

高新技术企业认定政策对探索式创新的影响

——融资约束与动力约束的双重调节作用

王琼¹,王尚怡¹,张飞燕¹,王成园^{2,3}

(1. 合肥工业大学经济学院,安徽合肥230601; 2. 合肥工业大学管理学院,安徽合肥230009;

3. 合肥工业大学数据科学与智慧社会治理教育部哲学社会科学实验室,安徽合肥230002)

摘要: 利用2003—2019年A股上市公司数据构建双重差分模型,借助文本分析法从行为角度评估了高新技术企业认定政策对企业探索式创新的影响,并考虑融资约束与动力约束的双重调节作用。研究发现:(1)认定政策对企业探索式创新具有显著的促进作用;(2)与低融资约束企业相比,认定政策对高融资约束企业探索式创新的促进作用更强;(3)与市场竞争压力较小的企业相比,认定政策对市场竞争压力较大的企业开展探索式创新的激励作用更强;(4)即使企业面临的市场竞争压力较大(动力约束较低),也仅在高融资约束的情况下,认定政策对探索式创新行为的促进作用才会较为明显,但只要存在较高的融资约束,即使市场竞争压力较小(动力约束较强),认定政策对探索式创新行为仍具有显著的促进作用。

关键词: 高新技术企业认定政策;探索式创新;融资约束;市场竞争压力

中图分类号: F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2024)03-0066-11

一、引言

党的二十大报告与“十四五”规划纲要都明确指出,加快实施国家创新驱动发展战略,加强基础研究,突出原创,鼓励自由探索。作为创新活动的主力军,高新技术企业要勇于突破原有技术路径,积极开展探索式创新。尽管我国2021年全社会研发经费支出已达2.79万亿元,位居世界第二位,但其中基础研究经费6.5%的占比与英美等发达国家相比仍有一定差距。从研发产出看,国家知识产权局2021年度报告显示,2021年我国专利申请量达524.4万件,高质量专利即发明专利的申请量为158.6万件,占专利申请总量的比重仅为30.2%。由此可见,我国专利支撑产业转型升级的力度远远不够。在此背景下,企业是否会因创新政策激励而调整创新行为,从而转向或强化开展质量更高但难度与风险也更大的探索式创新活动呢?这成为一个值得探究的重要问题。

2008年,科技部、财政部、国家税务总局联合颁布实施的《高新技术企业认定管理办法》(以下简称“认定政策”),是一种类似于“挑选赢家”的政府干预手段,旨在通过税收优惠、财政补贴等财务激

收稿日期:2023-07-12;修回日期:2024-05-10

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“科技企业家注意力的动态配置及其对企业创新绩效的影响研究:两种时间窗口的触发作用”(71804040);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“区域一体化政策视角下供应链数字化协同的促进机制与经济后果研究”(JZ2022HGTB0289);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“极端气候风险下制造企业绿色创新行为研究”(JZ2023HGTB0281)

作者简介: 王琼(1987—),女,安徽泾县人,管理学博士,合肥工业大学经济学院讲师,研究方向为产业政策与企业创新;王尚怡(1998—),女,安徽安庆人,合肥工业大学经济学院硕士研究生,研究方向为产业政策与企业创新;张飞燕(1996—),女,安徽六安人,合肥工业大学经济学院硕士研究生,研究方向为产业政策与企业创新;王成园(1989—),男,安徽芜湖人,管理学博士,合肥工业大学管理学院副教授,合肥工业大学数据科学与智慧社会治理教育部哲学社会科学实验室核心成员,研究方向为组织战略与创新管理。

励撬动企业创新,但现有学者多从投入增量与产出增量两个角度评估该认定政策,且暂未达成一致意见。首先,“挤入”还是“挤出”是投入增量研究的核心争议。现有研究大多证实“挤入”效应的存在,即认定政策将激励企业加大研发投入^[1]。但也有研究认为这种激励作用往往只存在于特定类型的企业,如非家族企业、认定前无税收优惠的企业^[2]、经过多次认定的企业^[3]等。其次,产出增量视角主要从全要素生产率^[3]、专利申请或授权量^[1]、专利质量^[4]等角度考察认定政策对企业创新产出的影响,相关研究结果多数表明认定政策存在积极的产出增量效应。但也有学者从区域创新的角度出发,发现认定政策引致的高新技术企业数量的激增对区域创新绩效并无显著影响^[5]。

鲜有学者关注认定政策带来的行为增量。行为增量主要指创新激励政策是否会引发企业在创新行为选择上的变化^[6]。从行为增量的角度评估创新政策的重要性在于,除研发投入外,创新政策还可能通过干预企业的创新过程影响其创新产出^[6-7],其中最重要的创新过程就是企业创新行为是否发生变化。因此,学者们开始逐渐重视从行为增量的角度开展创新政策的评估研究。Beck *et al.*^[8]对瑞士的一项创新政策进行实证分析,发现该政策仅对企业激进式创新行为具有激励作用。曲彤和卜伟^[9]则从行为金融学的视角出发,发现产业政策的信号传递功能会因“投资者关注效应”而诱使管理层选择低质量的创新策略。但由于行为变化很难直接观测,从行为增量角度评估创新政策的研究相对较少,直接评估认定政策的更是寥寥无几。即使是那些有意尝试从该角度评估认定政策的研究,在行为增量的度量上也做出了较大妥协,多采用发明与非发明专利申请数量的变化刻画创新行为偏好的转变^[14]。

基于二元创新理论^[10],与开发式创新相比,探索式创新更加关注新知识的搜寻与运用,更强调对组织惯例与现有技术的持续突破,其研发投入水平更高、周期更长、不确定性更大,从而更需要创新政策的激励。同时,探索式创新也是企业突破原有技术路径,实现从“跟跑”到“领跑”的关键性创新活动。因此,在加快实施国家创新驱动发展战略的背景下,聚焦作为创新主力军的高新技术企业,从探索式创新的角度对认定政策进行效果评估尤为重要。然而,前述特点也决定了资金是企业开展探索式创新的基础资源,市场竞争作为“看不见的手”构成了企业通过探索式创新获取差异化优势以逃离竞争的重要动力^[11-12]。由此,根据约束条件的不同,可以将企业划分为缺乏资金的企业(融资约束型)、缺乏市场竞争压力的企业(动力约束型)、同时面临两类约束条件的企业。那么,当企业面临不同的约束条件时,认定政策对其探索式创新行为的影响是否存在差异呢?

为此,本文拟以2008年高新技术企业认定政策为准自然实验,选取2003—2019年中国A股上市公司为样本,通过匹配上市公司与高新技术企业认定两个数据库,构建双重差分模型,考察认定政策对企业探索式创新行为的影响,以及融资约束与动力约束在这一关系中的双重调节作用。同时,为更准确地从行为层面评估认定政策对企业探索式创新的影响,本文借鉴Luo *et al.*^[13]的做法,对公司年报中详细阐述的关于公司发展战略和经营计划的特定内容进行文本分析,以此测度企业探索式创新行为的强度。本文主要有两方面的边际贡献:(1)从行为增量角度拓展了现有学者对认定政策的评估,利用文本分析的方法,进一步从实证测量方面改善了行为增量效应评估的准确性,这也为从创新行为角度评估其他创新政策提供了借鉴。(2)聚焦于认定政策着力点与认定对象实际情况的适配性,考察融资约束与动力约束两类重要的约束条件在认定政策如何影响企业探索式创新行为关系中的双重调节效应,拓展了现有学者在创新政策评估中对企业异质性特征的分析视角,为改善认定政策的结构性失衡问题补充了新的理论依据。

二、理论分析与研究假设

(一) 认定政策与企业探索式创新

认定政策能为企业提供相对持续的研发资金保障,提高企业开展探索式创新的意愿与资金能力。首先,认定政策为企业带来了直接的税收优惠与财政补贴,弥补了企业开展探索式创新的成本,因而在一定程度上增强了其开展探索式创新的意愿。其次,认定政策作为政府的一种选择性产业政策,其内含的信号功能为企业探索式创新提供了间接的资金保障。与开发式创新相比,探索式创新的专业

性更强,对企业而言的机密性也更高,在投融资双方之间的信息不对称程度因而更为严重,加之其回报的不确定性,企业探索式创新更容易面临资源困境。而认定政策对企业知识产权数量及科技成果转化等方面都有一定要求,有利于向市场传递有关企业在技术创新能力方面的积极信号,为企业进一步吸引外部资金发挥重要作用^[1]。

此外,认定政策也有助于提升企业员工的相对稳定性,为企业探索式创新提供人力资本保障。探索式创新研发周期较长,对企业包含研发团队在内的人力资本的稳定性要求更高。研发人员外流,会直接导致企业核心技术与商业机密面临外泄风险,非研发人员的外流或更替也同样会影响团队行为的一致性,从而产生调整成本,不利于企业开展探索式创新^[4]。一方面,认定政策能向企业内部员工传递有关企业发展前景的积极信号,降低离职意愿;另一方面,也为企业留住人才提供了一定程度的资金支持。

综上分析,认定政策从研发资金与人力资本两方面助推企业开展探索式创新活动。据此,本文提出假说1。

假说1:认定政策积极影响企业探索式创新行为。

(二) 融资约束的调节作用

认定政策对企业探索式创新的激励作用,会因企业融资约束程度不同而存在差异。

首先,根据财政激励政策的边际递减效应,当融资约束减弱时,认定政策通过缓解融资约束促进企业开展探索式创新的激励作用也随之降低^[14]。相比于低融资约束企业,认定政策对高融资约束企业研发资金的“挤入”效果更为明显,其通过提供相对良好的融资环境,促进企业开展探索式创新的作用更强。

其次,融资约束条件下,企业更倾向于将认定政策的全部资金集中投入至某一个领域或某一项技术,特别是能突破关键核心技术的创新项目,以提高创新质量^[15]。这一观点也与前景理论与企业行为理论一致。相比于低融资约束企业,高融资约束企业更容易陷入财务状况不佳、期望绩效落差较大等“穷困”状态。前景理论认为,“穷困”状态下的企业由于处于损失框架下,倾向于做出“赌一把”的决策,偏好采取冒险行为改善当前窘境^[16]。企业行为理论则认为,实际绩效低于期望目标时,企业管理者是风险偏好的,他们认为只有突破组织当前惯例才有可能扭转现状^[17]。因此,高融资约束企业更愿意做出改变,认定政策如同“雪中送炭”,会助推此类风险追求型企业加大探索式创新活动的开展,以提高企业核心竞争力,增加盈利空间。相反,低融资约束企业通常处于相对良好的经营状态,企业更愿意维持现状,认定政策对此类风险厌恶型企业探索式创新的激励作用有限。

综上分析,本文提出如下假说2。

假说2:在其他条件不变的情况下,融资约束正向调节认定政策与企业探索式创新行为之间的关系,随着企业融资约束程度的增加,认定政策对企业探索式创新行为的激励作用增强。

(三) 市场竞争压力的调节作用

对于市场竞争压力不同的企业,认定政策对其探索式创新的激励作用也存在差异。当企业市场竞争压力较小时,管理者对外部竞争不敏感,企业通过探索式创新提高竞争优势的动力不足,认定政策的激励效果不明显。由于逃离市场竞争的驱动力不足,市场竞争压力较小的企业更偏好维持现状,倾向于开展风险较低的开发式创新活动,而对长周期、高风险、高转换成本的探索式创新活动持消极态度^[11],存在创新选择的“短视”。认定政策带来的“政策租”则会进一步降低企业对市场竞争压力的感知,加剧创新惰性^[18],尤其是探索式创新的惰性。因此,对于动力约束型企业(市场竞争压力较小),认定政策对其开展探索式创新活动的激励效果有限。

当市场竞争压力较大时,“竞争逃离效应”发挥作用,企业希望通过创新获得差异化优势以逃离竞争,创新驱动动力较强^[19],叠加认定政策带来的“资源效应”,企业开展探索式创新的意愿与能力都得以强化。激烈的市场竞争,致使企业市场份额受到挤压,营销投入的大幅增加进一步压缩企业盈利空间,为逃离竞争困境,企业更可能通过选择差异化的竞争战略提高竞争优势^[12],而认定政策恰好为企业通过探索式创新实现差异化竞争提供了资源保障。此外,激烈的市场竞争压力还会迫使企业主动进行有价值的信

息披露,增加政府和外部投资者对企业创新活动的了解,以提高外部市场的认可度,信息畅通更有利于通过市场化机制促进企业将认定政策带来的创新资源配置给更高质量的探索式创新活动。

综上所述,本文提出假说3。

假说3:在其他条件不变的情况下,企业市场竞争压力正向调节认定政策与企业探索式创新行为之间的关系,随着企业市场竞争压力的增加,认定政策对企业探索式创新行为的激励作用增强。

(四) 融资约束与市场竞争压力的双重调节作用

较高的市场竞争压力对认定政策激励企业进行探索式创新的作用,是否会进一步受企业融资约束程度的影响呢?本文从资源利用效率的角度展开分析。高融资约束企业容易陷入财务困境,经营风险更大,企业管理者更关注资源的边际利用效率,即如何高效率使用资源以扭转财务困境。而低融资约束企业经营风险小,管理者更容易存在短视行为,将资源用于探索式创新活动的意愿不强^[20]。因此,相比于低融资约束企业,在高融资约束企业中,随着企业市场竞争压力的加强,企业对增加资源持有及提高资源持有价值的欲望变得更强烈。该类企业会更加注重资源利用效率的最大化,倾向于在现期进行创新投资^[21],特别是能传递威慑信号以打击竞争对手的探索式创新。故而,市场竞争压力对认定政策与企业探索式创新之间关系的正向调节效应在高融资约束企业中表现更为明显。

同样地,高融资约束对认定政策激励企业进行探索式创新的作用,是否会进一步受市场竞争压力的影响呢?本文认为,市场竞争压力是认定政策在高融资约束企业中发挥“资源效应”和“信号效应”以激励企业进行探索式创新的重要土壤。具体而言,只有当动力约束较小时,即在高竞争压力的企业中,通过创新获得竞争优势的较强动力,才会进一步优化企业对认定政策所带来资源的有效配置,倒逼企业将资源配置到能够塑造消费者偏好、抢占未来市场份额的探索式创新活动中^[22]。而在低竞争压力的企业中,即使认定政策带来了各种创新资源,缓解了融资约束,但由于通过创新应对市场竞争的动力不足,企业在进行资源配置时,也会更加偏好用以维持现状的开发式创新,而对开展风险更高、难度更大的探索式创新活动意愿不足。因此,融资约束对认定政策与企业探索式创新行为之间关系的正向调节作用在高竞争压力的企业中表现更明显。

综上所述,本文认为在认定政策与企业探索式创新行为的关系中,融资约束与市场竞争压力存在双重调节作用,具体提出如下假说。

假说4:相比于低融资约束的企业,在高融资约束的企业中,市场竞争压力对认定政策与企业探索式创新行为关系的正向调节效应更显著。

假说5:相比于低市场竞争压力的企业,在高市场竞争压力的企业中,融资约束对认定政策与企业探索式创新行为关系的正向调节效应更显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取2003—2019年沪深A股上市公司为样本,匹配上市公司数据与高新技术企业认定数据,之后进行以下处理:(1)剔除金融类企业;(2)剔除不存在探索式创新的住宿和餐饮、居民服务业、修理和其他服务业^[1];(3)剔除ST以及PT类公司;(4)剔除主要变量缺失严重的企业。最后得到14个行业、1461家企业的数据,共21594个样本观测值。企业财务数据来源于国泰安和同花顺数据库,探索式创新行为的数据基于对上市公司年报的文本分析,年报主要从沪深证券交易所官网、和讯网以及上市公司官网收集而来。为消除异常值的影响,本文针对连续性变量的1%和99%百分位进行了缩尾(Winsorize)处理。

(二) 变量测度

1. 被解释变量:探索式创新(*epr*)

以往研究更多采用发明专利申请数量占比作为测度指标^[1,4],本文通过对上市公司年报进行文本分析,测度企业探索式创新的行为强度。文本能够较为清晰地反映研究对象的思想 and 行为倾向,因此可以通过分析实验对象在文本中使用的词语类型和词频来捕捉其对特定行为的偏好,如胡楠等^[23]对上市公

司年报进行文本词频统计以计算企业管理者的短视倾向。上市公司年报中的董事会报告^①详细阐述了公司的发展战略和经营计划,因此本文以此为文本分析的具体对象。

第一,文本获取。首先,运用 Python 编程语言和 Spyder 开发工具在沪深证券交易所官网爬取样本企业于 2003—2019 年的年报,缺失部分在和讯网以及上市公司官网手动搜集后补充,对年报缺失严重且手动搜集后仍不可获得的样本进行剔除。其次,运用 Python 编写正则表达式提取年报中阐述公司发展战略和经营计划的特定内容。

第二,分词处理。借助 jieba 分词库对提取出的非结构化文本进行精确分词。该 jieba 分词库的精确模式能精准的将中文文本进行切割,且能自动识别停用词与标点符号。例如以下句子“积极探索和寻找符合公司未来发展的新产业和新业务”进行分词后得到的结果为“积极、探索、寻找、符合、公司、未来、发展、新产业、新业务”。句子中的词被精确切割,利于文本词频的统计。

第三,构建文本类别。参照罗彪等^[24]的研究,结合张峰和王睿^[25]以及翟淑萍和毕晓方^[26]对探索式创新的定义,本文选定“搜索、变异、冒险、试验、柔性、发现、研发”作为表征探索式创新的关键词。运用 Spyder 开发工具对分好词的文本进行词频统计,计算文本中上述关键词出现的词频数以及文本的总词频数。

第四,标准化处理。由于每个公司每年的文本长度不同,本文首先用表征探索式创新的词频数除以文本总词频数,初步得到探索式创新的测量值。然后,采用离差标准化方法对测量结果进行标准化处理,即:

$$epr'_i = \frac{epr_i - \min(epr_i)}{\max(epr_i) - \min(epr_i)} \quad (1)$$

其中 epr 为表征探索式创新的词频数占文本总词频数的比重, i 表示第 i 家企业, t 表示年份。

2. 解释变量

第一,认定政策(did)。本文借鉴郭峰和熊瑞祥^[27]的做法,采用渐进双重差分法评估认定政策的实施效果。变量 did_{it} 反映企业 i 在 t 年是否获得高新技术企业认定,获得认定当年及之后的各年取值为 1,否则为 0。

第二,融资约束(fc)。企业的融资约束程度与其规模及成立年限密切相关,一般而言,规模较大、发展较为成熟的企业融资约束程度相对较低。因此,本文采用 sa ^② 指数反映企业的融资约束程度, sa 指数为负值,其绝对值越大表明企业面临的融资约束程度越强。为便于实证讨论,本文用 sa 指数的绝对值衡量企业的融资约束程度。

第三,市场竞争压力($compete$)。企业面临的市场竞争较为激烈时,通常会加大广告等销售费用的支出。因此,本文借鉴夏清华和黄剑^[28]的做法,采用企业的销售费用与营业收入的比值衡量企业面临的市场竞争程度,该比值越大,表明企业面临的市场竞争压力越大。

3. 控制变量

本文的控制变量涉及三大类:(1) 企业基本特征。主要包括企业规模($size$)和年龄(age)。二者通常能够反映企业所处的生命周期,而在不同生命周期,企业发展的主要矛盾以及由此带来的创新行为偏好都会存在差异。(2) 企业财务状况。主要包括盈利能力(roe)、资本集中度(ci)、经营现金流(cf)、偿债能力(lev)、成长能力($growth$)。探索式创新是高投入的资本密集型活动,与企业财务与经营状况密切相关。(3) 企业治理结构。主要包括股权集中度($oneholder$)与股权平衡度($holdertt$)。治理结构对企业的风险承担水平有重要影响^[29],而探索式创新投入高、周期长、不确定性大,对企业风险承担水

^①2015 年证监会发布的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号——年度报告的内容与格式(2015 年修订)》将“董事会报告”部分替换为“管理层讨论与分析”,2016 年证监会颁布的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号——年度报告的内容与格式(2016 年修订)》将“管理层讨论与分析”替换为“经营情况讨论与分析”。

^② $sa = 0.043 \times size^2 - 0.04 \times age - 0.737 \times size$,其中 $size$ 为企业总资产(单位:百万元)的自然对数, age 为企业年龄。

平有较高的要求。此外,企业所处行业以及年份都会对企业的创新行为产生影响,因此在后文实证分析中也同步考虑了行业与年份固定效应。关键变量的测度如表 1 所示。

四、实证分析

(一) 模型构建

双重差分法是政策效果评估的常用方法,主要原理是构造受政策影响的“处理组”与不受政策影响的“对照组”,以控制其他影响因素,从而通过对比政策发生前后两个样本组之间的差异以进行政策效果评估。但在本文中,企业获得高新技术企业认定的时间是不一致的,这就需要构建渐进性的双重差分模型。本文基准回归模型如下:

$$epr_{ij} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 control_{ij} + \mu_i + \eta_t + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中 $control$ 表示一系列的控制变量 μ_i, η_t, λ_j 分别为个体固定效应、时间固定效应与行业固定效应 ε_{ij} 为随机误差项。

为检验融资约束、市场竞争压力对认定政策与企业探索式创新关系的调节效应,本文分别在模型(2)的基础上加入二者与认定政策的交互项 $didfc, didcompe$ 构建模型(3)和模型(4)。

$$epr_{ij} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 fc_{ij} + \beta_3 did_{it}fc_{ij} + \beta_4 control_{ij} + \eta_t + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$epr_{ij} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 compe_{ij} + \beta_3 did_{it}compe_{ij} + \beta_4 control_{ij} + \eta_t + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

同时,为检验融资约束与市场竞争压力的双重调节效应,本文首先将样本企业按照融资约束程度的均值进行分组,均值以上为高融资约束组,反之则为低融资约束组,并分别在两个样本组中运行模型(4)。其次,采用类似方法将样本企业按照市场竞争压力程度的均值划分为两组,分别运行模型(3)。

(二) 描述性统计

表 2 的描述性统计结果显示,企业探索式创新的均值为 0.423,最大值和最小值分别为 1 和 0,标准差为 0.333,说明数据中不存在极端异常值,企业探索式创新波动较小。

(三) 假设检验

1. 认定政策对企业探索式创新的直接效应检验

Hausman 检验结果在 1% 的水平下显著,据此本文采用固定效应模型进行回归分析。基准回归结果见表 3。表 3 中的列(1)只控制了个体固定效应,列(2)加入了控制变量和个体固定效应,列(3)则对个体、行业以及年份进行控制但未加入控制变量。根据表 3 的回归结果可见,无论是否加入控制变量、是否控制行业和年份固定效应,认定政策对企业探索式创新的影响均在 1% 的水平下显著为正,说明认定政策显著促进了企业的探索式创新,假设 1 成立。

表 1 变量测度

变量符号	变量名称	测度方法
<i>epr</i>	探索式创新	表示探索式创新的词频数占文本总词频数比重的标准化
<i>did</i>	认定政策	获得认定取 1,否则为 0
<i>fc</i>	融资约束	<i>sa</i> 指数的绝对值
<i>compete</i>	市场竞争压力	销售费用/营业收入
<i>size</i>	公司规模	总资产的自然对数
<i>age</i>	公司年龄	公司成立年份起的年数
<i>roe</i>	盈利能力	净利润/总资产
<i>ci</i>	资本密集度	固定资产/总资产
<i>cf</i>	经营现金流	经营活动中产生的现金流/总资产
<i>lev</i>	偿债能力	总负债/总资产
<i>growth</i>	成长能力	营业收入增长率
<i>oneholder</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
<i>holdertt</i>	股权平衡度	第二至十大股东持股比例

表 2 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>epr</i>	0.423	0.333	0	1
<i>did</i>	0.495	0.500	0	1
<i>fc</i>	3.680	0.272	2.993	4.304
<i>compete</i>	0.061	0.072	0.0003	0.405
<i>size</i>	8.344	1.346	5.752	12.320
<i>age</i>	15.09	6.177	3	30
<i>roe</i>	0.035	0.053	-0.186	0.184
<i>ci</i>	0.258	0.184	0.002	0.757
<i>cf</i>	0.049	0.073	-0.175	0.252
<i>lev</i>	0.483	0.196	0.069	0.893
<i>growth</i>	0.156	0.329	-0.567	1.755
<i>oneholder</i>	0.369	0.156	0.0905	0.752
<i>holdertt</i>	0.198	0.128	0.0125	0.531

2. 融资约束、市场竞争压力的调节效应检验

表4汇报了融资约束、市场竞争压力对认定政策与企业探索式创新之间关系的调节效应检验结果。由表4的列(1)可见,融资约束与认定政策交互项(*didfc*)的系数显著为正,表明融资约束程度正向调节认定政策与企业探索式创新之间的关系,即随着融资约束程度的增加,认定政策对企业探索式创新的促进效果增强,假说2得到验证。列(2)的结果显示,市场竞争压力与认定政策交互项(*didcompete*)的系数也显著为正,表明市场竞争压力正向调节认定政策与企业探索式创新之间的关系,即随着企业市场竞争压力的增加,认定政策对企业探索式创新的促进效应增强,假说3成立。

为更直观地描绘不同创新约束下认定政策对企业探索式创新行为的影响,本文通过简单斜率分析绘制二者的调节效应图,因篇幅限制不再展示,留存备索。

3. 融资约束与市场竞争压力的双重调节效应检验

表4中的列(3)至列(6)展示了基于均值划分的不同融资约束与市场竞争压力组别的回归结果。由列(3)和列(4)可见,市场竞争压力与认定政策交互项的系数在高融资约束样本组中显著为正,而在低融资约束样本组中不显著。这表明与低融资约束企业相比,市场竞争压力对认定政策与企业探索式创新的正向调节效应在高融资约束企业中更显著,即如果企业面临的市场竞争压力较大,也仅在高融资约束的情况下,认定政策对探索式创新行为的促进作用才会较为明显,假说4得以验证。列(5)和列(6)中的结果显示,融资约束与认定政策交互项的系数在两个子样本组中均显著为正,似无相关检验结果显示,两组系数并不存在显著差异。这表明融资约束对认定政策与企业探索式创新之间关系的正向调节作用并不会因企业市场竞争压力不同而存在显著差异,即只要存在较高的融资约束,不论市场竞争压力如何,认定政策对探索式创新行为都具有显著的促进作用,假说5未被验证。可能的原因在于,除来自逃离市场竞争的动力外,企业探索式创新还存在其他方面的动力来源,如企业家精神的内部驱动、经理人市场的竞争与声誉、公司控制权市场的接管威胁等,都会作为一种内部或外部的市场化治理机制,激励或倒逼企业开展高质量的创新活动。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>did</i>	0.3924*** (51.26)	0.0748*** (6.66)	0.1429*** (12.65)
<i>size</i>		0.0004 (0.05)	
<i>age</i>		0.0415*** (26.83)	
<i>roe</i>		-0.1272* (-1.91)	
<i>ci</i>		0.0731* (1.83)	
<i>ef</i>		0.1686*** (4.42)	
<i>lev</i>		-0.0722** (-2.13)	
<i>growth</i>		-0.0134** (-2.00)	
<i>oneholder</i>		-0.1090** (-2.25)	
<i>holdertt</i>		-0.0831* (-1.87)	
常数项	0.2105*** (50.68)	-0.1965*** (-3.42)	0.1562 (1.47)
样本量	19197	19146	19197
R ²	0.151	0.353	0.399
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	No	Yes
年份固定效应	No	No	Yes
控制变量	No	Yes	No

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

表4 调节效应检验结果

变量	模型(3)	模型(4)	模型(4)		模型(3)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	全样本	低融资约束	高融资约束	低市场竞争压力	高市场竞争压力
<i>did</i>	0.1257*** (11.21)	0.1300*** (11.45)	0.0556*** (4.35)	0.1532*** (7.82)	0.0937*** (5.92)	0.1258*** (7.73)
<i>fc</i>	0.1395** (2.54)				0.1970** (2.47)	0.0784 (1.14)
<i>didfc</i>	0.3201*** (8.93)				0.2945*** (5.70)	0.3052*** (6.61)

表4(续)

变量	模型(3)	模型(4)	模型(4)		模型(3)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	全样本	低融资约束	高融资约束	低市场竞争压力	高市场竞争压力
<i>compete</i>		0.2072** (2.11)	0.3058* (1.94)	0.1564 (1.05)		
<i>didcompete</i>		0.2388** (2.42)	-0.1580 (-1.21)	0.5001** (2.38)		
常数项	0.3291** (2.49)	0.3220** (2.32)	0.4158*** (2.62)	0.1471 (0.95)	0.3492* (1.94)	0.2810 (1.53)
样本量	19146	18519	8487	10032	9212	9307
R ²	0.409	0.419	0.355	0.281	0.391	0.437
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

4. 平行趋势与动态效应检验

使用 DID 进行检验时要求平行趋势假定成立,即剔除政策干预后,实验组与控制组时间趋势相似。由于使用的是渐进式 DID 模型,处理组企业受到的政策冲击时点不一样,因此本文采用事件研究法进行平行趋势检验,该方法同时也可以检验政策实施的动态效应。由图1可见,在政策冲击前,95%的置信区间内包含0值,也就是各期估计系数不显著异于0,说明本文 DID 方法满足平行趋势假设;而在政策冲击后,随着政策实施时间的延长,认定政策对企业探索式创新行为的激励效果整体上呈现递增趋势。

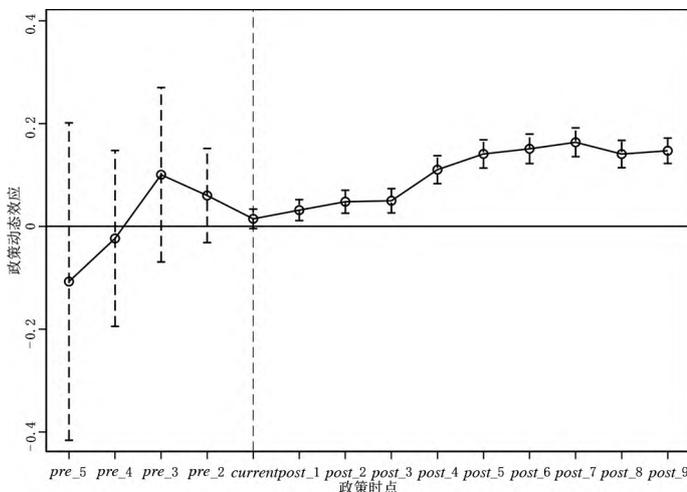


图1 平行趋势与动态效应检验

五、稳健性检验

(一) 安慰剂检验

为进一步排除认定政策对企业探索式创新的激励作用是由其他不可观测的因素引发,本文进行了安慰剂检验。首先,随机生成2003—2019年间认定政策实施的一年,并随机选择样本企业作为处理组。基于这种随机抽取,得到一个虚假认定政策效果变量(\widehat{did}),并利用类似于模型(2)的如下方程进行回归:

$$\widehat{ep}_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{did}_{it} + \beta_2 control_{ij} + \eta_i + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

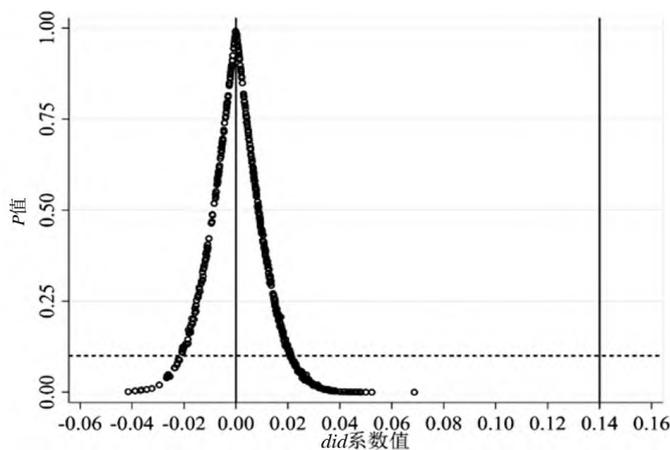


图2 安慰剂检验系数估计值分布

注:垂直线表示表3中列(3)的基准估计值,水平虚线表示P值=0.1。

之后,重复该过程 1 000 次。如果本文结果稳健,则在模型(5)运行 1 000 次的回归结果中,系数 β_1 中的大多数值都接近于 0,且总体上与 0 值不存在系统性差异。如图 2 所示,模型(5)的 β_1 估计值都集中分布在 0 左右,且不显著。同时,基准估计值位于整个分布之外。由安慰剂检验结果可见,本文结论不受未观测到的随机因素的影响,结果稳健。

(二) 剔除其他政策的影响

为了排除其他政策对企业探索式创新的影响,本文进一步控制了 2009 年国家出台的“十大振兴产业规划”政策。在模型(2)至模型(4)中,加入“是否属于十大振兴产业”虚拟变量与政策实施年份虚拟变量的交互项(*tendid*),分别进行回归。由表 5 中回归结果可见,基准回归结果、融资约束与市场竞争压力的调节效应及双重调节效应结果均未发生显著变化,进一步说明本文的结果稳健。

表 5 考虑“十大振兴产业规划”政策的回归结果

变量	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(4)		模型(3)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	全样本	全样本	低融资约束	高融资约束	低市场竞争压力	高市场竞争压力
<i>did</i>	0.137 2*** (12.21)	0.124 7*** (11.18)	0.128 8*** (11.48)	0.055 7*** (4.36)	0.150 8** (7.79)	0.094 0*** (6.01)	0.1237*** (7.65)
<i>fc</i>		0.143 6*** (2.62)				0.200 3** (2.54)	0.086 4 (1.26)
<i>didfc</i>		0.321 9*** (8.97)				0.295 5*** (5.73)	0.307 2*** (6.65)
<i>compete</i>			0.221 9** (2.26)	0.312 5** (1.99)	0.156 1 (1.04)		
<i>didcompete</i>			0.255 8*** (2.59)	-0.146 0 (-1.12)	0.500 6** (2.40)		
<i>tendid</i>	0.041 6*** (3.10)	0.046 0*** (3.39)	0.052 7*** (3.99)	0.023 7 (1.51)	0.073 1** (2.59)	0.075 8*** (3.86)	0.038 9** (2.30)
常数项	0.256 7* (1.95)	0.345 7*** (2.63)	0.337 2** (2.43)	0.433 8*** (2.75)	0.147 2 (0.95)	0.384 9** (2.15)	0.299 3 (1.63)
样本量	19 146	19 146	18 519	8 487	10 032	9 212	9 307
R ²	0.402	0.410	0.420	0.356	0.282	0.393	0.438
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值。

(三) 基于 Heckman 两步法的内生性处理

企业的探索式创新意愿越强,其申请高新技术企业资质认定的意愿也相对更强。为进一步解决此种由于样本自选择带来的内生性问题,本文采用 Heckman 两步法进行估计。第一步,设计选择方程,估计企业获得认定的概率。本文借鉴郭玥^[30]的做法,由于企业在上期是否会因获得认定而享受到税收优惠这一因素在一定程度上会影响其下次申请认定的积极性,故在解释变量中加入“企业上一期是否获得认定”的虚拟变量,并且考虑年份、行业以及个体固定效应,得到逆米尔斯比率(*lambda*)。第二步,将估计得到的逆米尔斯比率(*lambda*)作为控制变量代入第二阶段回归方程,以修正样本选择偏误。检验结果表明本文存在明显的样本自选择问题,但 Heckman 两步法修正后的回归结果与前文结果一致,说明本文结论稳健。因篇幅有限,这一结果留存备索。

六、结论与启示

与现有研究多从投入与产出的角度评估认定政策的创新激励效果不同,本文借助文本分析的方法,从行为角度考察认定政策对企业探索式创新的影响,并实证检验了融资约束与动力约束对这一影响关系的双重调节作用。利用 2003—2019 年 A 股上市公司数据,构建双重差分模型,研究发现:(1)总体上看,认定政策对企业探索式创新具有显著的促进作用;(2)相比于低融资约束企业,认定政策对高融资约束企业探索式创新的促进效果更强;(3)相比市场竞争压力较小的企业,认定政策对市场竞

争压力较大的企业开展探索式创新的激励作用更强; (4) 如果企业市场竞争压力较大,也仅在高融资约束的情况下,认定政策对探索式创新行为的促进作用才会较为明显,但只要存在较高的融资约束,即使来自市场竞争压力的创新动力不足,认定政策对探索式创新行为仍具有显著的促进作用。

基于以上结论,本文主要有如下政策启示。(1) 认定政策作为选择性产业政策,会有效激励企业开展基础性的探索式创新活动,仍然是国家加快实施创新驱动发展战略、推动经济高质量发展的重要政策工具,应继续坚定执行。虽然“伪高新”“假高新”以及“骗高新”的现象仍然存在,但从总体上看,认定政策的资源属性与信号属性依然能够有效缓解探索式创新投入大和风险高的问题,从而提高企业开展探索式创新活动的意愿。(2) 应进一步提高认定政策与企业实际情况的适配性,加强对企业创新约束条件的识别,向高融资约束、低动力约束的企业倾斜。认定政策可能存在的结构性失衡问题一直是学者们关注的焦点^[31]。本文的研究进一步启示识别企业创新约束类型是缓解政策错配问题的又一重要出发点。未来与此相关的工作重心至少有以下两个方面。一是,建立指标体系对企业面临的主要创新约束条件进行识别,确保认定政策能够兼顾公平与效率;二是,在认定政策使用的全过程中改善企业与政府对相关信息的披露质量,企业披露的相关信息质量越高,政策错配的概率越低,政府提供更多有关政策实施情况的信息将有助于引入社会监督,能够在一定程度上降低寻租引起的政策低效率问题。

参考文献:

- [1] 雷根强,郭玥. 高新技术企业被认定后企业创新能力提升了吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 财政研究, 2018(9): 32-47.
- [2] 许玲玲. 高新技术企业认定、政治关联与民营企业技术创新[J]. 管理评论, 2017, 29(9): 84-94.
- [3] DAI X Y, WANG F. Does the high-and new-technology enterprise program promote innovative performance? Evidence from Chinese firms[J]. China economic review, 2019, 57: 101330.
- [4] 金宇,王培林,富钰媛. 选择性产业政策提升了我国专利质量吗?——基于微观企业的实验研究[J]. 产业经济研究, 2019(6): 39-49.
- [5] 郑烨,阎波. 高新技术企业认定促进了区域创新绩效吗?——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 经济体制改革, 2019(1): 174-180.
- [6] FALK R. Measuring the effects of public support schemes on firms' innovation activities: survey evidence from Austria[J]. Research policy, 2007, 36(5): 665-679.
- [7] 徐军玲,刘莉. 高新技术企业认定政策的创新增量效应及作用机制[J]. 科研管理, 2020, 41(8): 135-141.
- [8] BECK M, LOPES-BENTO C, SCHENKER-WICKI A. Radical or incremental: where does R&D policy hit? [J]. Research policy, 2016, 45(4): 869-883.
- [9] 曲彤,卜伟. 产业政策与企业创新策略选择研究[J]. 科学学研究, 2019, 37(8): 1405-1414.
- [10] 刘永丽,程晨,贾涵涵. 高管团队重组、内部控制质量与二元创新[J]. 会计研究, 2022(3): 93-106.
- [11] GU L. Product market competition, R&D investment, and stock returns[J]. Journal of financial economics, 2016, 119(2): 441-455.
- [12] 张楠,徐良果,戴泽伟,等. 产品市场竞争、知识产权保护与企业创新投入[J]. 财经科学, 2019(11): 54-66.
- [13] LUO B, LUO C Y, GE J J, et al. The moderating effects of slack on the relationship between ambidextrous strategy and performance: evidence from high-tech firms in China[J]. Journal of business economics and management, 2016, 17(5): 734-748.
- [14] 郑玉. 高新技术企业认定、外部融资激励与企业绩效——基于倾向得分匹配法(PSM)的实证研究[J]. 研究与发展管理, 2020, 32(6): 91-102.
- [15] 袁胜军,俞立平,钟昌标,等. 创新政策促进了创新数量还是创新质量?——以高技术产业为例[J]. 中国软科学, 2020(3): 32-45.

- [16]KAHNEMAN D ,TVERSKY A. Prospect theory: an analysis of decision under risk [J]. *Econometrica* ,1979 ,47(2) :263-291.
- [17]CYERT R M ,MARCH J G. A behavioral theory of the firm [M]. Englewood Cliffs: Prentice Hall ,1963.
- [18]胡彬,万道侠. 产业集聚如何影响制造业企业的技术创新模式——兼论企业“创新惰性”的形成原因 [J]. *财经研究* ,2017 ,43(11) :30-43.
- [19]张杰,郑文平,翟福昕. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验 [J]. *中国工业经济* ,2014(11) :56-68.
- [20]HOVAKIMIAN G. Financial constraints and investment efficiency: internal capital allocation across the business cycle [J]. *Journal of financial intermediation* ,2011 ,20(2) :264-283.
- [21]何青,李皓鹏. 融资约束、现金持有量与企业投资时机选择 [J]. *南开经济研究* ,2013(3) :67-82.
- [22]陈丽姝,傅元海. 融资约束条件下技术创新影响企业高质量发展的动态特征 [J]. *中国软科学* ,2019(12) :108-128.
- [23]胡楠,薛付婧,王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗? ——基于文本分析和机器学习 [J]. *管理世界* ,2021 ,37(5) :139-156 + 11 + 19-21.
- [24]罗彪,葛佳佳,王琼. 探索型、挖掘型战略选择对组织绩效的影响研究 [J]. *管理学报* ,2014 ,11(1) :37-45.
- [25]张峰,王睿. 政府管制与二元创新 [J]. *科学学研究* ,2016 ,34(6) :938-950.
- [26]翟淑萍,毕晓方. 市场压力、财政补贴与上市高新技术企业二元创新投资 [J]. *科学决策* ,2016(6) :16-33.
- [27]郭峰,熊瑞祥. 地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验 [J]. *经济学(季刊)* ,2018 ,17(1) :221-246.
- [28]夏清华,黄剑. 市场竞争、政府资源配置方式与企业创新投入——中国高新技术企业的证据 [J]. *经济管理* ,2019 ,41(8) :5-20.
- [29]于富生,张敏,姜付秀,等. 公司治理影响公司财务风险吗? [J]. *会计研究* ,2008(10) :52-59 + 97.
- [30]郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新 [J]. *中国工业经济* ,2018(9) :98-116.
- [31]邱洋冬,陶锋. 高新技术企业资质认定政策的有效性评估 [J]. *经济学动态* ,2021(2) :16-31.

(责任编辑:刘淑浩;英文校对:谈书墨)

The Influence of High-Tech Enterprise Certification Policy on Exploratory Innovation: The Dual Moderating Roles of Financing Constraints and Motivation Constraints

WANG Qiong¹ , WANG Shangyi¹ , ZHANG Feiyan¹ , WANG Chengyuan^{2,3}

(1. School of Economics , Hefei University of Technology , Hefei 230601 , China;

2. School of Management , Hefei University of Technology , Hefei 230009 , China;

3. Ministry of Education's Philosophy and Social Sciences Laboratory of Data Science and Smart Society Governance ,
Hefei University of Technology , Hefei 230002 , China)

Abstract: This study employs a difference-in-differences model and data for A-share listed companies from 2003 to 2019. The study includes a textual analysis to determine the impact of the “High-tech Enterprise Certification Policy” on exploratory innovation using a behavioral perspective; the dual moderating roles of financing constraints and motivation constraints are also tested , and the findings are as follows: (1) On the whole , the certification policy has a significant role in promoting exploratory innovation; (2) It has a stronger promotional effect on exploratory innovation on enterprises with greater financing constraints; (3) Compared with enterprises that experience low levels of market competition , those that experience high levels of competition have a stronger incentive to engage in exploratory innovation as a result of the policy; (4) Even if the enterprise faces a high level of competition (lower motivation constraints) , the policy only promotes exploratory innovation for enterprises with high financing constraints. However , as long as there are high financing constraints , even if the pressure of market competition is low (higher motivation constraints) , the policy still has a significant role in promoting exploratory innovation.

Key words: high-tech enterprise certification policy; exploratory innovation; financing constraints; market competition pressure