企业创新产出,还能够通过创新效应进一步提高企业生产效率,从而提升经济发展质量。

七、结论与政策启示

随着我国经济发展进入新阶段,研究如何通过制度建设来推进创新驱动战略具有重大现实意义。基于此,本文构造理论模型分析了政府信息公开对企业研发创新的作用机理,并利用2006—2013年中国工业企业数据库与中国专利数据库的匹配数据,基于2012年开始的中国政务公开试点的准自然实验,构造了双重差分模型,实证检验了政府信息公开对企业创新表现的影响及作用机制。研究发现,政府信息公开显著提升了企业创新绩效,持续提升了专利申请量。这一结论在经过平行趋势检验、排除其他创新激励政策冲击、替换创新衡量指标、变换估计方法和聚类方法等稳健性检验后仍然成立。进一步研究发现,在大型、民营和融资约束较高的样本企业中,政府信息公开对企业创新的激励作用更强;从创新类型来看,政府信息公开主要促进了发明专利和实用新型专利等高质量专利的申请;影响渠道检验表明,政府信息公开主要通过提高企业确定性预期,帮助其克服政策不确定性的不利影响这一渠道来激励创新。

根据上述研究结论,本文提出如下政策建议:第一,应继续推进政务公开制度建设,推进政务阳光透明,主动接受社会和企业的监督。进一步推进决策、执行、管理、服务、结果公开(“五公开”),并扩大政务开放参与度。加强政策解读,及时回应社会关切。统一部门间信息共享交换,打通不同层级和部门之间的信息共享通道。第二,进一步改善政企关系。在构建“亲”“清”新型政商关系的基础上,营造更有利于企业家创新、宽容失败的文化氛围,为弘扬创新行为营造良好的平台环境。注重政企沟通渠道的创新,为企业家创新行为提供更加公开透明的信息环境。建立健全创新激励制度,健全企业家参与涉企政策制定机制,加大对企业家的帮扶力度。第三,从宏观层面营造公平竞争的市场环境,提高预期管理水平。从微观层面充分考虑企业规模、所有制和融资约束等差异,为市场主体营造公平透明的创新和发展环境。第四,进一步开展基层政务公开标准化、规范化试点工作,完善涉企政策和信息公开机制。对公开事项的标准流程进行进一步规范,梳理和细化公开内容、涉及主体、公开时点和渠道方式等。推动发布、解读和回应有序衔接。完善政务公开方式,多渠道综合利用包括实体和网上政务大厅或平台、电话热线、手机移动客户端等在内的各类线上线下信息载体,并规范涉企信息的推送规则。

*感谢北京外国语大学中央高校基本科研业务费专项资金资助(项目批准号:2020QD014),同时也感谢审稿专家和编辑提出的宝贵意见。

参考文献:

- [1]白俊红,李婧.政府R&D资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析[J].金融研究,2011,(6):181-193.
[2]毕青苗,陈希路,徐现祥,等.行政审批改革与企业进入[J].经济研究,2018,(2):140-155.

^①*TFP*的详细计算方法见工作论文版本。

- [3]才国伟,吴华强,徐信忠.政策不确定性对公司投融资行为的影响研究[J].金融研究,2018,(3):89-104.
- [4]陈林.中国工业企业数据库的使用问题再探[J].经济评论,2018,(6):140-153.
- [5]党力,杨瑞龙,杨继东.反腐败与企业创新:基于政治关联的解释[J].中国工业经济,2015,(7):146-160.
- [6]邓淑莲,朱颖.财政透明度对企业产能过剩的影响研究——基于“主观”与“被动”投资偏误的视角[J].财经研究,2017,(5):4-17.
- [7]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数:各省区市场化相对进程 2011 年度报告[M].北京:经济科学出版社,2011.
- [8]范子英,赵仁杰.财政职权、征税努力与企业税负[J].经济研究,2020,(4):101-117.
- [9]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,(1):4-16.
- [10]寇宗来,刘学悦.中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J].经济研究,2020,(3):83-99.
- [11]黎文靖,郑曼妮.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,2016,(4):60-73.
- [12]刘冲,乔坤元,周黎安.行政分权与财政分权的不同效应:来自中国县域的经验证据[J].世界经济,2014,(10):123-144.
- [13]鲁桐,党印.投资者保护、行政环境与技术创新:跨国经验证据[J].世界经济,2015,(10):99-124.
- [14]吕铁,王海成.放松银行准入管制与企业创新——来自股份制商业银行在县域设立分支机构的准自然试验[J].经济学(季刊),2019,(4):1443-1464.
- [15]马亮.信息公开、行政问责与政府廉洁:来自中国城市的实证研究[J].经济社会体制比较,2014,(4):141-154.
- [16]聂辉华,阮睿,沈吉.企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J].世界经济,2020,(6):77-98.
- [17]饶品贵,岳衡,姜国华.经济政策不确定性与企业投资行为研究[J].世界经济,2017,(2):27-51.
- [18]邵磊,唐盟.政府财政透明“稳预期”了吗?[J].财政研究,2019,(8):37-48.
- [19]王少飞,周国良,孙铮.政府公共治理、财政透明与企业投资效率[J].审计研究,2011,(4):58-67.
- [20]王永进,冯笑.行政审批制度改革与企业创新[J].中国工业经济,2018,(2):24-42.
- [21]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):3-25.
- [22]夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].管理世界,2017,(4):47-59.
- [23]肖文,薛天航.劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J].世界经济,2019,(1):76-94.
- [24]解维敏,方红星.金融发展、融资约束与企业研发投入[J].金融研究,2011,(5):171-183.
- [25]谢小平,汤莹,傅元海.高行政层级城市是否更有利于企业生产率的提升[J].世界经济,2017,(6):120-144.
- [26]于文超,梁平汉,高楠.公开能带来效率吗?——政府信息公开影响企业投资效率的经验研究[J].经济学(季刊),2020,(3):1041-1058.
- [27]曾军平.政府信息公开制度对财政透明度的影响及原因[J].财贸经济,2011,(3):25-30.
- [28]周黎安.转型中的地方政府:官员激励与治理[M].上海:格致出版社,2017.
- [29]朱光顺,张莉,徐现祥.行政审批改革与经济发展质量[J].经济学(季刊),2020,(3):1059-1080.
- [30]Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [31]Berkowitz D, Lu Y, Wu M Q. What makes local governments more accountable? Evidence from a website reform[EB/OL]. University of Pittsburgh Working Paper, 2019.
- [32]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [33]Chen Z B, Pan J, Wang L L, et al. Disclosure of government financial information and the cost of local government's

- debt financing: Empirical evidence from provincial investment bonds for urban construction[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2016, 9(3): 191–206.
- [34]Cinelli C, Forney A, Pearl J. A crash course in good and bad controls[J]. *Sociological Methods & Research*, 2022.
- [35]Fang L H, Lerner J, Wu C P. Intellectual property rights protection, ownership, and innovation: Evidence from China[J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(7): 2446–2477.
- [36]Gulen H, Ion M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523–564.
- [37]Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909–1940.
- [38]Hall B H. The financing of research and development[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18(1): 35–51.
- [39]Hashmi A R. Competition and innovation: The inverted-U relationship revisited[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(5): 1653–1668.
- [40]Jefferson G H, Bai H M, Guan X J, et al. R&D performance in Chinese industry[J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 2006, 15(4–5): 345–366.
- [41]Ke S W, Lu Y, Shi X Z, et al. Can investment incentive crowd out innovation? Evidence from China[EB/OL]. Social Science Research Network (SSRN), 2021.
- [42]Kim S, Lee J. E-participation, transparency, and trust in local government[J]. *Public Administration Review*, 2012, 72(6): 819–828.
- [43]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317–341.
- [44]Li P, Lu Y, Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18–37.
- [45]Lin Y T, Qin Y, Xie Z. Does foreign technology transfer spur domestic innovation? Evidence from the high-speed rail sector in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49(1): 212–229.
- [46]Liu Q, Qiu L D. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103: 166–183.
- [47]Pan J. How Chinese officials use the Internet to construct their public image[J]. *Political Science Research and Methods*, 2019, 7(2): 197–213.
- [48]Philippe A, Nick B, Richakd B, et al. Competition and innovation: An inverted-U relationship[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2): 701–728.
- [49]Pratt J W. Risk aversion in the small and in the large[A]. Diamond P, Rothschild M. *Uncertainty in economics: Readings and exercises*[M]. New York: Academic Press, 1978.
- [50]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41–55.
- [51]Schumpeter J A. *Capitalism, socialism and democracy* (1st ed.)[M]. London: Routledge, 1976.
- [52]Xie Z, Zhang X B. The patterns of patents in China[J]. *China Economic Journal*, 2015, 8(2): 122–142.
- [53]Xu Z X. Economic policy uncertainty, cost of capital, and corporate innovation[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2020, 111: 105698.

Government Information Disclosure, Firms' Deterministic Expectation, and Innovation Performance: A Research Based on Quasi-natural Experiment

Zhang Ming'ang¹, Lu Shuling², Shao Xiaokuai³, Bai Yanfeng¹

(1. School of Public Finance and Taxation, Central University of Finance and Economics, Beijing 102206, China;

2. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

3. International Business School, Beijing Foreign Studies University, Beijing 100089, China)

Summary: The current complex domestic and international environment, coupled with the impact of the COVID-19 epidemic, has increased the uncertainty faced by firm development. Innovation is an activity with high investment risks and long cycles, and uncertainty can adversely affect corporate innovation. Entering a new stage of development, innovation has become an important source of economic growth. Therefore, how to reduce firms' concerns about uncertainty is crucial to promote innovation and growth. As an important part of China's government reform in recent years, Government Information Disclosure (GID) plays a key role in defining the scope of government powers and responsibilities and creating a stable and predictable business environment for market players. Therefore, it is of great importance to study the impact of GID on corporate innovation to create a good business environment and promote high-quality economic development.

This paper examines the impact of GID on corporate innovation. First, it constructs a theoretical model of firms' R&D and production decisions in an environment of policy uncertainty, and describes the impact mechanism of GID on corporate innovation. Based on the theoretical analysis, using the Chinese industrial firm data and Chinese patent data from 2006 to 2013, it exploits a quasi-natural experiment of local GID pilot in 2012 to construct a DID model for empirical testing. The results show that, local GID significantly increases firms' patent applications, especially promotes high-quality patent applications, and has a stronger impact on non-state-owned, financially constrained, and large firms. The innovation incentive effect of GID is achieved by reducing policy uncertainty and increasing firms' confidence. In addition, GID further improves firms' TFP by promoting innovation.

The contributions of this paper are as follows: First, it extends the study of the economic effect of GID from the perspective of corporate innovation. Second, based on the GID system, it adds to the literature on how the reform of the government administrative system affects the behavior and performance of firms, which has important policy implications for the implementation of the general requirement of "management and service". Third, based on the quasi-natural experiment of the GID pilot, it characterizes the ex-ante threat of policy uncertainty and provides clearer causal evidence using time-level and region-level variations. Fourth, in the context of the increased risk of global economic and social uncertainty, it provides feasible solutions for the government to improve the business environment and boost business confidence, as well as a reference for promoting economic recovery and business development.

Key words: government information disclosure; corporate innovation; policy uncertainty

(责任编辑 石头)