

# 高新技术企业认定如何影响企业创新行为\*

——基于模糊断点回归的经验证据

张瀚禹 吴振磊

(西北大学经济管理学院, 陕西 西安 710127)



**内容提要:**《高新技术企业认定管理办法》是目前我国较为典型的政府干预企业创新行为的政策文件,政府筛选出特定企业给予税收优惠等倾斜政策鼓励企业进行创新,然而简约的认定条件同样存在企业为获取“政策租”而诱发研发操纵和策略性创新行为导致创新数量和创新质量下降的可能。本文采集2008—2020年上市公司数据,应用模糊断点回归策略,对《高新技术企业认定管理办法》的政策效果展开评估。研究发现,企业的专利申请量在研发支出占营业收入比重3%的阈值处存在明显断点。全样本层面的估计表明高新技术企业认定政策能够显著提升企业的创新数量和质量,但进一步基于最优窗宽的检验却得到截然相反的结论。由于信息不对称,制度安排会诱发逆向选择和道德风险,“伪高新技术企业”旨在攫取政策租,会将研发支出占比策略性地保持在政策达标线上。研发操纵区间的“高新技术企业”会缩减专利总量和发明专利数量。本文的研究有助于全面认识《高新技术企业认定管理办法》的政策效果,并识别出完善制度设计的“靶向”区域,为《高新技术企业认定管理办法》以及后续旨在激发企业创新活力的政策完善提供参考。

**关键词:**高新技术企业认定管理办法 模糊断点回归 研发操纵 策略性创新

**中图分类号:**F124 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)06—0063—19

## 一、引言

新发展阶段背景下,创新是引领高质量发展的第一动力,必须坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位。习近平总书记指出,“把创新摆在第一位,是因为创新是引领发展的第一动力。发展动力决定发展速度、效能、可持续性。抓住了创新,就抓住了牵动经济社会发展全局的‘牛鼻子’”。企业作为技术创新体系的市场化主体,是否能够提升创新能力并激发创新活力,在微观层面决定了厂商核心竞争力,在中观层面则影响中国产业迈向全球价值链中高端,而在宏观层面上则关系国家经济发展质量和创新体系的构建。

然而,创新过程中巨大的市场和技术不确定性往往会抑制企业研发投入,并且创新成功的企业基于个体理性而倾向于阻止技术外溢,使得技术创新领域广泛存在帕累托改进。为了降低创新的风险成本、化解研发创新的外部性,政府会采用财政补贴、降低税率和信贷优惠等倾斜政策,引导和

收稿日期:2021-10-27

\* 基金项目:国家社会科学基金后期资助项目“中国经济高质量发展的机理与路径研究”(20FJLB026)。

作者简介:张瀚禹,男,博士研究生,研究领域是发展经济学,电子邮箱:zhanghanyu0105@126.com;吴振磊,男,教授,博士生导师,经济学博士,研究领域是发展经济学,电子邮箱:xdwzl@126.com。通讯作者:吴振磊。

鼓励企业加大研发创新投入 (Greenwald 和 Stiglitz, 1986<sup>[1]</sup>; Aghion 等, 2012<sup>[2]</sup>)。正是基于这一目的, 2008 年财政部、科技部和国家税务总局联合颁布了《高新技术企业认定管理办法》(下文简称《管理办法》), 以“研发支出占营业收入之比”作为高新技术企业认定门槛, 并对获得“高新技术企业”称号的公司给予税收优惠, 进而激励企业进行创新活动。但是大量研究发现, 由于信息不对称, 政府难以有效甄别企业的实质性研发创新活动, 企业创新的目的有时不仅仅是为了推动技术进步和保持竞争优势, 还存在一种为获取利益、迎合政府监管与政策的策略行为, 并且研发补贴会诱发寻租行为 (Shleife 和 Vishny, 1994<sup>[3]</sup>; Dosi 等, 2006<sup>[4]</sup>; Tong 等, 2014<sup>[5]</sup>; 黎文靖和郑曼妮, 2016<sup>[6]</sup>), 导致研发操纵、策略性创新以及专利泡沫等低效率行为 (张杰等, 2016<sup>[7]</sup>; 安同良等, 2009<sup>[8]</sup>)。那么, 这种简约的“高新技术企业认定办法”能否辨别企业的实质性创新行为、破解创新领域双重失灵的困局? 高新技术企业认定能否提升企业创新能力? 恰当的自然实验法应用能否带来更有价值的政策启示?

为了回答上述问题, 本文采用 2008—2020 年上市公司数据, 运用自然实验的模糊断点 (fuzzy regression discontinuity, FRD) 回归方法, 实证分析高新技术企业认定政策对厂商创新行为的影响。本文可能具有以下贡献: 第一, 丰富了高新技术企业认定政策对企业创新行为的相关研究, 以往研究多是从单一角度研究高新技术企业认定政策, 本研究从高新技术企业认定政策对实质性创新的激励作用和对研发操纵以及策略性创新的诱发作用两个角度, 对高新技术企业认定政策进行研究, 更加全面地分析了《管理办法》的政策效果; 第二, 拓展了研发操纵的相关研究, 一些学者在研究研发操纵与策略性创新时, 将研发操纵企业的研发投入区间人为圈定在一个区间, 缺乏客观性, 本文直接识别出研发操纵企业区间和政策效果, 避免了人为设定研发操纵区间的主观性, 在现有研究的基础上进行了拓展。

## 二、文献综述与理论机理

### 1. 高新技术企业认定政策对实质性创新的激励机制

不完全信息和外部性导致了技术创新领域的市场失灵, 政府则会采用各类倾斜政策干预企业创新行为, 以实现研发创新的帕累托最优。然而, 围绕政府干预能否有效解决创新领域市场失灵的大量研究, 结论却莫衷一是, 既有政府干预促进创新论, 也发现抑制效应的证据, 并且政府干预创新的政策在异质性企业间还具有选择效应。研发风险和外部性使企业缺乏足够的激励进行创新, 因此企业的研发投入往往低于社会最优水平。顾夏铭等 (2018)<sup>[9]</sup>、王永进和冯笑 (2018)<sup>[10]</sup> 以及 Boubakri 等 (2008)<sup>[11]</sup> 分别从政府干预通过降低机会成本、节约制度性交易成本以及促进政策信息传递等角度展开分析, 结果表明政府干预有利于提升企业创新能力。然而, 也有研究发现政府干预将抑制创新以及自主创新被挤出的证据 (顾元媛和沈坤荣, 2012<sup>[12]</sup>; 逮东等 2015<sup>[13]</sup>; 章元等 2018<sup>[14]</sup>)。黎文靖和郑曼妮 (2016)<sup>[6]</sup> 以及江飞涛和李晓萍 (2010)<sup>[15]</sup> 将制度设计分为“功能性政策”和“选择性政策”, 用以解释政府干预对创新的异质性作用机理。功能性政策旨在创造良好的市场发展环境, 以“前期支持”帮助企业克服研发不确定性, 使企业有条件、有动力开展高质量创新; 选择性政策是以短期内迅速形成研发成果为目的, 以“后期补助”为主推动企业创新。

(1) 高新技术企业认定政策对创新的事前激励效应。高新技术企业认定管理工作遵循突出企业主体、鼓励技术创新、实施动态管理、坚持公平公正的原则。认定工作由企业自我评价、自主申请, 并且认定资格有效期为三年, 在一定程度上能够弱化政策执行者直接支配社会资源的特权, 降低了企业进入成本。此外, 认定条件聚焦于“科技人员占职工比重”和“研发费用占销售收入之比”, 相对简约的认定形式和过程有助于领导小组、认定机构和监管部门间的协作、提高认定效率。2016 年修订的《管理办法》将审查认定的公示时间由 15 个工作日缩减至 10 个工作日, 体现了不断

优化行政效率的政策要义。相较于其他政府干预企业创新的行为,《管理办法》较高的认定效率和较低的进入成本,使其具有节约制度性交易成本的效应,进而为企业研发创新节省资金,有利于企业开展创新活动(王永进和冯笑,2018)<sup>[10]</sup>。

(2)高新技术企业认定政策对创新的事后激励效应。第一,高新技术企业认定政策的创新激励效应。研发风险和外部性使企业缺乏足够的激励进行创新,因此企业的研发投入往往低于社会最优水平。《管理办法》通过前期认定制度和税收优惠,引导各类资源流向高新技术企业,帮助高新技术企业降低风险成本、弥补外部性造成的损失,为企业创造良好的研发创新环境。2016年修订的《管理办法》又进一步放宽了认定条件,使更多科技企业能受惠于国家政策。依据现有政策,认定为高新技术企业后可获得10%的所得税减免,形成具有避税效应的税盾机制,科技企业创新能力越强、经营规模越大,政策税盾作用会更加明显,从而激励企业增加创新投入(王玉泽等,2019)<sup>[16]</sup>。并且地方政府以及各开发区、工业园同样会给予企业相应的配套奖励。不可否认,这种制度设计会激励高新技术企业将税收优惠、补贴和奖励投入研发活动,提升自主创新能力。Guo等(2015)<sup>[17]</sup>发现科技企业的创新能力强于非科技企业,政府倾斜政策会显著增加科技企业的创新投入和产出。不仅如此,北京市“高新技术企业”甚至可申请员工落户加分,助力企业优化人才引进环境,对高新技术企业吸引各类创新资源发挥激励效应。第二,高新技术企业认定政策具有信号传递效应。创新具有不确定性,导致创新融资的成本相对较高,融资渠道以及融资规模成为企业能否加大创新投入的主要约束。金融机构和企业间普遍存在信息不对称,企业需要传递积极的信号帮助金融机构获得正反馈信息,拓展企业的融资渠道、缓解企业研发创新的融资约束。部分商业银行捕获到国家支持创新创业的政策信号以及高新技术企业创新能力和潜在盈利能力的信号,针对高新技术企业放宽信贷审核条件或者提供优惠扶持利率,使得高新技术企业可以拥有更为宽松、更为便捷的信贷条件,部分地区的政府部门和担保公司也会对高新技术企业给予贴息并且对发放高新技术企业贷款的商业银行进行风险补偿。毋庸置疑,“高新技术企业”称号对于企业而言是一块金字招牌,不仅能带来税收优惠和财政补贴,并且在银行信贷和上市融资等金融渠道也能带来大量便利条件。郭玥(2018)<sup>[18]</sup>的研究发现,政府的创新补助通过释放积极信号,助力企业获取更多社会资源,显著促进了企业研发投入和创新产出。并且,企业在成为“高新技术企业”后获得更为优惠和便捷的信贷支持也能有效防止信贷寻租(张璇等,2017)<sup>[19]</sup>,激励企业增加创新投入。

## 2. 高新技术企业认定政策诱发策略性创新效应

(1)高新技术企业认定政策潜藏寻租效应导致研发操纵。虽然《管理办法》由企业自主申报、认定形式较为简约,降低了企业进入成本而具备较高的认定效率,但是高新技术企业资格认定仍然潜藏政策寻租的可能。选择性政策是以短期内迅速形成研发成果为目的,以“后期补助”为主推动企业创新。由于政府和企业的信息不对称诱发逆向选择,企业为了获取补助的“政策租”有动机从事研发操纵以及虚增研发支出和高学历科技人员比例,并利用财务和专利制度漏洞包装成“高新技术企业”。李万福等(2017)<sup>[20]</sup>发现,每增加一单位创新补贴,企业的R&D投资增量却小于一单位,说明企业并没有将政府创新补贴全部拿来弥补创新活动所带来的外部性。虽然修订后的《管理办法》对企业投机行为的处罚力度加大,但仅限于追缴税收优惠,显然现有的制度设计缺乏更具威慑力的行政处罚和法律制裁。因此面对“政策租”的诱惑,企业缺乏必要的政策和机制约束,具有研发操纵的行为动机。顾元媛和沈坤荣(2012)<sup>[12]</sup>发现企业对政府研发补贴的寻租证据。政策补贴不仅会通过寻租效应抑制创新,而且从直接影响效果来看补贴仅能作用于短期创新,政府补贴对企业创新的长期激励作用并不显著(章元等,2018)<sup>[14]</sup>。因此,部分企业在获得“高新技术企业”称号之前,会将“研发支出占营业收入比例”策略性地保持在“政策达标线”附近。而在被认定为“高新技术企业”后,企业也不会将所获的财税补贴和信贷优惠投入实质性的研发活动,甚至会主

动降低创新投入以节约生产运营成本。杨国超等(2017)<sup>[21]</sup>将这种可以操纵研发投入以迎合政策门槛的现象定义为研发操纵行为。

(2)研发操纵企业为获得政府补贴进行策略性创新。《管理办法》虽然明确了企业申报必须具备专利成果,然而却对申请认定高新技术企业资格的企业预留了“操作”空间。《管理办法》不仅对认定企业拥有专利的数量要求较少,而且对专利质量的界定不够严格,更为关键的是没有杜绝低质量专利作为申报条件,企业通过购买专利就能轻而易举地满足专利层面的进入门槛。有学者研究发现,企业为获得财税补贴会进行策略性创新,引发低质量的专利泡沫(黎文靖和郑曼妮,2016)<sup>[6]</sup>。进一步,张杰等(2016)<sup>[7]</sup>从逆向选择效应、环节融资信号约束效应、企业竞争优势市场传递效应、优惠政策攫取效应以及合谋寻租效应等方面,系统阐释了政府干预抑制企业创新质量提升的机制。因此不难推断,“伪高新技术企业”出于节省成本的考量,不仅会将研发支出占销售收入的比例策略性地保持在“政策达标线”附近;而且在比例接近政策达标线的企业中,还存在严重的博弈冲突,面对“政策租”的诱惑,制度设计无法保证企业不进行研发操纵,由此引发了企业的“策略性创新”行为,即创新是企业为获取其他利益而非推动技术进步和保持竞争优势的策略行为(Tong等,2014<sup>[5]</sup>;黎文靖和郑曼妮,2016<sup>[6]</sup>)。企业为获得“高新技术企业”称号会策略性降低研发成本,通过研发甚至购买一项低质量专利以满足最低申报要求,导致企业创新数量和质量严重下降。

综上所述,《管理办法》一方面通过节约制度性交易成本、创新激励效应和信号传递效应促进企业创新能力;另一方面由于信息不对称、部分企业的研发操纵行为,使得《管理办法》引发寻租效应和策略性创新行为,抑制企业的创新能力。因此,本文提出如下研究假设:

H<sub>1a</sub>:高新技术企业认定政策通过节约制度性交易成本、创新激励效应和信号传递效应促进企业创新行为。

H<sub>1b</sub>:高新技术企业认定政策引发企业研发操纵和策略性创新行为,进而抑制企业创新行为。

### 三、研究设计

#### 1. 实证策略

根据《管理办法》,高新技术企业认定资格由多个指标共同决定,必要条件中最便于量化的三个指标为:企业研发支出占营业收入的比例、研发人员占企业员工的比例和高新技术产品(服务)收入占企业总收入的比例。由于《上市公司信息披露管理办法》并未规定上市公司必须公开高新技术产品(服务)收入,研发人员的比例也仅仅从2015年才开始披露。因此,本文将聚焦于企业为攫取政府创新补贴,是否会策略性地操纵研发支出占比恰好在“政策达标线”附近,从而以最低成本地获得高新技术企业资质认定。换言之,本文的实证策略在于,以企业研发支出占比作为切入点,从创新数量、质量和结构三个维度考察高新技术企业认定政策对企业创新行为的影响。

仅以企业是否获得认定,评估《管理办法》的政策效果,实证策略设计缺乏针对性,也易于导致有偏的估计结果。《管理办法》中规定,最近一年销售收入小于5000万元的企业,研发支出占营业收入的比例不得低于5%;最近一年销售收入在5000万~2亿元的企业,研发支出占营业收入的比例不得低于4%;最近一年销售收入在2亿元以上的企业,研发支出占营业收入的比例不得低于3%。杨国超等(2017)<sup>[21]</sup>研究了在《管理办法》的政策设计下,企业的研发操纵行为以及研发绩效。他们定义公司研发投入强度恰好高于法规门槛,人为设定了研发操纵区间。但这一区间设定的科学性有待考证,并且使用双重差分法严重依赖平行趋势假设,对于销售超过2亿元的规模以上企业,研发投入占销售收入之比的细微变化,其研发投入需要调整庞大的金额。看似细致入微地以0.5%或1%临界值展开实证分析,但不能排除主观试错性选择可能缺乏客观性。因此,这种实证策略设计可能会削弱政策评估精准性,导致有偏估计。

本文以中国上市公司为研究对象,而上市公司多为大规模企业,根据中国 A 股上市公司年报统计,2020 年中国 A 股上市公司中营业收入小于 2 亿元的公司只有 177 家,占全部上市公司的 4.111%;2021 年上市公司中营业收入小于 2 亿元的公司只有 153 家,占全部上市公司的 3.243%,销售收入 2 亿元以下的企业非常少,因此本文仅考察销售收入 2 亿元以上的样本。如果企业存在以策略性研发行为获取“政策租”的嫌疑,它们会将研发支出占营业收入的比例保持在 3% 附近,从而能够以最低成本攫取“政策租”。

基于此,本文的实证策略将根据《管理办法》中的这一规定设计断点回归,将研发支出占比小于 3% 的企业作为对照组,研发支出占比大于或等于 3% 的作为处理组,即当研发投入强度大于等于 3% 才能成为高新技术企业。

$$D_i = \begin{cases} 1 & R_i \geq 3\% \\ 0 & R_i < 3\% \end{cases} \quad (1)$$

其中, $R_i$  表示企业研发投入强度,即企业研发投入与营业收入的比值。 $D_i$  表示处理状态变量,当研发投入强度大于或等于 3% 时  $D_i = 1$ ,当研发投入强度小于 3% 时  $D_i = 0$ 。

但由于研发投入强度仅仅是认定条件中的一项,即研发支出占比达到了《管理办法》中规定阈值的企业也不一定会成为高新技术企业,因此这一问题更适合于模糊断点回归(FRD)(Imbens 和 Lemieux,2008)<sup>[22]</sup>。模糊断点回归的特征是在断点两侧个体得到处置的概率发生跳跃,即不是每一个研发投入强度大于 3% 的企业都会成为高新技术企业。并且,模糊断点回归是基于工具变量法的拓展,能够恰当地解决高新技术企业认定和企业创新行为之间双向因果关系造成的内生性问题,从而精准捕捉高新技术企业认定政策的因果效应。

$$P_i[D_i = 1 | R_i] = \begin{cases} g(R_i) & R_i \geq 3\% \\ 0 & R_i < 3\% \end{cases} \quad (2)$$

其中, $P_i$  表示个体得到处置的概率,即研发投入强度大于 3% 的企业成为高新技术企业的概率。 $g(R_i)$  表示研发投入强度大于或等于 3% 时成为高新技术企业的概率,而当研发投入强度小于 3% 时企业不可能成为高新技术企业,即成为高新技术企业的概率等于 0。

借鉴邹红和喻开志(2015)<sup>[23]</sup>的研究,本文中模糊断点设计的基本思想可描述为:企业研发支出占营业收入达到 3% 则形成断点, $R_i$  是造成断点的驱动变量。企业  $i$  是否受高新技术企业认定政策的影响,部分或完全取决于驱动变量  $R_i$  在阈值 3% 两侧的取值情况。 $R_i$  是影响目标变量企业创新行为( $Innovation_{it}$ )的重要变量,但这种影响通常假定是平滑的。所以给定  $R_i$  的条件下,目标变量的条件分布函数在固定阈值处的不连续性就可以认为是由于高新技术企业认定政策引起的结果,即在  $R_i = 3\%$  附近两侧极小的邻域内存在局部平均处置效应(local average treatment effect, LATE)。在具体操作上,模糊断点估计可以通过参数估计或非参数估计两种方法实现,已有学者研究认为二者是等价的(Hahn 等,2001<sup>[24]</sup>; Imbens 和 Lemieux,2008<sup>[22]</sup>; Angrist 和 Pischke,2008<sup>[25]</sup>),绝大多数学者采用的都是参数估计方法。本文的主要实证检验结果将通过参数估计方法实现,但为保证研究结果的稳健性并全面展示断点回归设计,本文同样以非参数检验结果作为稳健性检验,并且稳健性检验中涉及到的断点回归检验均通过非参数方式计算。

两阶段最小二乘法回归(2SLS)是模糊断点设计的标准处理方式,计量模型设计如下:

$$lninnovation_{it} = \alpha + \beta_1 R_i + \beta_2 D_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$P_{it} = \alpha + \delta_1 R_i + \delta_2 D_{it} + \delta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $R_{it}$  表示企业研发投入强度,作为断点回归设计的驱动变量。 $D_{it}$  表示处理状态变量,当研发投入强度大于或等于 3% 时  $D_{it} = 1$ ,当研发投入强度小于 3% 时  $D_{it} = 0$ 。 $P_{it}$  表示每期研发支出占

比大于或等于 3% 的企业成为高新技术企业的概率。 $X_{it}$  表示控制变量。

根据断点回归的原理可以发现,断点回归的有效性依赖于模型是否能够精确地描述条件期望函数  $E(\Sigma R)$ ;反之,看上去发生的跳跃可能只不过是条件期望函数在某个点的不连续,而不是由政策造成的效果。为了降低这种可能性,本文只考察在断点的领域中的样本,即考察区间  $[R_0 - \Delta, R_0 + \Delta]$ ,其中  $\Delta$  为极小的正数。具体  $\Delta$  的取值则需要进行最优带宽 (bandwidth) 检验。

目前针对最优带宽的选择有多种方法,其中最新的也是针对模糊断点和清晰断点均适用的方法是 Calonico 等 (2014)<sup>[26]</sup>、Calonico 等 (2019)<sup>[27]</sup> 和 Calonico 等 (2020)<sup>[28]</sup> 发展完善的极小化均方误差法 (MSE):

$$h_{MSE} = \left[ \frac{(1 + 2R_i) Var}{2(1 + p - R_i) Bias^2} \right]^{1/(2p+3)} n^{-1/(2p+3)} \quad (5)$$

其中,  $h_{MSE}$  为最优窗宽,  $Var$  为方差,  $Bias$  为偏差。

基于此,本文首先对全样本进行估计,随后采用 MSE 法检验最优窗宽检验,进而对比分析全样本和最优窗宽的实证结果,以期能够对政策进行全面评估。

本研究中的最优带宽也意味着该区间是政策效果最明显的区间,因而该区间同样也可以被认为是研发操纵区间。对于人为圈定的研发操纵区间,区间范围选择过大会导致  $r_0$  附近的领域越大,故偏差也越大,就需要一个较小的带宽来保留所有相关的细节;但如果区间过小会导致样本方差太大,因此需要偏差和方差的折中。相较于其他研究中人为圈定的研发操纵区间,本文经过计算的研发操纵区间反映出样本数据集自身的性质,通过 MSE 法计算出偏差与方差平衡的研发操纵区间。

## 2. 数据说明

本文采用 2008—2020 年中国 A 股上市公司数据,专利数据和研发支出占比数据,以及企业财务数据均来自国泰安中国上市公司专利研究数据库。剔除金融行业和年营业收入 2 亿元以下的样本之后,将专利数据与研发数据进行匹配,最终得到 16529 个样本。

由于专利授权数量需要检测和缴纳年费存在不确定性和不稳定性 (黎文靖和郑曼妮, 2016)<sup>[6]</sup>,本文参照大多数学者的研究,选择企业专利申请数量作为企业的创新变量,具体分为专利申请总数、发明专利数、实用新型专利数和外观设计专利数,并且对四种专利数据都进行加 1 后取自然对数处理。考虑企业创新中的行业因素,本文选择企业所处行业的市场结构 (*Structure*) 作为控制变量,具体行业划分借鉴岳希明等 (2010)<sup>[29]</sup> 的做法,将石油天然气开采业、烟草制品业、石油加工、焦炼及核燃料加工业、电力、燃气及水的生产和供应业、铁路、城市公共交通、水上和航空运输业、邮政业、电信、广播电视和卫星传输服务业界定为垄断行业,其他行业为竞争行业。同时,还控制了企业规模 (*Size*)、企业负债水平 (*Lev*)、企业盈利水平 (*ROA*) 等变量。主要变量名称与定义如表 1 所示。

表 1 主要变量名称与定义

变量	定义
<i>lnsum</i>	$lnsum = \ln(\text{企业专利申请总数} + 1)$
<i>lninvention</i>	$lninvention = \ln(\text{企业发明专利申请数量} + 1)$
<i>lnutilitymodel</i>	$lnutilitymodel = \ln(\text{企业实用新型专利申请数量} + 1)$
<i>lndesign</i>	$lndesign = \ln(\text{企业专利外观设计专利申请数量} + 1)$
<i>R</i>	$R = (\text{研发支出} / \text{营业收入})$
<i>P</i>	企业成为高新技术企业的概率 = (每年新增的高新技术企业数量 / A 股市场非高新技术企业的数量)

续表 1

变量	定义
Structure	市场结构虚拟变量,竞争行业 = 0;垄断行业 = 1
Size	企业规模 = 企业总资产取自然对数
Lev	企业负债水平 = 企业负债/企业总资产
ROA	企业盈利水平 = 企业净利润/企业总资产
Ownership	所有权性质虚拟变量,国有企业 = 0;民营企业 = 1
Age	企业成立时间取自然对数

## 四、实证结果与分析

### 1. 描述性统计

主要变量描述性统计如表 2 所示。在三种专利的申请量中,发明专利的平均申请量最大,而外观设计专利的平均申请量最小,这说明我国上市公司相对于产品外观而言更重视产品核心技术的开发。在所有变量中研发投入强度的标准差最大,说明我国不同上市公司之间的研发投入强度差距非常大,虽然平均研发强度达到了 4% 以上,但中位数只有 3.4%,如果不存在研发操纵的话,我国上市公司的研发投入强度在小区间应该大致服从正态分布,因此可以看出我国上市公司的研发投入强度存在研发操纵嫌疑。

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>lnsum</i>	16147	3.181	1.352	3.135	0.693	6.967
<i>lninvention</i>	15896	2.266	1.371	2.197	0.000	6.118
<i>lnutilitymodel</i>	15375	2.222	1.497	2.197	0.000	6.148
<i>lndesign</i>	15219	0.798	1.204	0.000	0.000	4.883
<i>R</i>	16365	4.028	3.821	3.400	0.000	24.66
<i>P</i>	16529	0.321	0.263	0.495	0.000	0.579
<i>Ownership</i>	16530	0.661	0.473	1.000	0.000	1.000
<i>Structure</i>	16529	0.030	0.171	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	16519	21.976	1.267	21.782	17.280	28.510
<i>Lev</i>	16519	0.401	0.537	0.383	0.008	63.970
<i>ROA</i>	16529	0.055	0.385	0.055	-48.310	1.209
<i>Age</i>	16529	15.344	5.775	15.000	0.000	62.000

对比“政策达标线”两侧的企业分布情况可以发现一些端倪,图 1 是企业研发投入强度分布直方图,横轴是企业研发强度,纵轴是对应企业占样本总量的百分比,不难发现围绕着研发支出占比 3% 这一“政策达标线”上下的企业分布有着巨大的差异,研发支出占比 3% ~ 4% 区间的企业在总体分布中位列第二,占总体企业数量超过 20%。相当数量的企业研发占比都集中在《管理办法》所设置的门槛 3% 左右。并且,企业研发费用占销售收入之比超过 3% 后,其频数呈现递减态势。换言之,为了低成本获取高新技术企业认定资格及其相应的政策倾斜,有企业存在将研发支出占比策略性设定在 3% 的嫌疑。2011 年南岭民爆获得高新技术企业认定,通过南岭民爆的年报可以发现,

2009—2011 年公司的研发投入占当年销售收入之比恰好等于 3%, 而以上现象并非个例。图 2 是研发投入占比的 Kernel 密度估计, 从图 2 中可以看出 Kernel 密度估计的波体形态的双峰结构主峰位于 [3, 3.636], 说明将研发投入占比保持在该区间的企业显著多于其他区间。

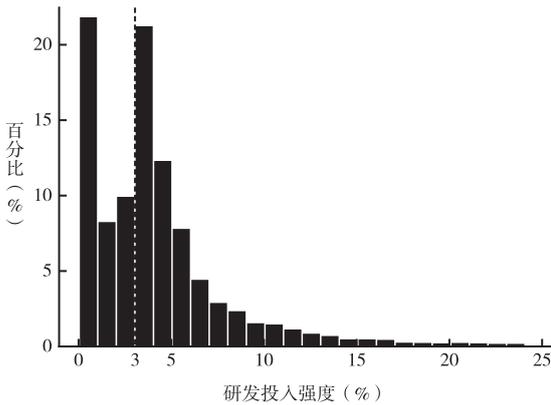


图 1 研发投入强度频数分布直方图

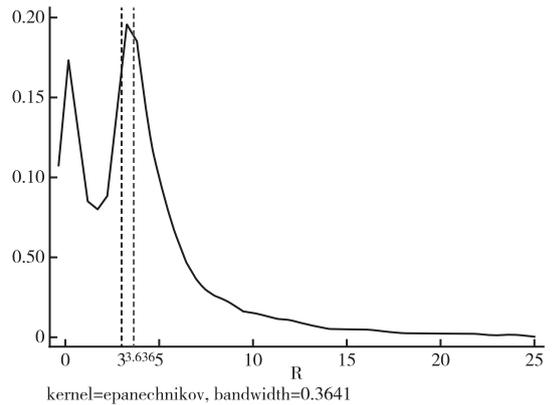


图 2 研发投入强度 Kernel 密度估计

## 2. 全样本模糊断点回归结果

本文首先基于模糊断点回归方法对全样本进行 2SLS 回归, 结果如表 3 所示。第(1)列是企业专利申请总数的回归结果, 本文发现, 在全样本层面, 高新技术企业认定政策的估计系数为正并且在 1% 的显著性水平下通过了检验, 该结果表明, 获得高新技术企业认定对企业的创新数量有显著提高。第(2)列是加入控制变量和时间效应之后企业专利申请总数的回归结果, 高新技术企业认定政策对企业创新总量的作用方向和显著性水平都没有明显变化, 同样可以得出获取高新技术企业资质可以显著提高企业创新数量的结论。而第(3)~(5)列则是高新技术企业认定政策分别对三种专利申请数量的检验结果, 通过对比可以发现, 高新技术企业认定政策对实用新型专利申请数量的促进作用最大, 并且远大于对发明专利和外观设计专利的促进作用。周焯等(2012)<sup>[30]</sup>指出, 发明专利衡量了技术创新更高的研发属性; 外观专利没有发明专利的技术含量高, 但外观专利是针对市场竞争而产生的, 体现了技术创新的市场属性, 所以这三种专利中发明专利的质量最高, 其次是外观设计专利, 实用新型专利质量最低, 因此从全样本的角度来看, 高新技术企业认定政策促进的多是低质量的实用新型专利。考虑到模糊断点回归能够有效处理内生性问题, 因此本文在计量模型中未纳入个体固定效应, 以尽可能规避对政策评估不必要的干扰因素, 但是在本文样本期内出现了全球金融危机、供给侧结构性改革以及“营改增”试点等重大事件, 并且这些事件或政策均会作用于企业创新行为, 为了排除相应的影响, 本文在实证过程中控制了时间效应。

表 3 全样本 2SLS 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnsum</i>	<i>lnsum</i>	<i>lninvention</i>	<i>lnutilitymodel</i>	<i>lndesign</i>
<i>P</i>	0.274*** (0.052)	0.837*** (0.046)	0.783*** (0.047)	1.246*** (0.055)	0.087* (0.051)
<i>R</i>	0.021*** (0.004)	0.0452*** (0.004)	0.082*** (0.003)	-0.010** (0.004)	0.027*** (0.003)
<i>Structure</i>		-0.918*** (0.054)	-0.883*** (0.054)	-0.661*** (0.058)	-0.722*** (0.035)
<i>Size</i>		0.585*** (0.010)	0.595*** (0.001)	0.539*** (0.012)	0.234*** (0.011)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnsum</i>	<i>lnsum</i>	<i>lninvention</i>	<i>lnutilitymodel</i>	<i>lndesign</i>
<i>Lev</i>		0.377 *** (0.056)	0.307 *** (0.056)	0.560 *** (0.068)	-0.035 (0.057)
<i>ROA</i>		0.475 *** (0.075)	0.399 *** (0.076)	0.687 *** (0.094)	-0.054 (0.079)
<i>Age</i>		-0.006 *** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.014 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)
<i>Ownership</i>		0.034 (0.022)	-0.073 *** (0.022)	-0.002 (0.026)	0.164 *** (0.023)
时间效应		是	是	是	是
常数项	3.010 *** (0.018)	-10.150 *** (0.220)	-11.260 *** (0.221)	-10.320 *** (0.259)	-4.119 *** (0.253)
样本量	15991	15981	15730	15216	15061
R <sup>2</sup>	0.011	0.310	0.329	0.232	0.054

注:括号内的数值为 Robust 标准误差;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平下通过检验,下同

依据全样本的实证结果,不难发现高新技术企业认定政策的实施效果似乎比较理想,高新技术企业认定政策显著地提升了企业的创新数量,对创新质量而言,高新技术企业认定政策虽然对低质量的实用新型专利申请数量的促进作用最大,但对发明专利和外观设计专利的申请数量同样有促进作用,并没有明显的“挤出”效应,验证了假设 H<sub>1a</sub>。

但全样本的结论是否反映出真实情况值得推敲,杨国超等(2017)<sup>[21]</sup>研究发现,在现实中存在部分企业操纵研发支出,从而达到高新技术企业认定标准,以骗取补贴和税收优惠,并且研发强度操纵区间集中在 3%~5% 之间。换言之,全样本并不能反映出真实的政策效果。相较于全样本,本文更关注的是“政策达标线”附近即研发支出占比 3% 附近的企业,并且应用断点回归方法时也需要考虑最优带宽的影响。如果在“政策达标线”附近确实存在一个较小的区间,使得区间内企业创新数量和创新质量下降,则说明该研发投入区间企业存在策略性创新行为,反向证明了该区间为研发操纵区间。

### 3. 最优带宽检验与研发操纵区间

本文采用 MSE 方法测算专利申请总数和三种专利申请数量的最优带宽。结果如表 4 所示,本文认为,客观、精准地捕捉和评估高新技术企业认定政策效果的最优样本空间,应是调整过最优带宽后的区间:不添加控制变量的专利申请总数时应考察研发投入强度在 [2.137, 3.863] 之间,纳入控制变量后的专利申请总数在 [2.364, 3.636] 之间,发明专利申请量在 [2.028, 3.972] 之间,实用新型专利申请量位于 [2.077, 3.923] 之间,外观设计专利在 [2.146, 3.854] 之间,因此本文将对以上区间的样本进行重点分析。以上结果中的最优带宽也就是本文认定的研发操纵区间,与杨国超等(2017)<sup>[21]</sup>认定的研发操纵区间基本一致,但靶向明显更为精准。

表 4 最优带宽检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnsum</i>	<i>lnsum</i>	<i>lninvention</i>	<i>lnutilitymodel</i>	<i>lndesign</i>
最优带宽	0.863	0.636	0.972	0.923	0.854

续表 4

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lnsum</i>	(3) <i>lninvention</i>	(4) <i>lnutilitymodel</i>	(5) <i>lndesign</i>
控制变量		控制	控制	控制	控制
时间效应		是	是	是	是

#### 4. 调整最优带宽后 2sls 回归结果

本文绘制了调整最优带宽专利申请总量及三类专利申请量的断点图,图 3~6 显示,在研发支出占比 3% 的政策达标线上,企业专利申请总量、发明专利申请数量、实用新型专利申请数量、外观设计专利申请数量都经历了显著的跳跃,表明样本在研发支出占比 3% 的阈值处存在明显的断点。因此本文可以利用研发支出占比的非连续性来识别高新技术企业认定政策和企业创新行为的因果关系。

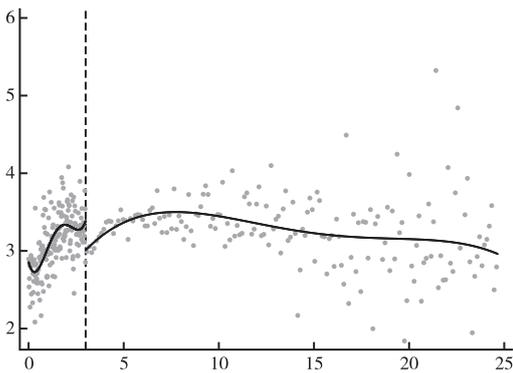


图 3 专利申请总量断点图

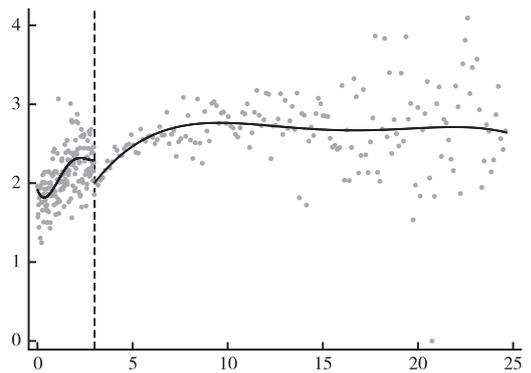


图 4 发明专利申请量断点图

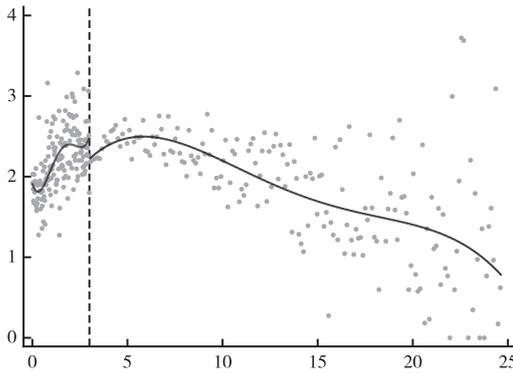


图 5 实用新型专利申请量断点图

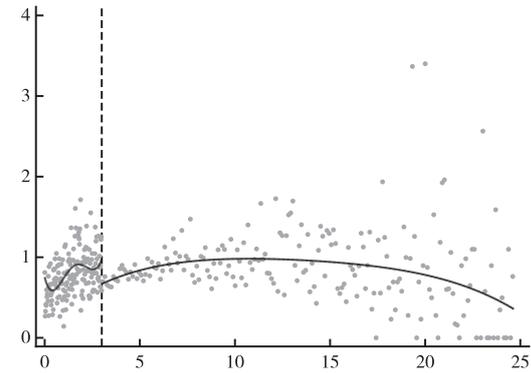


图 6 外观设计专利申请量断点图

运用 2SLS 考察调整最优带宽后的样本,本文发现实证结果发生显著变化,结果如表 5 所示。第(1)列是未添加控制变量情况下的专利申请总数的模糊断点回归结果,认定政策的回归系数为  $-0.746$  且在 1% 的显著性水平下通过检验,这一结果表明,在“政策达标线”3% 附近的一个很小区间内,《管理办法》会导致“伪高新技术企业”的出现,不仅不会促进创新数量,反而对创新数量起到了阻碍作用。纳入控制变量后,第(2)列认定政策的作用系数依然为负且在 1% 的显著性水平通过检验。换言之,《管理办法》没有解决市场和政府双重失灵的问题,并且还会诱发逆向选择。第(3)列为发明专利申请数量的模糊断点回归结果,在最优带宽  $[2.028, 3.972]$  内的企业发明专利政策回归系数为  $-0.350$ ,并通过 1% 的显著性检验,说明高新技术企业认定政策对质量更高的发明

专利存在抑制作用。第(4)列显示,高新技术企业认定政策对实用新型专利申请数量的影响没有通过显著性检验,这说明在政策前后实用新型专利的申请数量没有出现断点,政策对实用新型专利的申请没有产生影响。第(5)列表明,政策对外观设计专利申请数量同样产生了显著的阻碍作用,但同样不如对质量更高的发明专利抑制作用明显。结合第(3)~(5)列的结果,本文发现高新技术企业认定政策对质量最高、最具创新性的发明专利数量,以及对直面市场需求、最吸引消费者的外观设计专利存在挤出效应,而对实用新型专利相对则没有特别显著的影响。由于高新技术企业认定中的信息不对称必然诱发企业道德风险,研发支出占营业收入的百分比在[3,3.972]区间范围内的企业更易于出现策略性创新行为,此类企业倾向于获得认定后缩减高质量技术属性的发明专利申请,毫无疑问,这也是完善制度设计的“靶向”区域。高新技术企业认定政策诱发道德风险,催生企业的策略性创新行为,为获取政策租而研发低成本、低质量技术创新,导致高质量技术创新被挤出。从而验证了本文的假设  $H_{1b}$  成立,在全样本上政策能够显著提升专利数量,但在“政策达标线”3%的附近却可能抑制企业创新数量的提升,也反向证明了研发操纵区间的存在。

表 5 调整窗宽 2SLS 回归结果

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lnsum</i>	(3) <i>lninvention</i>	(4) <i>lnutilitymodel</i>	(5) <i>lndesign</i>
<i>P</i>	-0.746*** (0.138)	-0.374*** (0.130)	-0.350*** (0.108)	-0.214 (0.133)	-0.250* (0.134)
<i>R</i>	0.240*** (0.079)	0.290*** (0.101)	0.277*** (0.055)	0.246*** (0.070)	0.0287 (0.077)
<i>Structure</i>		-0.814*** (0.198)	-0.613*** (0.155)	-0.772*** (0.186)	-0.550*** (0.0953)
<i>Size</i>		0.571*** (0.022)	0.624*** (0.019)	0.549*** (0.023)	0.230*** (0.025)
<i>Lev</i>		0.653*** (0.123)	0.316*** (0.106)	0.877*** (0.130)	-0.0498 (0.118)
<i>ROA</i>		1.914*** (0.327)	1.616*** (0.314)	0.163 (0.352)	1.858*** (0.396)
<i>Age</i>		-0.001 (0.004)	0.003 (0.003)	-0.008** (0.004)	0.009** (0.004)
<i>Ownership</i>		0.0807* (0.046)	-0.079** (0.040)	0.145*** (0.048)	0.159*** (0.045)
<i>Constant</i>	2.658*** (0.211)	-11.460*** (0.674)	-13.280*** (0.550)	-11.710*** (0.586)	-4.278*** (0.746)
时间效应		是	是	是	是
带宽	0.863	0.636	0.972	0.923	0.854
样本量	4485	3482	4822	4497	4209
$R^2$	0.003	0.308	0.345	0.241	0.054

除了高新技术企业认定政策之外,部分控制变量对企业创新也产生了显著作用。企业规模(*Size*)越大,越有利于提高专利总量和三类专利数量,并且对提升发明专利的效果最好。相较于小企业而言,规模以上企业抵御市场风险的能力更强,在研发领域的投资越高,创新能力越强。企业

盈利能力 (*ROA*) 对专利申请总量以及发明专利和外观设计专利的作用系数也都显著为正, 并且均超过了企业规模的估计系数。盈利能力强的企业对创新补贴的依赖性较小, 实施实质性创新的激励更足, 更有意愿从数量和质量层面提升自身的创新能力。因此, 高新技术企业认定政策除了设定研发人员和研发投入的门槛条件外, 还需要根据企业规模和盈利能力设立资质认定条件。就市场结构 (*Structure*) 而言, 行业的垄断性会显著降低企业专利申请总量和三类专利申请量。企业所在的市场环境对企业的创新活动存在较大影响, 处于竞争行业的企业相较于处于垄断行业的企业对于创新活动更加积极, 垄断性企业的产品不存在差异性, 因此这类企业也不关注技术创新, 在三类专利中垄断对实用新型专利的申请数量阻碍最严重, 这可能表明垄断企业虽然整体创新意愿很低, 但同样由于垄断带来的超额利润, 垄断企业对策略性的创新行为同样兴趣不高。企业负债水平 (*Lev*) 对专利总数以及发明专利和实用新型专利申请量产生显著的正向作用, 对代表市场属性的外观设计专利没有显著的影响。从所有权性质 (*Ownership*) 来看, 相较于国有企业而言, 民营企业有更高的专利总量, 这反映出民营企业相较于国有企业有较强的创新活力, 但是具体观察三种专利的申请数量, 本文发现民营企业创造的大多是低质量专利, 对高质量的发明专利反而存在阻碍作用。民营企业由于面临着信贷约束等问题, 在获取专利及“高新技术企业”资质后可以获得更多的信贷资源倾斜, 获取创新政策租的需求更为迫切, 因此本文发现, 相对发明专利和外观设计专利来说, 民营企业更倾向于获取实用新型专利, 这也表明在获取政策租的需求驱动下, 民营企业进行策略性创新的动机非常强烈。企业成立时间 (*Age*) 越长会显著降低实用新型专利的申请量, 这表明经营时间越长的企业在经历市场考验之后会自觉减少低质量的专利申请, 创新能力相较于年轻企业更强。

### 5. 滞后一期 2SLS 回归结果

考虑到政策效应具有滞后性, 企业被认定为高新技术企业后才能获得了创新倾斜政策支持, 并且创新活动具有周期性。因此本文加入滞后一期的模糊断点回归分析, 分析政策的长期效应。在处理方式上, 本文将企业当期的专利申请数量与企业上一期的研发支出占比进行匹配, 即考察企业成为高新技术企业之后一年的专利申请数量, 实证结果如表 6 所示。

第(1)列是以滞后一期的专利申请总数作为被解释变量的模糊断点回归结果, 认定政策的估计系数为  $-0.557$ , 且在 1% 的显著性水平下通过检验。这说明, 即使给予企业创新优惠政策和相对较长的研发周期, 企业的专利申请总数仍将趋于下降, 这表明, 在政策实施一定时间之后, 高新技术企业认定政策依然没有发挥出应有的政策效果。结合之前的分析, 本文有理由认为研发投入强度在  $[3, 3.938]$  之间的企业有很大的概率属于策略性研发操纵企业, 这类企业巧妙地将研发投入占营业收入之比设定在政策达标线附近, 一旦获得高新技术企业资质认定后减少研发活动, 进而导致企业的专利申请总量显著下降。第(2)~(4)列分别是三种专利申请数量的实证结果, 高新技术企业认定政策对发明专利、实用新型专利以及外观设计专利的申请数量作用系数显著为负。表 6 中控制变量的作用系数的方向和显著性, 与表 5 的估计结果总体保持一致。

综上, 《管理办法》这种简约的“高新技术企业”认定方式, 依然不能解决政府干预企业创新行为时市场与政府的双重失灵, 并且政府和企业间的信息不对称还将诱发逆向选择和道德风险, 即“伪高新技术企业”旨在攫取政策租, 会策略性地将研发支出占营业收入之比保持在 3% 的政策达标线线上; 部分企业会用低质量创新挤出高质量创新, 实现低成本创新数量扩张。

表 6 滞后一期 2SLS 回归结果

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lninvention</i>	(3) <i>lnutilitymodel</i>	(4) <i>lndesign</i>
<i>P</i>	$-0.557^{***}$ (0.122)	$-0.523^{***}$ (0.117)	$-0.417^{***}$ (0.139)	$-0.434^{***}$ (0.135)

续表 6

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lninvention</i>	(3) <i>lnutilitymodel</i>	(4) <i>lndesign</i>
R	0.371 *** (0.067)	0.368 *** (0.057)	0.349 *** (0.061)	0.193 *** (0.062)
常数项	-11.210 *** (0.662)	-13.150 *** (0.712)	-11.150 *** (0.755)	-4.591 *** (0.701)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	是	是	是	是
带宽	0.938	1.059	1.158	1.103
样本量	3633	3952	4081	3931
R2	0.298	0.319	0.230	0.054

## 五、稳健性检验

### 1. 研发操纵区间与策略性创新的稳健性讨论

(1)“平均研发强度区间”还是“研发操纵区间”？研发操纵区间也有可能是我国上市公司研发投入的平均水平，而政策恰好以该均值作为政策门槛。如果该区间为我国研发投入的平均区间，那么我国研发投入强度应该在 3% 附近是连续平滑的并且大体服从正态分布。Cattaneo 等 (2018)<sup>[31]</sup> 提出了一种检验密度函数在断点处是否连续的方法，相较于传统的 McCrary 检验，在统计性质上更加优越。本文借鉴该方法检验研发投入占比在“政策达标线”处是否连续，结果如图 7 所示，拒绝研发投入占比在 3% 处连续的原假设，说明研发投入占比在 3% 处存在向上跳跃，而非平滑连续的。如果假设研发操纵和策略性创新不存在，那么根据高新技术企业认定政策的创新激励效应等，研发投入占比越高的企业其创新数量和创新能力也应该越高，即高新技术企业认定政策会激励企业进行实质性创新，进而提升创新数量和创新能力，如全样本断点回归结果所示。但在本文认定的研发操纵区间内，断点回归结果却恰恰相反，“政策达标线”以上的企业数量增加创新数量和创新能力反而有所下降，这一反常现象证明了研发操纵和策略性创新的存在，证明了本文研究结论的稳健性。即使政府在制定政策时以上市公司研发投入强度平均值作为政策门槛，但从本文的实证结果来看，政策执行效果并不好，企业在收到政策补贴之后并没有在原研发投入强度平均值的基础上加大对研发的投入力度，也没有达到提高企业创新能力的政策目的。

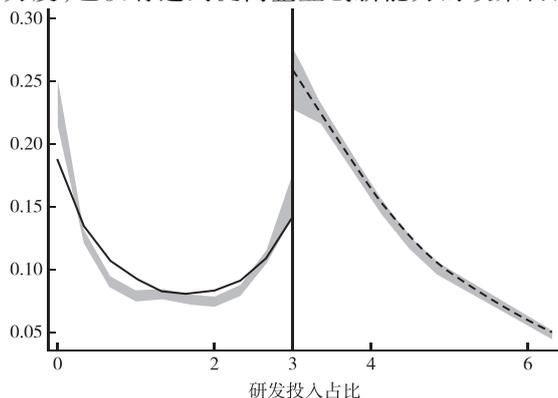


图 7 研发投入占比连续性检验

(2)“最优研发强度区间”还是“研发操纵区间”?企业研发强度刚刚超过政策门槛既可能是企业为获得高新技术企业资质而进行的研发操纵,但也有可能是企业为应对政策而做出的最优经济选择,即研发操纵区间也有可能是企业最优研发区间。为排除这种竞争性解释,本文将公司价值(*Tobin's Q*)作为被解释变量,应用断点回归方法研究高新技术企业认定政策在不同区间内对企业价值的影响,如果该研发投入区间为企业应对《管理办法》而做出的最优经济选择,那么在该研发投入区间内获得高新技术企业认定应该可以提升企业价值,获得公众的认可。表7是公司价值的非参数估计断点回归结果。从结果中可以发现,在三种专利的研发操纵区间内获得高新技术企业认定会导致企业价值下降,而在全样本区间内则不会。这说明,在本文认定的研发操纵区间内获得高新技术企业认定会导致企业价值下降,因此将研发投入强度保持在该区间内并不符合企业的最优经济选择,表明本文认定的研发操纵区间并不是企业最优研发区间。

表7 企业价值断点回归结果

变量	(1) <i>Tobin's Q</i>	(2) <i>Tobin's Q</i>	(3) <i>Tobin's Q</i>	(4) <i>Tobin's Q</i>	(5) <i>Tobin's Q</i>
局部平均处置效应	-0.025 (0.059)	-0.136 (0.132)	-0.203* (0.110)	-0.200* (0.113)	-0.193* (0.116)
核类型	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	是	是	是	是	是
带宽	全样本	0.636	0.972	0.923	0.854
对应区间	全样本	专利总量	发明专利	实用新型专利	外观设计专利
样本量	15892	15892	15892	15892	15892

## 2. 控制变量连续性检验

断点回归有效性的一个重要假设是回归结果显示的断点仅是由政策因素引起的而不是由模型中其他因素引起的,所以断点回归的假定认为其他特征变量或控制变量在阈值处保持平滑。因此在稳健性检验中,本文首先基于最优带宽进行控制变量连续性检验。非参数估计结果如表8所示,所有的控制变量都没有通过显著性检验,说明所有控制变量都是连续的,这些检验表明,实证结果中出现的断点仅仅是由高新技术企业认定政策引起的,与其他特征变量及控制变量无关,本文的模糊断点设计符合连续性假设的要求。

表8 控制变量连续性检验

变量	(1) <i>Structure</i>	(2) <i>Size</i>	(3) <i>Lev</i>	(4) <i>ROA</i>	(5) <i>Ownership</i>	(6) <i>Age</i>
局部平均处置效应	-0.002 (0.013)	-0.182 (0.120)	-0.002 (0.023)	-0.011 (0.008)	-0.011 (0.044)	0.748 (0.700)
带宽	0.613	0.855	0.949	0.907	1.244	0.737
时间效应	是	是	是	是	是	是

## 3. 局部线性非参数估计

此外,断点回归设计中还存在断点是客观存在的还是由估计方法选择造成的争议,因此本文同时进行了局部线性非参数估计作为稳健性检验,以排除由方法选择引发断点的嫌疑。局部线性非参数估计结果如表9所示,与前文中参数估计的结果一致,进一步明确了在最优带宽中高新技术企业认定政策确实对专利申请总数和发明专利申请数量产生了抑制作用,存在策略性研发操纵的行为。

表 9 局部线性非参数估计

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lnsum</i>	(3) <i>lninvention</i>	(4) <i>lnutilitymodel</i>	(5) <i>lndesign</i>
局部平均处置效应	-0.696*** (0.155)	-0.500*** (0.145)	-0.353*** (0.121)	-0.272* (0.149)	-0.335** (0.158)
核类型	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核
控制变量		控制	控制	控制	控制
时间效应		是	是	是	是
带宽	0.863	0.636	0.972	0.923	0.854
样本量	16125	16115	15808	15261	15101

4. 倾向得分匹配 (PSM)

为进一步排除实证结果的内生性,本文进一步采用倾向得分匹配法检验高新技术企业认定政策的政策效果,结果如表 10 所示。从全样本的倾向得分匹配的检验结果来看,高新技术企业认定政策对专利申请总量以及三种专利申请数量均存在促进作用。而研发操纵区间内样本的倾向得分匹配检验结果显示,高新技术企业认定政策对专利申请总量、发明专利申请量以及不存在显著作用,对外观设计专利申请量存在显著的阻碍作用,而对实用新型专利申请量存在显著的正向作用,与断点回归的检验结果基本一致,验证了本文实证检验结果的有效性。

表 10 倾向得分匹配

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lnsum</i>	(3) <i>lninvention</i>	(4) <i>lninvention</i>	(5) <i>lnutility-model</i>	(6) <i>lnutility-model</i>	(7) <i>lndesign</i>	(8) <i>lndesign</i>
平均处置效应	0.586*** (0.037)	-0.024 (0.064)	0.700*** (0.036)	0.043 (0.054)	0.539*** (0.040)	0.148** (0.063)	0.047 (0.034)	-0.126** (0.056)
带宽	全样本	0.636	全样本	0.972	全样本	0.923	全样本	0.854
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	16137	3482	15886	4822	15365	4497	15209	4209

5. 安慰剂检验

对本文的结论而言,另外一个可能的质疑来自本文的实证结果是由断点设置以及驱动变量的某种随机性造成的,而非来自政策效果。本文为保证以上发现的可靠性设计了如下安慰剂检验,将政策门槛虚拟设置为研发投入强度为 2.5% 和 3.5%,结果如表 11 所示。从结果可以看出,政策门槛无论是 2.5% 还是 3.5% 都不存在断点,说明本文的实证检验结果是来自政策驱动而非断点设置和驱动变量的随机性。

表 11 安慰剂检验

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lnsum</i>	(3) <i>lninvention</i>	(4) <i>lninvention</i>	(5) <i>lnutility-model</i>	(6) <i>lnutility-model</i>	(7) <i>lndesign</i>	(8) <i>lndesign</i>
局部平均处置效应	0.194 (1.241)	-5.433 (6.560)	0.888 (0.790)	-22.387 (35.035)	0.822 (1.403)	0.237 (2.583)	-0.175 (0.709)	-0.408 (0.512)
核类型	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是

续表 11

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lnsum</i>	(3) <i>lninvention</i>	(4) <i>lninvention</i>	(5) <i>lnutility-model</i>	(6) <i>lnutility-model</i>	(7) <i>lndesign</i>	(8) <i>lndesign</i>
政策门槛	2.5%	3.5%	2.5%	3.5%	2.5%	3.5%	2.5%	3.5%
带宽	0.640	0.564	0.715	0.528	0.652	0.624	0.836	0.936
样本量	15981	15981	15730	15730	15216	15216	15061	15061

## 六、作用机制检验

前文的分析表明,高新技术企业认定政策会导致企业为迎合《管理办法》而进行研发操纵以及策略性创新行为,本文将进一步探讨高新技术企业认定政策对企业研发操纵和策略性创新的作用机制。根据前文所述,高新技术企业认定对企业策略性创新行为的作用机制在于:企业为获得政府补贴而操纵研发投入强度刚刚达到《管理办法》规定的政策门槛,同时申请低质量专利来满足政策对企业专利申请量的要求而非实质性创新,并且在获得政府补贴之后出于降低成本的目的会减少高质量专利的数量,即策略性创新。为检验上述理论机制,本文设计了如下实证模型:

$$Innovation_i = a_0 + a_1MAN + a_2MANSUB + a_3Subsidies_i + \beta X_i + \lambda_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中, $MAN$ 为研发操纵哑变量,即当企业的研发投入强度位于本文认定的研发操纵区内时 $MAN = 1$ ,否则 $MAN = 0$ , $MANSUB$ 为研发操纵哑变量与企业获得政府补贴的交乘项, $Subsidies_i$ 为政府补贴, $X_i$ 为控制变量, $\lambda_i$ 为时间固定效应。

表 12 的模型(1)中研发操纵哑变量以及研发操纵与政府补贴的交互项均未通过显著性检验,但 $MAN$ 的系数为正,而 $MANSUB$ 系数为负,说明研发操纵企业在获取政府补贴前会不显著地提升专利申请数量,而在获得政府补贴之后会不显著地减少专利申请数量。模型(2)中 $MANSUB$ 的系数为 $-0.483$ 并在5%的显著性水平上通过检验,说明研发操纵企业在获取政府补贴后会显著地减少高质量发明专利的申请量。模型(3)中 $MAN$ 的系数为 $0.382$ 并在5%的显著性水平上通过检验,说明研发操纵企业为了获得政府补贴会显著地增加低质量的实用新型专利申请数量。对比可见,通过高新技术企业认定政策等产业政策发放的政府补贴并没有达到促进高质量创新的目的,反而诱发了部分企业为获得政府补贴而进行策略性创新行为,即在获得财政补贴之前大量申请低质量专利以迎合《管理办法》获取政府补贴,而在获得政府补贴之后又会大量减少高质量的发明专利申请数量。

表 12 高新技术企业认定政策对策略性创新的作用机制检验

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lninvention</i>	(3) <i>lnutilitymodel</i>	(4) <i>lndesign</i>
$MAN$	0.147 (0.174)	0.235 (0.175)	0.382** (0.191)	-0.0139 (0.186)
$MANSUB$	-0.320 (0.239)	-0.483** (0.240)	-0.346 (0.265)	-0.115 (0.258)
$Subsidies$	1.234*** (0.110)	1.550*** (0.124)	0.927*** (0.136)	0.879*** (0.120)
$Constant$	-9.430*** (0.447)	-10.26*** (0.455)	-9.810*** (0.531)	-4.142*** (0.533)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	是	是	是	是

续表 12

变量	(1) <i>lnsum</i>	(2) <i>lninvention</i>	(3) <i>lnutilitymodel</i>	(4) <i>lndesign</i>
样本量	16044	15794	15273	15117
R <sup>2</sup>	0.268	0.258	0.202	0.053

## 七、结论与政策启示

随着我国经济发展进入新阶段,生产要素驱动力明显减弱,传统比较优势逐步丧失,粗放式发展模式已经难以为继,新阶段经济发展急需新动力。而创新作为引领发展的第一动力,具备经济体系和发展模式的核心引擎功能,是推动产业革命和高质量发展的重要战略支撑。为了充分释放企业创新能动性,中国政府先后出台了一系列创新激励政策,然而政府和企业对于创新行为的信息不对称是制约各类政策能否有效发挥作用的关键因素。2008 年开始实施的《管理办法》,为政府提供了一套形式简约的企业创新活动识别方案。本文利用 2008—2020 年中国 A 股上市公司数据,基于断点回归方法,实证考察《管理办法》的政策效果,得到如下结论:第一,企业的专利总量、发明专利、实用新型专利和外观设计专利申请量在研发支出占比在 3% 附近具有明显断点,部分企业存在为获取高新技术企业资质而策略性地将研发投入保持在政策达标线上的嫌疑。第二,在全样本层面,高新技术企业认定政策在数量和质量层面显著提高了企业的创新能力,不存在策略性创新行为。第三,基于最优带宽的估计显示,企业会策略性地将研发支出占比保持在政策达标线附近,以最低成本成为“高新技术企业”。一旦获得认定资质后,“伪高新技术企业”在长期倾向于减少专利申请总量以尽可能地控制研发成本。无论在短期和还是长期,它们均会策略性地缩减高质量发明专利申请量。因此在“政策达标线”附近的研发操纵区间内,高新技术企业认定政策会导致企业策略性创新行为,对企业创新数量和创新质量部产生抑制效应。第四,规模以上企业和盈利能力强的企业提升创新数量和质量的动力更为充足;垄断性行业企业的创新数量和质量普遍低于竞争性行业企业;由于获取资源的渠道有限,民营企业有更强的意愿从事策略性创新行为,以低质量专利挤出高质量专利,实现创新数量的低成本扩张。

上述结论中可能的政策含义有:首先,创新作为一项蕴含技术不确定性的风险活动,并不是所有企业都有意愿投入资源进行创新活动,高新技术企业认定政策以研发投入强度作为筛选企业创新意愿的依据存在其合理性。然而,单纯依靠财务指标来判断企业创新潜力同样存在局限性。应当在现有制度的基础上进一步完善高新技术企业认定制度,根据创新行为的难度、深度以及潜在市场价值进行细化,对高质量专利加大前期资助力度。在后期发放政府补贴时加强对企业专利质量的甄别,在政策认定过程中加入专利质量门槛,通过政策引导企业进行高质量创新,提高整体创新质量。其次,加强企业申请高新技术企业认定的资质审查,对研发投入强度刚刚迈过政策门槛的企业进行重点审查,审查其是否存在虚增研发投入的情况。同时,认定资格优先向研发投入占营业收入比重超过 3.972% 的企业倾斜,从而降低研发操纵企业钻空子的机会。最后,加大对高新技术企业认定的事前、事中和事后检查、监督力度,规避由信息不对称引发的逆向选择和道德风险。加大对企业虚假申报行为的处置力度和违法成本,杜绝企业弄虚作假通过申请低质量专利骗取政策租金的投机行为,减少低质量创新对高质量创新的侵蚀。

### 参考文献

[1] Greenwald, B. C., and J. E. Stiglitz. Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets[J]. Quarterly Journal of Economics, 1986, 101, (2): 229 - 264.

- [2] Aghion, P., J. Cai, M. Dewatripont, L. Du, A. Harrison, and P. Legros. Industrial Policy and Competition [R]. NBER Working Paper, 2012.
- [3] Shleifer, A., and R. Vishny. Politicians and Firms [J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109, (4): 995 – 1025.
- [4] Dosi, G., L. Marengo, and C. Pasquali. How Much Should Society Fuel the Greed of Innovators? On the Relations Between Appropriability, Opportunities and Rates of Innovation [J]. Research Policy, 2006, 35, (8): 1110 – 1121.
- [5] Tong, T., W. He, Z. L. He, and J. Lu. Patent Regime Shift and Firm Innovation: Evidence from the Second Amendment to China's Patent Law [J]. Academy of Management Annual Meeting Proceedings, 2014, (1): 14174.
- [6] 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]. 北京: 经济研究, 2016, (4): 60 – 73.
- [7] 张杰, 高德步, 夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释 [J]. 北京: 中国工业经济, 2016, (1): 83 – 98.
- [8] 安同良, 周绍东, 皮建才. R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应 [J]. 北京: 经济研究, 2009, (10): 87 – 98, 120.
- [9] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析 [J]. 北京: 经济研究, 2018, (2): 109 – 123.
- [10] 王永进, 冯笑. 行政审批制度改革与企业创新 [J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (2): 24 – 42.
- [11] Boubakri N., J. Cosset, and W. Saffar. Political Connections of Newly Privatized Firms [J]. Journal of Corporate Finance, 2008, 14, (5): 654 – 673.
- [12] 顾元媛, 沈坤荣. 地方政府行为与企业研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析 [J]. 北京: 中国工业经济, 2012, (10): 77 – 88.
- [13] 逯东, 万丽梅, 杨丹. 创业板公司上市后为何业绩变脸? [J]. 北京: 经济研究, 2015, (2): 132 – 144.
- [14] 章元, 程郁, 余国满. 政府补贴能否促进高新技术企业的自主创新? ——来自中关村的证据 [J]. 北京: 金融研究, 2018, (10): 123 – 140.
- [15] 江飞涛, 李晓萍. 直接干预市场与限制竞争: 中国产业政策的取向与根本缺陷 [J]. 北京: 中国工业经济, 2010, (9): 26 – 36.
- [16] 王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新 [J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (3): 138 – 155.
- [17] Guo, D., Y. Guo, and K. Jiang. Government Subsidied R&D and Innovation Outputs: An Empirical Analysis on China's Innofund Program [R]. Stanford Center for International Development Working Paper, 2015.
- [18] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新 [J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (9): 98 – 116.
- [19] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 李春涛. 信贷寻租、融资约束与企业创新 [J]. 北京: 经济研究, 2017, (5): 161 – 174.
- [20] 李万福, 杜静, 张怀. 创新补助究竟有没有激励企业创新自主投资——来自中国上市公司的新证据 [J]. 北京: 金融研究, 2017, (10): 130 – 145.
- [21] 杨国超, 刘静, 廉鹏, 芮萌. 减税激励、研发操纵与研发绩效 [J]. 北京: 经济研究, 2017, (8): 110 – 124.
- [22] Imbens, G., and T. Lemieux. Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice [J]. Journal of Econometrics and Statistics, 2008, 142, (2): 615 – 635.
- [23] 邹红, 喻开志. 退休与城镇家庭消费: 基于断点回归设计的经验证据 [J]. 北京: 经济研究, 2015, (1): 124 – 139.
- [24] Hahn, J., P. Todd, and W. Van Der Klaauw. Identification and Estimation of Treatment Effect with Regression Discontinuity Design [J]. Econometrica, 2001, 69, (1): 201 – 209.
- [25] Angrist, J., and J. Pischke. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion [M]. Princeton University Press, 2008.
- [26] Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik. Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs [J]. Econometrica, 2014, 82, (6): 2295 – 2326.
- [27] Calonico, S., M. D. Cattaneo, M. H. Farrell, and R. Titiunik. Regression Discontinuity Designs Using Covariates [J]. The Review of Economics and Statistics, 2019, 101, (3): 442 – 451.
- [28] Calonico, S., M. D. Cattaneo, and M. H. Farrell. Optimal Bandwidth Choice for Robust Bias-corrected Inference in Regression Discontinuity Designs [J]. Econometrics Journal, 2020, 23, (2): 192 – 210.
- [29] 岳希明, 李实, 史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨 [J]. 北京: 中国社会科学, 2010, (3): 77 – 93, 221 – 222.
- [30] 周煊, 程立茹, 王皓. 技术创新水平越高企业财务绩效越好吗? ——基于 16 年中国制药上市公司专利申请数据的实证研究 [J]. 北京: 金融研究, 2012, (8): 166 – 179.
- [31] Cattaneo, M. D., M. Jansson, and X. Ma. Manipulation Testing Based on Density Discontinuity [J]. Stata Journal, 2018, 18, (1): 234 – 261.

# How High-tech Enterprise Recognition Affects Enterprise Innovation Behavior Empirical Evidence from Fuzzy Regression Discontinuity

ZHANG Han-yu, WU Zhen-lei

(School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an, Shaanxi, 710127, China)

**Abstract:** Innovation is the first driving force to lead development. Stimulating the innovation vitality of enterprises and improving the innovation quality of enterprises are the core to promote high-quality economic development and improve the national innovation system. “The administrative measures for the recognition of High-Tech enterprises” is a typical policy document for the government to intervene in the innovation of enterprises in China at present. The government screened out preferential policies such as tax incentives for specific enterprises through conditions such as “the ratio of R&D expenditure to sales revenue” to offset the risks and uncertainties in the R&D and innovation process of enterprises, resolve the externalities of innovation, and then achieve the purpose of encouraging enterprises to carry out substantive innovation. However, the simple identification conditions also exist the possibility that enterprises may induce R&D manipulation and strategic innovation behavior in order to obtain “policy rent”, resulting in the decline of innovation quantity and quality. In order to explore the impact of “High-Tech enterprise recognition policy” on enterprise innovation behavior, and whether enterprises will carry out substantive innovation or strategic innovation under the incentive of “High-Tech enterprise recognition policy”, this paper collects the micro data of China’s A-share listed companies from 2008 to 2020, and applies the fuzzy breakpoint regression strategy to evaluate the policy effect of the administrative measures for High-Tech enterprise recognition on enterprise innovation behavior incentive. It is found that there is an obvious breakpoint in the patent application volume of enterprises at the threshold of 3% of R&D expenditure in operating revenue. The estimation at the full sample level shows that the High-Tech enterprise recognition policy can significantly improve the quantity and quality of innovation, but the further test based on the optimal window width gets the opposite conclusion. Due to asymmetric information, institutional arrangements will induce adverse selection and moral hazard. The “pseudo High-Tech enterprise” aims to grab policy rent and obtain government subsidies, and will strategically maintain the proportion of R&D expenditure at the policy compliance line. The “High-Tech enterprises” with R&D expenditure accounting for [3, 3.636] will significantly reduce the total number of long-term patent applications. The “High-Tech enterprises” with R&D expenditure accounting for [3, 3.972] will reduce the number of high-quality invention patents. The “High-Tech enterprises” with R&D expenditure accounting for [3, 3.854] will reduce the number of design patent applications, while the utility model patents with low quality will not be significantly affected. Enterprises with strong profitability and above Designated Size have a stronger incentive to improve the quantity and quality of innovation. Enterprises in monopoly industries have a weak willingness to innovate. Private enterprises have the motivation to squeeze out high-quality innovation and realize low-cost expansion of innovation quantity. Through the mechanism test, this paper finds that the government subsidies granted through industrial policies such as the “High-Tech enterprise recognition policy” do not achieve the purpose of promoting high-quality innovation, but induce some enterprises to carry out strategic innovation in order to obtain government subsidies, that is, before obtaining financial subsidies, a large number of low-quality patents are manufactured to meet the policy to obtain government subsidies, After receiving government subsidies, the number of high-quality invention patent applications will be greatly reduced. The research of this paper will help to fully understand the policy effect of the administrative measures for the identification of High-Tech enterprises, and identify the “target” areas for improving the system design, and provide reference for the administrative measures for the identification of High-Tech enterprises and the subsequent policy improvement aimed at stimulating the innovation vitality of enterprises.

**Key Words:** measures for the administration of the recognition of hi-tech enterprises; FRD; R&D manipulation; strategic innovation

**JEL Classification:** D2, I2

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2022.06.004

(责任编辑:张任之)