

高新技术企业认定政策与企业创新

王文凯 陈志远*

摘 要：为了激励企业研发创新，2008年我国出台了《高新技术企业认定管理办法》，而围绕高新技术企业认定政策展开评估主要面临两个问题，一是政策的内生性；二是考虑到企业会进行研发操纵，不处理上述问题就会高估政策效果。为解决上述问题，本文基于中国工业企业数据库和全国企业创新活动调查数据库系统地评估了高新技术企业认定政策的创新效应及其作用机制。研究发现，高新技术企业认定政策显著提升了企业层面的创新产出水平。机制检验发现，该政策显著降低了企业税负，增加了与研发相关的政府补贴，而且，被认定为高新技术企业这一信号可以改善企业的经营绩效及其面临的融资约束等，进而促进研发创新。本文的研究不仅为高新技术企业认定政策的有效性提供了经验证据支持，也为后续的政策制定提供了参考。

关键词：高新技术企业 政策评估 企业创新 断点回归

一 引言

创新活动具有正外部性和高风险等特点，企业自主创新激励不足，会导致企业创新水平低于社会最优，减少社会的整体福利（Solow，1956）。特

* 王文凯，助理研究员，中国社会科学院财经战略研究院，电子邮箱：wangwk@cass.org.cn；陈志远（通讯作者），助理教授，中国人民大学商学院，电子邮箱：chenzhiyuan@rmbs.ruc.edu.cn。本文获得国家自然科学基金（72103192）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

别是在法律制度不完善的情况下，创新成果甚至会被竞争对手模仿抄袭，从而进一步降低企业的创新投入和产出（Kristiansen，1998）。因此，政府应该出台相关政策对企业创新予以激励（Solow，1956）。2008年，我国出台了《高新技术企业认定管理办法》（以下简称《办法》），完整系统地提出了高新技术企业认定标准，旨在对通过高新技术企业认定的企业提供税收优惠等支持，以激励企业进行研发创新。那么，一个显而易见的问题是政策的成效如何？

经济学关于产业政策有效性的讨论一直没有定论。一方面，一些文献认为政府可以通过制定政策来降低创新风险以激励企业进行创新（Greenwald和Stiglitz，1986），如降低企业税负。实证研究发现，减税确实可以激励企业增加创新投入、提升创新产出水平（Hall和Van Reenen，2000；Bloom等，2002）；而另一方面，一些文献认为针对特定企业的激励政策会诱使企业通过操纵一些相关项目来做出更有利于自身且与产业政策目标无关的选择（Dye，2002；杨国超等，2017），导致产业政策失效。

对高新技术企业认定政策的已有研究并没有得出一致的结论。一些研究发现，高新技术企业认定政策能够显著促进企业创新（刘啟仁等，2023；汪芳等，2023；董珍和缪言，2022）。但也有部分文献认为该政策的效果并不显著（杨国超等，2017；曾婧婧等，2019）。既有研究结论不一致的原因主要在于两方面：第一，《办法》在开篇即说明为鼓励高新技术企业发展特制定本办法，而且明确且详细地列明高新技术企业的认定标准。因此，从计量理论的角度来看，该政策并非外生冲击，高新技术企业样本也非随机选择，在这种情况下，不解决样本选择问题可能会高估政策效果。很明显，只有符合政策标准和在政策标准门槛附近的企业会被纳入处理组，而即使没有出台《办法》，这些企业创新水平也比对照组高。第二，更重要的是，杨国超等（2017）使用上市公司的数据研究发现，企业研发收入比在《办法》规定的临界值附近分布不连续，这意味着企业可能有研发操纵行为。所谓研发操纵，即把原本不属于研发的其他管理费用记作研发费用（Chen等，2021），进而人为地提高研发收入比，从而使企业符合高新技术企业认定标准。在这种情况下，不考虑研发操纵也会导致政策效果被高估。

针对上述问题,本文基于2013年中国工业企业数据库和全国企业创新活动调查数据库,采用断点回归、匹配等方法,对高新技术企业认定政策的效果进行再检验。首先,关于样本选择问题,一方面参考Li等(2016)的方法,将高新技术企业认定标准作为关键控制变量以解决企业的非随机选择可能对评估结果产生影响的问题;另一方面参考Redding和Sturm(2008)的研究,使用匹配方法来解决样本选择问题。其次,对于企业可能存在的研发操纵问题,通过使用创新效率以及甜甜圈断点回归方法来消除其对评估结果的潜在影响。研究结果显示,高新技术企业认定政策对企业创新产生了显著的促进作用。本文也对该政策的作用机制做了检验,结果发现,该政策通过税收优惠、政府补助等措施以及信号机制对企业创新产生积极影响。

和已有文献相比,本文的贡献主要在于:第一,从研究数据上看,本文使用的数据来自全国企业创新活动调查数据库,其优点在于可以准确识别高新技术企业。第二,从研究方法上看,本文使用了新的研究方法,比如Selection Ratio方法、作为数据预处理手段的匹配方法,这些方法不仅有助于识别因果关系,而且为今后经济学研究方法的选择提供了一定的借鉴。第三,从研究设计上看,既有文献可能没有考虑研发操纵和样本选择问题,导致评估结果失真;也可能发现了该问题但没有提出具体的解决方法。Chen等(2021)的研究考虑了上述问题,但和本文在研究数据、研究方法和研究内容上均不相同。相较于Chen等(2021),本文的创新点在于关注了创新效率及其机制;而相比杨国超等(2017)的研究,本文着重考虑了对研发操纵问题的识别,并且对比了研发操纵企业与非研发操纵企业创新表现的差异。总的来说,相较于既有文献,本文消除了政策评估中的高估现象,更加准确地识别了高新技术企业认定政策的创新效应,为后续的政策制定提供了经验证据支持。

本文其余部分安排如下:第二部分介绍政策背景与研究假说;第三部分为数据说明及描述性统计;第四部分实证结果与讨论为本文的核心,主要包括基准回归结果、匹配结果、断点回归、异质性分析等内容;第五部分是机制检验与分析;第六部分是结论与政策建议。

二 政策背景与研究假说

（一）政策背景

2008年，科技部、财政部、国家税务总局联合发布《办法》，旨在对通过高新技术企业认定的企业提供税收优惠等支持，以激励企业进行创新。《办法》详细说明了申请认定的企业应当满足的条件^①，本文遵循数据特征能够量化的原则，归纳了以下六个重要条件。第一，产品（服务）属于《国家重点支持的高新技术领域》中规定的范围。第二，具有专科以上学历的科技人员占企业当年职工总数的30%以上。第三，研发人员占企业当年职工总数的10%以上。第四，企业研究开发费用总额占销售收入总额的比例符合如下要求：①最近一年销售收入低于5000万元的企业，比例不低于6%；②最近一年销售收入在5000万元至2亿元的企业，比例不低于4%；③最近一年销售收入在2亿元以上的企业，比例不低于3%。第五，企业在中国境内发生的研究开发费用总额占全部研究开发费用总额的比例不低于60%。第六，高新技术产品（服务）收入占企业当年总收入的60%以上。从认定条件来看，《办法》对于申请企业在创新方面的要求相对较高且全面，是比较完整且系统的高新技术企业认定标准。

按照《办法》的要求，高新技术企业至少可以获得三个方面的优惠政策支持：第一，税收优惠，如按15%的税率征收企业所得税^②；企业的研究开发费用支出经税务部门确认后可在计算所得税前扣除；企业经过技术合同登记的技术开发、技术转让以及技术咨询活动可免征营业税。第二，各地方政府也出台了一些对于高新技术企业的财政补助政策，比如深圳对于2008年1月1日以后注册成立且经认定的国家高新技术企业，在享受国家“二免三减半”所得税优惠政策后2年内，按其缴纳企业所得税形成深圳地

① 这里归纳的条件和《办法》中的规定并不完全一样，详见《办法》。《办法》于2016年修订，而本文使用的是2013年的数据，因此没有介绍这部分内容。

② 非高新技术企业的税率为25%，相当于减税40%。

方财力部分的50%予以研发资助支持,^①类似的还有江苏苏州、山东潍坊、海南省等,^②而且多数文件均明确规定政府补助只能专项用于企业研发创新。第三,国家部分科技项目的资助对象也会优先考虑高新技术企业,且其获批的资助额度更高。比如,国家火炬计划项目申报要求中明确规定,申报高新技术产业化示范项目的单位,应是地方科技部门重点支持的企业或国家火炬计划重点高新技术企业。因此,企业有动力申请高新技术企业认定以享受上述优惠政策。据此,本文提出研究假说。

研究假说1:高新技术企业认定政策可以显著促进企业创新。

(二) 机制分析

高新技术企业认定政策如何激励企业创新呢?本文认为至少有三种潜在的作用机制。

1. 税收激励

《办法》明确规定通过认定的企业可以享受税收优惠等政策。以2017年为例,高新技术企业各类税收优惠政策共计减税2400多亿元,力度不可谓不大。税收优惠对企业创新的主要影响在于降低研发边际成本,从而促使企业进行更多的创新活动。而且税收优惠对企业创新的激励是“中性”的(Czarnitzki等,2011),不受企业所处行业、规模、性质等特征变量的影响,也不涉及政策制定者在部门间、地区间、行业间及企业间自由裁量的选择性分配,所有符合条件的企业都可以享受优惠政策,因此税收优惠造成的政策性扭曲程度也最低。税收优惠政策的可预期性也会对企业研发决策产生积极影响(Hall和Van Reenen,2000),是否开展研发活动、能否获得研发税收减免完全取决于企业的自主决策,这能提升企业创新的自主性(戴晨和刘怡,2008),从而促进企业的创新产出和经济绩效的提升(Czarnitzki等,2011)。从创新投入的角度看,税收优惠政策可直接降低企业的研发成

① 详见2008年深圳市政府出台的《关于加强自主创新促进高新技术产业发展若干政策措施的通知》。

② 江苏苏州的详见《苏州工业园区高新技术企业认定管理办法》,山东潍坊的详见《鼓励支持高新技术产业加快发展的有关政策规定》,海南省的详见《海南省促进高新技术产业发展的若干规定》。

本，激励企业增加研发投入（冯海波和刘胜，2017；徐建斌和彭瑞娟，2022），并且税收优惠政策对研发投入的长期激励效应大于短期激励效应（Bloom等，2002），而研发投入的增加必然伴随着创新产出的增加；从创新产出的视角看，一些文献对税收优惠等政策的创新产出效应持肯定态度（Bronzini和Piselli，2016；刘行和赵健宇，2019；Chen等，2021）。因此，本文提出第一个机制假说。

研究假说1a：高新技术企业认定政策可以通过税收优惠促进企业创新。

2. 政府补助激励

《办法》并没有明确给予高新技术企业以政府补助，但许多地方政府明确提出加大对高新技术企业的补助力度，而且强调政府补助应专款专用，即只能用于企业研发创新，具体可见上文提到的政策文件。因此，高新技术企业也面临政府补助的潜在激励（杨国超等，2017）。一方面，高新技术企业的创新很大程度上是自主创新，代表了某一领域甚至是行业的最先进水平，政府往往是大力支持的，而政府补助可以分担企业研发创新的风险，也可以弥补创新活动中私人收益与社会收益之间的差距，提高了企业创新的积极性（白俊红，2011）；另一方面，政府补助不仅可以直接影响企业有关技术创新决策，还可缓解企业研发资金紧缺问题，促进企业增加创新投入，进而对企业创新产生激励作用（Bronzini和Iachini，2014；Bronzini和Piselli，2016）；企业获得政府资助，意味着政府对其研发项目的肯定，有助于企业获取研发所需资金（郭玥，2018；Liu等，2019）。张杰等（2015）认为，在知识产权保护制度等不完善的情况下，政府补助是对企业创新不足的弥补，一定程度上可以促进企业创新，进而增加企业创新产出。从文献来看，解维敏等（2009）、刘婧等（2019）、Xu等（2023）的研究都验证了政府补助会促进企业创新，并增加创新产出（新产品和专利）。因此，本文提出第二个机制假说。

研究假说1b：高新技术企业认定政策可以通过政府补助促进企业创新。

3. 信号机制

有文献认为，“高新技术企业”这一标签是一种“信号”，高新技术企业认定政策也可以通过信号机制影响企业创新。其逻辑在于，企业创新往

往需要大量的资金投入,许多企业特别是民营企业往往面临融资约束问题,加之企业与外部投资者之间的信息不对称问题会限制社会资本寻求有技术优势的企业进行投资,从而增加企业外部融资成本。而高新技术企业这一标签起到了信号传递作用,可降低企业和社会资本之间的信息不对称(Batjargal等,2013),进而降低外部融资成本,缓解企业的融资约束从而促进创新。高新技术企业也向市场传递出其研发创新能力较强的“信号”,这有利于改善企业的创新绩效(Hirshleifer等,2013)。上文介绍了高新技术企业认定的具体标准,不仅对企业研发投入等环节有要求,而且对知识产权等也有着较高的要求,最终还需由政府审定。从认定的标准和程序来看,高新技术企业认定并不是完全随机的,其包含了很多对市场有价值的信息(Takalo和Tanayama,2010),企业取得高新技术企业认定证书,相当于是官方对企业技术水平及创新能力的肯定(雷根强和郭玥,2018;徐军玲和刘莉,2020)。因此,经由政府认定的高新技术企业的新产品更易销售,从而激励企业进行更多的创新。据此,本文提出第三个机制假说。

研究假说1c:高新技术企业认定政策可以通过信号机制促进企业创新。

三 数据说明及描述性统计

本文使用的数据主要来源有:国家统计局2013年的全国企业创新活动调查数据库提供了工业企业创新活动相关的详细信息,包括科技人员数量、具有大学本科及以上学历的人数、研发人员总数等,还包括研发投入、发生在中国境内的研究开发费用总额、高新技术产品(服务)收入和企业专利申请量等。但是该数据库缺乏企业财务方面的信息,因此本文把该数据库和中国工业企业数据库的数据进行合并^①,从而得到丰富的信息,以便对企业的非随机性选择问题进行控制。

首先参考聂辉华等(2012)的研究,对原始数据进行如下筛选:①剔除职工人数小于8人的企业样本;②剔除总资产小于流动资产的企业样本;

① 根据法人代码和企业名称进行匹配,匹配率高达95%以上。

③剔除总资产小于固定资产净值的企业样本；④剔除累计折旧小于当期折旧的企业样本；⑤剔除实收资本小于或等于0的企业样本。同时参考陈林（2018）的研究，由于2008年之后的工业企业数据中资本项存在较多错误，剔除资本项不对应的企业样本。

参考杨国超等（2017）、黎文靖和郑曼妮（2016）以及寇宗来和刘学悦（2020）的研究，本文衡量企业创新的核心解释变量为企业专利申请数，并使用企业专利申请数加1取对数来表示。其中，专利可分为发明专利和非发明专利（包括实用新型和外观设计两种），一般而言，发明专利质量较高，属于实质性创新。黎文靖和郑曼妮（2016）研究发现，产业政策有利于企业的策略性创新而对实质性创新没有显著影响，因此本文也使用发明专利数对认定政策的实质性创新效应进行检验。另外，考虑到企业可能存在操纵行为，本文也使用专利申请数/研发投入（单位：个/万元）取对数来衡量企业的创新效率。其逻辑在于，如果企业存在操纵行为，那么管理费用等非研发投入被计为研发投入则意味着创新效率下降。所以，研发操纵与政策效果是相反的。

本文的另一核心解释变量为是否通过认定成为高新技术企业，是取值为1，否则取值为0。按照《办法》的规定，通过高新技术企业认定的企业可以享受税收优惠政策，因此可以用全国企业创新活动调查数据库中的变量高新技术企业减免税来定义高新技术企业，换句话说，如果高新技术企业减免税大于0，则说明该企业享受了税收优惠政策，属于高新技术企业，否则就不属于高新技术企业，在样本中，高新技术企业共10684家。

本文选取了如下控制变量：企业年龄（*age*），用企业样本年份与企业注册年份的差值来表示。为了避免因样本年份注册而造成企业年龄为0的情况，采取企业样本年份与企业注册年份的差值加1的方法予以处理。资产负债率（*debt*），用总负债/总资产来表示。流动资产占比（*liq*）用流动资产占总资产的比例表示。企业规模（*size*）用工业总产值取对数表示。是否出口（*export*），是取值为1，否则取值为0，根据出口交货值定义。劳资比（*kl*）用从业人数/总资产来衡量。除此之外，上文已经提到，《办法》中明确规定了申请高新技术企业的条件，如果不对这些条件进行限制，会

导致评估结果有偏,参考Li等(2016)的做法选取了如下关键解释变量:研发人员数占从业人数的比重、研发人员中本科及以上学历人数占比^①、研发费用用于中国境内的占比、研发费用占总收入比重、新产品收入占总收入的比重。为了剔除异常值的影响,上述连续变量均在1%水平上进行缩尾处理。控制了行业固定效应、县级固定效应、所有制固定效应和规模固定效应。^②

机制检验部分本文使用的机制变量有高新技术企业减免税、研发费用加计扣除及其占营业收入的比重、来自政府部门的科技活动资金及其占营业收入的比重、企业销售收入税负率 $[(企业应缴所得税+应缴增值税-高新技术企业减免税-研究开发费用加计扣除减免税)/营业收入]$ 、 $ROA[(利润总额-应缴所得税)/总资产]$ 、利润率(利润总额/营业收入)、融资约束指数(SA)、新产品销售额。所有变量描述性统计如表1所示。

表1 描述性统计

变量	定义	观测值	均值	方差
A: 核心解释变量				
<i>lnpat</i>	专利申请数加1,取对数	71720	1.005	1.223
<i>lninv</i>	发明专利数加1,取对数	71720	0.512	0.847
<i>lnnoout</i>	创新效率:专利申请数/研发投入,取对数	71718	-4.146	0.751
<i>HTF</i>	高新技术企业是为1,否为0	71720	0.149	0.356
B: 关键解释变量(CV1)				
<i>RDpoprate</i>	研发人员数占从业人数的比重	71107	2.879	5.265
<i>techpoprate</i>	研发人员中本科及以上学历人数占比	71720	3.987	8.167
<i>rate</i>	研发费用用于中国境内的占比	71718	99.987	0.117
<i>RDrate</i>	研发费用占总收入比重	71718	3.954	4.075
<i>incrate</i>	新产品收入占总收入的比重	71718	23.186	31.460
C: 控制变量(CV)				
<i>debt</i>	资产负债率	71626	3.216	4.818
<i>liq</i>	流动资产占比	71720	0.593	0.2288

① 按照《办法》规定,这里应该是大专及以上学历人数占从业人数的比重,但没有大专人数数据,因此使用本科及以上学历人数占比代替。这个差异并不会对本文结果造成影响。

② 按照《办法》的规定,收入低于5000万元为小规模,大于2亿元为大规模,处于两者之间的为中等规模。

续表

变量	定义	观测值	均值	方差
<i>size</i>	企业规模	71616	0.464	1.309
<i>kl</i>	劳资比	71720	0.065	0.0826
<i>age</i>	企业年龄	71720	12.653	8.635
<i>export</i>	是否出口（是为1，否为0）	71720	0.616	0.486
D：机制变量				
<i>gov</i>	来自政府部门的科技活动资金/营业收入	71718	0.001	0.005
<i>lngov</i>	来自政府部门的科技活动资金，取对数	71718	-7.630	6.635
<i>lntax</i>	研发费用加计扣除，取对数	71718	-9.214	5.561
<i>tax</i>	研发费用加计扣除/营业收入	71718	0.0007	0.003
<i>ln dedu</i>	高新技术企业减免税，取对数	71718	-9.122	5.755
<i>dedu</i>	高新技术企业减免税/营业收入	71718	0.001	0.004
<i>Tax_burder</i>	企业销售收入税负率	60566	0.041	0.034
<i>ROA</i>	（利润总额-应缴所得税）/总资产	61302	0.106	0.167
<i>Profit</i>	利润总额/营业收入	71675	0.059	0.082
<i>SA</i>	融资约束指数	71720	-2.925	0.608
<i>lnNewsale</i>	新产品销售额，取对数	71718	-5.414	5.372

四 实证结果与讨论

（一）基准回归结果

首先使用OLS进行估计，估计模型为：

$$y_{ijkmn} = \beta HTF_{ijkmn} + \gamma X_{ijkmn} + \delta_j + \delta_k + \delta_m + \delta_n + \varepsilon_{ijkmn} \quad (1)$$

其中， i 表示企业， j 表示行业， k 表示县市， m 表示所有制， n 表示规模。 y 表示企业创新衡量指标，用企业专利申请数、发明专利申请数以及每万元研发投入的专利产出来衡量。 δ_j 为行业固定效应， δ_k 为县级固定效应， δ_m 为所有制固定效应， δ_n 为规模固定效应， ε_{ijkmn} 是随机扰动项。 HTF 是核心解释变量，通过高新技术企业认定的企业设定为1，否则为0。 X 为控制变量集，包括控制变量（CV）和关键控制变量（CVI）两部分。

基准回归结果如表2所示。第（1）列仅控制了固定效应，同时考虑到同一县域内的企业扰动项可能存在相关性，使用聚类到县级层面的稳健标

准误。可以看到，核心解释变量的系数显著为正，说明在保持其他条件不变的情况下，高新技术企业认定政策对企业创新具有显著的促进作用。第（2）列在第（1）列的基础上添加了控制变量，核心解释变量的系数略微变小但依然显著为正。第（3）列进一步添加关键的选择变量，核心解释变量系数变小但显著性水平没有变化。第（4）列把标准误聚类到省级层面，结果依然保持一致。第（5）列将发明专利数作为核心解释变量，系数依然显著为正。这与黎文靖和郑曼妮（2016）的发现不同，说明高新技术企业认定政策不仅促进创新总产出增加，还促进了企业的实质性创新；之前的检验中，尽管控制了关键的选择变量，但是企业之间的研发投入占比差距仍然很大，导致可比性较小，因此，在第（6）列把研发投入占比设定在1%~8%以控制企业之间的异质性，可以看到，系数依然显著为正。第（7）列将企业的创新效率作为核心解释变量，系数依然显著为正。

考虑到同一行业内企业的扰动项之间可能相关，在表2大括号中报告了使用双向聚类（two-way clustering）的稳健标准误，可以看到，相比仅聚类到县级层面，双向聚类的稳健标准误更大，但是并没有改变系数的显著性水平。

表2 基准回归结果

变量	lnpat (1)	lnpat (2)	lnpat (3)	lnpat (4)	lninv (5)	lnpat (6)	lnnoout (7)
HTF	0.744*** (0.022) {0.037}	0.703*** (0.023) {0.036}	0.484*** (0.018) {0.030}	0.484*** (0.034) {0.040}	0.314*** (0.014) {0.019}	0.394*** (0.019) {0.026}	0.115*** (0.009) {0.012}
CV	否	是	是	是	是	是	是
CV1	否	否	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是	是
所有制固定效应	是	是	是	是	是	是	是
规模固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	69942	69744	69137	69137	69137	44489	69137
调整R ²	0.238	0.260	0.316	0.316	0.266	0.311	0.136

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为标准误。

虽然在表2中尽可能控制了影响企业创新的变量以及固定效应，特别是关键控制变量，但仍然无法完全排除不可观测变量对结果的潜在影响。为了解决该问题，使用 Bellows 和 Miguel（2009）提出的系数稳定性理论计算第（3）列结果的 Selection ratio^①，Nunn 和 Wantchekon（2011）也使用了上述方法。Selection ratio 的含义是，如果将核心解释变量的效应全部归因于不可观测变量的选择性偏误，这一偏误（相对于可观测变量的选择性偏误）必须达到多大值。Selection ratio 值较大，说明不可观测变量（相对于可观测变量）的选择性偏误必须更大才能完全解释整个效应。换句话说，该值越大，不可观测变量造成的选择性偏误越不可能让本文得到的因果效应完全消失，即本文结果越可信。一般而言，该值大于1即表示可信（Bellows 和 Miguel，2009；Nunn 和 Wantchekon，2011）。在表3中可以看到，无论使用哪个被解释变量，计算得到的 Selection ratio 值均大于1。这说明，本文结果不太可能受到不可观测变量的影响。

表3 用可观测变量的选择性评估不可观测变量的选择性

<i>Controls in the restricted set</i>	<i>Controls in the full set</i>	<i>lnpat</i> (1)	<i>lninv</i> (2)	<i>lnnoout</i> (3)
<i>NONE</i>	<i>Full set of CV</i>	17.01	14.47	None *
	<i>Full set of CV+CV1</i>	1.86	1.96	16.67
<i>CV</i>	<i>Full set of CV+CV1</i>	2.21	2.43	6.02

注：“*”根据 Bellows 和 Miguel（2009）的计算方法，如果添加控制变量后系数反而变大，则无法计算 Selection ratio 的值。

（二）匹配结果

尽管在上述回归中控制了关键控制变量，但是关键变量之间也可能存在较高的异质性，即不同企业间的可比性较弱，从而导致估计结果出现偏误。在这里，为了进一步剔除因为样本之间不可比而造成的偏差，参考

① Bellows 和 Miguel（2009）的计算方法为： $\beta^F / (\beta^R - \beta^F)$ 。其中， β^F 为添加全部控制变量的回归系数， β^R 则为添加“有限”控制变量的结果。根据表3第（1）列得到的系数为 β^R ，根据表3第（2）列得到的系数为 β^F 。

Redding 和 Sturm (2008) 的研究,使用匹配的方法进一步进行稳健性检验。该方法的逻辑是,基于影响研究结果的某一可观测变量,通过最小化其平方差来为处理组构建对一无放回的匹配样本。当使用多个变量进行匹配时,通过最小化多个变量的平方和来构建匹配样本,^①这样做的好处是为每一个处理组找到与其差异最小的对照组,最大程度降低处理组和对照组在关键变量上的差异,确保处理组和对照组之间的可比性。^②该方法的缺点是会使样本大幅减少。

表4报告了使用匹配样本的回归结果。其中,第(1)~(5)列分别使用研发人员数占从业人数的比重、研发人员中本科及以上学历人数占比、研发费用用于中国境内的占比、研发费用占总收入比重、新产品收入占总收入的比重作为匹配变量,第(6)列同时使用上述五个变量作为匹配变量。可以看到,虽然样本量有所下降,但估计结果仍均显著为正,和基准结果保持一致。这表明,即使排除了样本之间的差异性或不可比性,核心解释变量仍然显著为正,即高新技术企业认定政策有正向效应。

本文也使用传统的倾向得分匹配(Propensity Score Matching, PSM)方法进行了估计,和基准结果依然保持一致,限于篇幅不再予以报告。总之,检验结果表明,在控制了样本的选择性偏误之后,该政策的正向效应依然存在。

表4 匹配检验结果

变量	lnpat (1)	lnpat (2)	lnpat (3)	lnpat (4)	lnpat (5)	lnpat (6)
HTF	0.468*** (0.023)	0.446*** (0.023)	0.543*** (0.024)	0.398*** (0.022)	0.467*** (0.025)	0.311*** (0.020)
CV	是	是	是	是	是	是
CV1	是	是	是	是	是	是

① 这里可以这么做的原因是关键控制变量均为比值形式,不存在变量单位的差异。
② 需要注意的是,这里的匹配和多数文献使用的PSM-DID并不相同。传统的PSM-DID的步骤是先根据某些特征变量计算倾向得分,再使用DID进行检验。相比而言,本文更多的是把匹配作为数据与处理的手段(王文凯和任元明,2022)。

续表

变量	lnpat (1)	lnpat (2)	lnpat (3)	lnpat (4)	lnpat (5)	lnpat (6)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
所有制固定效应	是	是	是	是	是	是
规模固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	20409	20400	20364	20339	20412	20411
调整 R ²	0.323	0.309	0.356	0.317	0.307	0.264

注：同表2。

(三) 断点回归^①

这部分使用断点回归对高新技术企业认定政策效果进行估计，其中，估计模型为：

$$\tau_{RD} = \lim_{c \uparrow l} E(HTF_i | c_i = l^*) - \lim_{c \downarrow l} E(HTF_i | c_i = l^*) \quad (2)$$

在该模型中， c 表示企业的研发投入强度（即研发投入与收入之比），根据《办法》规定，收入超过2亿元的企业的研发投入强度超过3%，收入小于0.5亿元的企业的研发投入强度超过6%，收入在0.5亿~2亿元的企业的研发投入强度超过4%，只有达到上述要求才有资格申请高新技术企业认定，当然，这并非是唯一的要求，因此，本文的断点回归为模糊断点，其

① 我们梳理了关于高新技术企业政策的相关文献，发现大部分文献使用的都是双重差分模型（DID），但是该方法本身不能确保因果关系被准确识别，也并不能解决待研究政策的内生性问题。要解决内生性问题，一个重要的前提是政策的外生性，即政策不能与误差项相关。在本文的研究情境中，众多无法被观测的企业特征（如企业与政府的关系、企业家精神等）可能都与该政策相关，因此我们有理由认为该政策并不能充分满足政策外生性的假定，这就导致使用该方法得到的结果的有效性遭到质疑，这也是本文没有使用该方法的一个重要原因。此外，还需要注意的是，即使研究者展示了平行趋势假定得到基本满足，在存在政策内生性的前提下，政策效应的实际效果可能是有偏误的，会导致对高新技术认定政策的真实效果的错误判断。相比之下，使用断点回归的优势在于能够借助高新技术认定政策本身的特点来构造接近准自然实验的情景。其基本设计思路为政策干预是基于某一连续变量，处于该连续变量两侧的个体受到政策影响的概率不同。因此，断点回归相比双重差分法，在本文的研究情境下，识别因果关系需要满足的条件更为宽松，结果更为准确。

中, l 为不同规模对应的研发投入强度要求。

本文使用局部线性回归的方法分别计算 $\lim_{c \uparrow l} E(HTF_i | c_i = l^*)$ 和 $\lim_{c \downarrow l} E(HTF_i | c_i = l^*)$ 。参考既有文献, 本文使用 Calonico 等 (2014) 提出的非参数方法计算带宽, 并使用三角核权重 (triangular weights), 这意味着越靠近断点的观测值权重越大。为了便于比较, 本文还使用了 Imbens 和 Kalyanaraman (2012) 以及 Imbens 和 Lemieux (2008) 提出的方法计算带宽。回归结果见表 5 第 (1) ~ (3) 列。可以看到, 相比于基准结果, 虽然断点回归的结果变小, 但无论使用哪种带宽选择方法, 断点回归的估计结果均显著为正。

表 5 断点回归估计结果

变量	lnpat (1)	lnpat (2)	lnpat (3)	lnnoout (4)	lnpat (5)	lnpat (6)	lnpat (7)
<i>RD estimand</i>	0.197*** (0.036)	0.1983*** (0.035)	0.214*** (0.026)	0.055*** (0.017)	0.202*** (0.035)	0.243*** (0.034)	0.361*** (0.024)
<i>Bandwidth type</i>	<i>CCT</i>	<i>IK</i>	<i>CV</i>	<i>CCT</i>	<i>CCT</i>	<i>CCT</i>	<i>CCT</i>
<i>Bandwidth(%)</i>	1.178	1.273	2.389	1.379	1.204	3.433	13.029
样本量	21385	22724	38762	24178	21744	43696	51725

注: 同表 2。

本文也给出了断点回归结果, 如图 1 所示。其中, X 轴表示不同规模的企业研发投入强度 (RD Intensity) 和《办法》规定的临界值之间的差值, 负数表示低于临界值, 正数表示高于临界值。圆点表示以 0.2% 为宽度的企业专利的均值, 粗体线是线性拟合线, 仍然使用三角核权重, 灰色的细曲线显示了 90% 的置信区间。可以看出, 在临界值附近, 企业的专利申请数有明显的跳跃, 研发投入强度高于临界值的企业的专利申请数明显高于低于临界值的企业。另外, 作为稳健性检验, 本文也提供了使用其他宽度的结果, 如图 2 所示。其中左侧图示宽度设定为 0.1%, 右侧图示宽度设定为 0.4%。可以看到, 和图 1 结果相同。除此之外, 使用断点回归要求控制变量在断点处均连续, 本文满足该条件, 具体结果如图 3 所示。

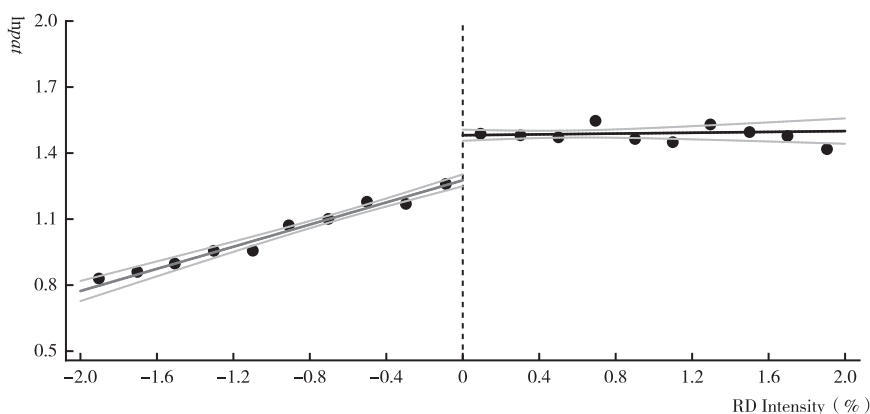


图1 企业研发投入强度和专利的断点图

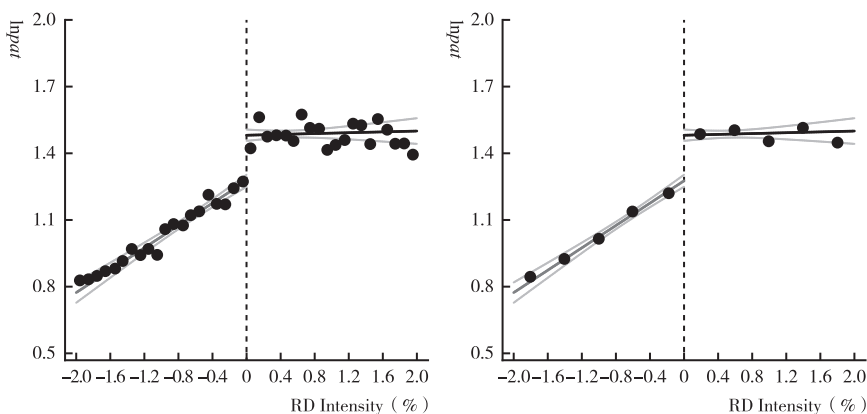


图2 企业研发投入强度和专利的断点图：不同宽度

考虑到有文献指出，高新技术企业认定政策会导致企业为获得认证资格而对研发投入强度进行操纵（杨国超等，2017），从而研发投入强度在门槛附近出现堆积的现象，如图4所示。根据不同规模对企业进行分类，可以看到，在不同规模的临界值，企业数量均呈现激增。这一方面可能是企业进行了研发操纵；另一方面也可能是位于临界值附近的企业为了获得高新技术企业认定资格而增加研发投入，因为临界值附近的企业的政策激励效应最大。如果是前者，那么基准结果就可能产生偏误。为此，接下来解决该问题。

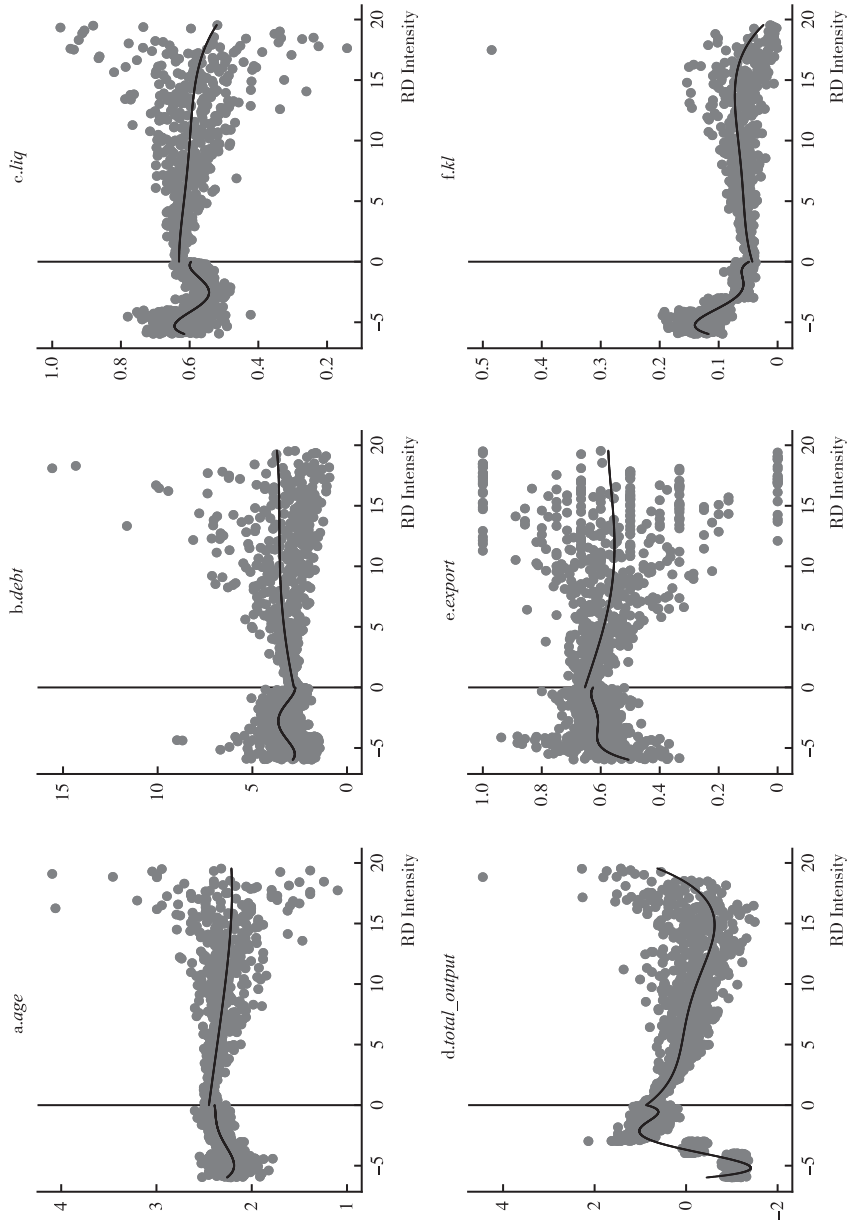


图3 断点回归适用性检验

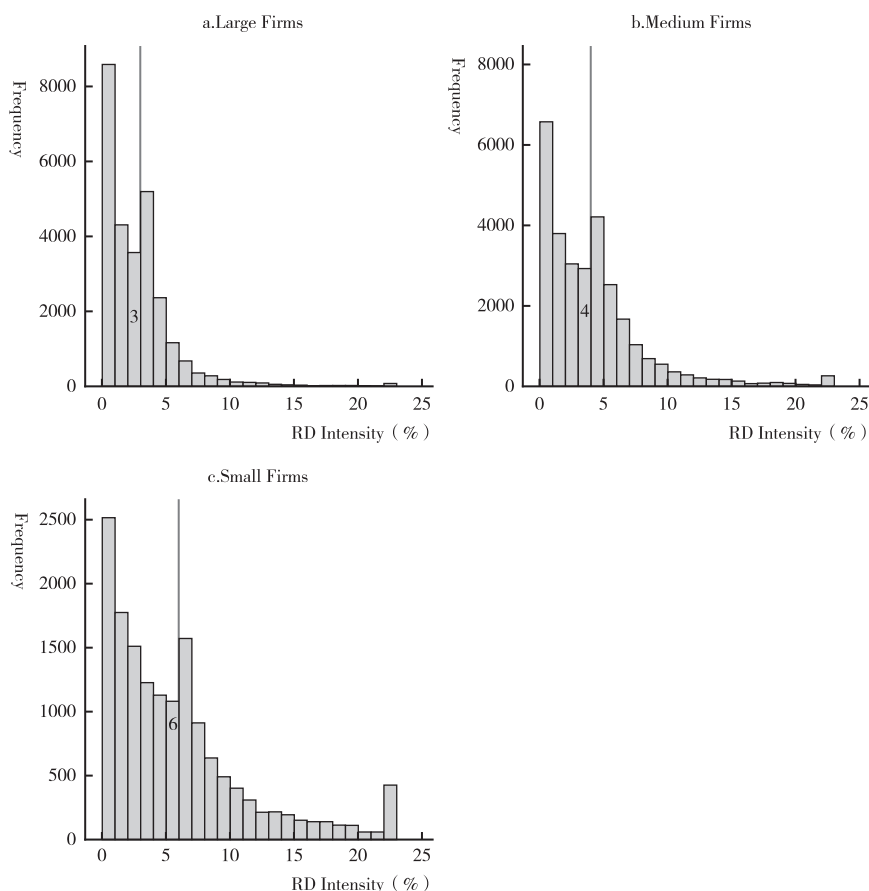


图4 不同研发投入占比企业分布：以1%为区间宽度

本文主要采用两种方法：首先，由表5第（4）列可知，解释变量使用创新效率，结果依然显著为正。使用创新效率的逻辑在于，如果存在研发操纵行为，即将管理费用计为研发投入，那么实际的研发投入并没有增加，相应的专利申请数也不会增加，创新效率会下降。如果真的存在研发操纵行为或者研发操纵情况较严重，会低估使用创新效率作为解释变量的结果，从而使得估计结果不显著。而第（4）列结果中系数显著为正则表明研发操纵行为并不会使基准回归结果发生变化。其次，使用甜甜圈RD（Donut Hole RD）来解决该问题（Sun和Zhao，2016；谢谦等，2019），结果如第

(5)~(7)列所示。其中,第(5)列剔除了研发投入强度处于临界值的样本;第(6)列剔除了研发投入强度处于临界值左右0.5%的样本;第(7)列剔除了研发投入强度处于临界值左右1%的样本。可以看到,结果仍然显著为正。而且,剔除临界值附近的样本导致剩余样本的差异变大,回归结果的系数也变大。但总的来说,断点回归的结果表明,企业的研发操纵并不会影响本文的基准回归结果。

(四) 异质性分析

为了进一步分析该政策对不同所有制和不同区域企业的影响,表6进行了异质性分析。首先,表6第(1)~(3)列根据企业注册资本金占比是否超过50%区分了国有企业(包括集体企业)、民营企业和外资企业(包括港澳台);第(4)~(6)列根据省份区分了东部地区、中部地区和西部地区。^①

从表6可以看出,民营企业中高新技术企业最多,且主要集中在东部地区,而西部地区最少,这说明本文的分类标准与实际情况较吻合。从回归结果看,无论是哪种企业所有制还是哪个区域,高新技术企业认定政策均对企业创新产生了显著的促进作用。从系数的绝对值上看,高新技术企业认定政策对外资企业和东部地区企业的创新促进作用更大,而国有企业和民营企业、中西部地区企业的系数大小非常接近。

表6 异质性分析

变量	国有企业 <i>lnpat</i> (1)	民营企业 <i>lnpat</i> (2)	外资企业 <i>lnpat</i> (3)	东部地区 <i>lnpat</i> (4)	中部地区 <i>lnpat</i> (5)	西部地区 <i>lnpat</i> (6)
<i>HTF</i>	0.433*** (0.067)	0.444*** (0.018)	0.601*** (0.049)	0.502*** (0.021)	0.405*** (0.035)	0.401*** (0.078)
<i>CV</i>	是	是	是	是	是	是
<i>CV1</i>	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中部地区包括山西、河南、安徽、湖北、江西、湖南、吉林和黑龙江,西部地区包括四川、云南、贵州、西藏、重庆、陕西、甘肃、青海、新疆、宁夏、内蒙古、广西。

续表

变量	国有企业 <i>lnpat</i> (1)	民营企业 <i>lnpat</i> (2)	外资企业 <i>lnpat</i> (3)	东部地区 <i>lnpat</i> (4)	中部地区 <i>lnpat</i> (5)	西部地区 <i>lnpat</i> (6)
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
所有制固定效应	否	否	否	是	是	是
规模固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3286	56092	7842	51079	12720	5217
调整 R^2	0.424	0.319	0.282	0.310	0.354	0.321

注：同表2。

五 机制检验与分析

（一）税收激励机制

《办法》规定，高新技术企业可以享受按15%的税率征收企业所得税的税收优惠政策，同时企业的研发费用支出可在计算所得税前扣除，且企业经过技术合同登记的技术开发、技术转让以及技术咨询活动可免征营业税，因此高新技术企业具有税收优惠激励。对该机制进行检验，回归结果见表7。

其中，第（1）列为高新技术企业减免税取对数作为变量的结果，第（2）列为高新技术企业减免税占营业收入的比重作为变量的结果，同样的，第（3）~（4）列分别为研发费用加计扣除及其占营业收入的比重作为变量的结果，可以看到，系数均显著为正，说明高新技术企业较非高新技术企业享受了更多的税收优惠政策。税收减免可以降低企业的税负，从第（5）列可以看到，*HTF*系数显著为负，这验证了本文的假设，即高新技术企业享受了更多的税收优惠政策后，税负降低，有利于促进企业创新（Bronzini和Piselli，2016；刘行和赵健宇，2019；Chen等，2021）。

需要说明的是，除了关注系数的显著性之外，还需要关注其经济意义，即系数的大小。从表7可以看出，系数的绝对值过小，从经济意义上来说似乎并不显著。但估计系数过小的原因在于被解释变量的数值过小，以第（5）列为例，从表1的描述性统计可以看出，企业销售收入税负率均值为

4.1%^①，而回归系数表明其占比为6.6%，该数值在经济学意义上也是显著的。

表7 税收优惠和政府补助激励检验结果

变量	ln $dedu$	$dedu$	ln tax	tax	Tax_burder	ln gov	gov
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
HTF	8.638*** (0.155)	0.003*** (0.0001)	15.912*** (0.030)	0.008*** (0.0001)	-0.003*** (0.0004)	1.746*** (0.108)	0.0005*** (0.0001)
CV	是	是	是	是	是	是	是
$CV1$	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是	是
所有制固定效应	是	是	是	是	是	是	是
规模固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	69137	69137	69137	69137	58198	69137	69137
调整 R^2	0.455	0.170	0.987	0.500	0.218	0.209	0.168

注：同表2。

（二）政府补助激励机制

《办法》虽没有明确给予高新技术企业以政府补助，但正如上文分析中提到的，许多地方政府明确提出加大对高新技术企业的补助力度，且强调补助应专款专用，即只能用于企业研发创新。因此，高新技术企业也面临政府补助的潜在激励（杨国超等，2017）。下文对该机制进行检验，结果见表7，第（6）列为企业研发中来自政府部门的科技活动资金取对数作为变量的结果，第（7）列为来自政府补助的资金占营业收入的比重作为变量的结果。和税收激励结果相一致，核心解释变量的系数均显著为正，说明通过高新技术企业认定的企业获得了更多的政府补助，这缓解了企业研发面临的融资约束，也降低了企业研发投入成本，有利于促进企业创新。

① 该数据和2017年大样本调查得到的税率4.7%的结果很接近，详见《大数据告诉你 中国企业税负究竟如何（市场观察）》，http://m.haiwainet.cn/middle/3541351/2016/1126/content_30523813_1.html。

(三) 信号机制

通过认定的企业不仅可以享受到税收优惠和政府研发补助,而且可以获得高新技术企业的称号,而这种称号即一种信号,它向市场表明,该企业具有很强的研发能力。因此,这种信号可能会通过如下渠道影响企业创新。第一,改善企业的经营绩效。通过高新技术企业认定,表明企业的研发能力获得了政府的认可,这有利于改善企业的经营绩效,从而形成良性循环,即绩效改善可使创新获得更多的资金支持,表8第(1)~(2)列为通过高新技术企业评定是否改善了企业经营绩效的检验结果,可以看到,系数均显著为正。第二,通过高新技术企业评定这一信号也有利于带动企业新产品的销售,表8第(3)列验证了本文的结果,高新技术企业的新产品销售收入高于非高新技术企业。第三,创新投入大的特点导致企业创新往往面临融资约束问题,同时企业与外部投资者之间的信息不对称也会限制社会资本寻求有技术优势的企业进行投资,从而增加企业外部融资成本。而高新技术企业这一标签起到了信号传递作用,降低了企业和社会资本之间的信息不对称(Batjargal等,2013),进而降低外部融资成本,缓解企业的融资约束从而促进创新。因此,本文计算了 $SA^{\text{①}}$,并在第(4)列进行了检验,发现 HTF 系数显著为负。总而言之,表8提供了信号机制存在的证据。

表8 信号机制检验结果

变量	ROA (1)	$Profit$ (2)	$\ln Newsale$ (3)	SA (4)
HTF	0.010*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.780*** (0.052)	-0.008** (0.004)
CV	是	是	是	是
$CV1$	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是
所有制固定效应	是	是	是	是

① 计算 SA 参考了Hadlock和Pierce(2010)的方法,具体计算公式为: $SA=0.0438size^2-0.737size-0.04age$ 。其中, $size$ 为企业总资产取对数,单位为百万元, age 为样本年份减去企业成立年份加1。

续表

变量	<i>ROA</i> (1)	<i>Profit</i> (2)	<i>lnNewsale</i> (3)	<i>SA</i> (4)
规模固定效应	是	是	是	是
样本量	58930	69097	69137	69137
调整 R^2	0.263	0.131	0.639	0.830

注：同表2。

六 结论与政策建议

创新对于任何一个国家和企业而言都是可持续发展最为核心的要素，特别是我国在人口红利消失和经济发展面临转型的双重压力下，如何更好地促进企业创新成为关键的问题。2008年，为了更好地激励企业进行研发创新，我国出台了《高新技术企业认定管理办法》，旨在助推高新技术产业及企业创新发展。

本文使用中国工业企业数据库和全国企业创新活动调查数据库合并的数据，对高新技术企业认定政策的效果进行了系统性检验。首先，从该政策的目的来看，鉴于既有文献并没有考虑样本选择问题及企业可能存在的研发操纵问题，本文利用数据包含的丰富的信息对上述问题进行处理，采用最小二乘法、断点回归和匹配等多种识别方法后的结果显示，该政策显著促进了用专利申请数来衡量的企业创新产出增加。在机制检验中，本文对三种可能的潜在机制进行了验证，发现税收优惠和政府补助等措施对企业创新产出会产生显著的促进作用，同时，高新技术企业认定的信号机制也能改善企业绩效、缓解企业融资约束等，从而促进企业创新。

本文为该政策是否有效提供了经验证据，同时也为后续的政策制定提供了参考。第一，降低企业税负，减少企业的创新成本和风险。这一建议并不只适用于高新技术企业，而是针对所有企业。税负是所有企业都面临的成本，税负较重可能会抑制企业研发创新的积极性，同时减少企业利润，进而会导致企业用于创新的资金减少，这意味着企业创新成本和风险增加，而降低税率或者实施有针对性的减税政策可以有效降低企业的成本。在我

国，民营企业是创新主体之一，因此需要完善针对民营企业的减税措施。目前我国减税政策并不少，但大多数减税政策属于大水漫灌式，即只要企业符合某项标准便可享受，忽略了企业间的异质性。基于此，建议可以实施精准式减税措施，比如基于企业申请专利的数量和质量进行减税，专利申请数量越多、质量越高，减税力度越大，从而激励企业更多地进行创新；也可以针对企业参与研发的人员数、高学历员工占比等进行减税。

第二，制定完善的政府补助政策，确保企业将政府补助用于创新活动。目前我国针对企业的补助政策并不少，但是一些政策要么没有识别出最需要补助的企业，要么没有追踪补助资金的去向，导致企业把本应用于创新的资金挪作他用，造成财政资源浪费。基于本文的结论，建议在政策制定阶段广泛征集市场主体的意见，提高政策的针对性；在政策实施阶段，加强对需要补助的企业的识别，同时可以通过第三方评估机构或平台对企业是否符合补助要求进行评估，按照评估结果进行分类补助；在补助资金的使用方面，设立监督追踪机制，关注政策实施情况，及时对不达标或未专款专用的企业行为予以纠正。

第三，加快要素市场化改革，完善资本市场的信号功能。经过四十多年的改革开放，我国商品市场的成熟度转变，但要素市场发展明显滞后。2020年，中共中央、国务院发布关于要素市场化配置的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，2022年又发布了《要素市场化配置综合改革试点总体方案》和《关于加快建设全国统一大市场的意见》，可见要素市场化的重要性。市场机制最重要的功能自我调节的价格信号，这对于高效的资源配置具有无可替代的作用，因此要素市场化有利于发挥市场的信号功能，从而使有创新能力但却面临融资约束问题的企业获得相应的支持。政府要构建要素公平公正交易的市场环境，增强市场透明度，尽量避免政府直接对要素资源配置的干预。另外，应当着力构建多层次多元化的要素市场体系。不同的企业在要素市场中的需求是不同的，单一的要素市场体系往往会导致供求结构失衡，而多层次多元化的要素市场体系可以通过公平竞争满足不同市场主体的需求，最终形成对企业自主创新能力的有力支撑和适应我国国情的要素市场体系。

参考文献

- [1] 白俊红, 2011,《中国的政府 R&D 资助有效吗?来自大中型工业企业的经验证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- [2] 陈林, 2018,《中国工业企业数据库的使用问题再探》,《经济评论》第6期。
- [3] 戴晨、刘怡, 2008,《税收优惠与财政补贴对企业 R&D 影响的比较分析》,《经济科学》第3期。
- [4] 董珍、缪言, 2022,《高新技术企业认定政策与企业绩效——兼论高新区建设的调节作用》,《宏观经济研究》第9期。
- [5] 冯海波、刘胜, 2017,《所得税课、风险分担异质性与创新》,《中国工业经济》第8期。
- [6] 郭玥, 2018,《政府创新补助的信号传递机制与企业创新》,《中国工业经济》第9期。
- [7] 寇宗来、刘学悦, 2020,《中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响》,《经济研究》第3期。
- [8] 雷根强、郭玥, 2018,《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》,《财政研究》第9期。
- [9] 黎文靖、郑曼妮, 2016,《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》,《经济研究》第4期。
- [10] 刘婧、罗福凯、王京, 2019,《环境不确定性与企业创新投入——政府补助与产融结合的调节作用》,《经济管理》第8期。
- [11] 刘啟仁、龙健雄、张展辉、赵灿, 2023,《税收激励、研发支出与出口绩效——基于高新技术企业认定条件改革的聚束分析》,《中国工业经济》第4期。
- [12] 刘行、赵健宇, 2019,《税收激励与企业创新——基于增值税转型改革的“准自然实验”》,《会计研究》第9期。
- [13] 聂辉华、江艇、杨汝岱, 2012,《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- [14] 汪芳、胡梦蝶、赵玉林, 2023,《高新技术企业认定政策的高质量发展效应研究——来自中国 A 股上市公司面板数据的实证研究》,《工业技术经济》第2期。
- [15] 王文凯、任元明, 2022,《边界效应、市场潜力与经济发展差异: 基于重庆市直辖的研究》,《财贸经济》第3期。

- [16] 解维敏、唐清泉、陆姗姗, 2009,《政府 R&D 资助, 企业 R&D 支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》第 6 期。
- [17] 谢谦、薛仙玲、付明卫, 2019,《断点回归设计方法应用的研究综述》,《经济与管理评论》第 2 期。
- [18] 徐建斌、彭瑞娟, 2022,《企业所得税优惠政策对数字经济企业研发投入的激励效应研究》,《税务研究》第 7 期。
- [19] 徐军玲、刘莉, 2020,《高新技术企业认定政策的创新增量效应及作用机制》,《科研管理》第 8 期。
- [20] 杨国超、刘静、廉鹏、芮萌, 2017,《减税激励、研发操纵与研发绩效》,《经济研究》第 8 期。
- [21] 曾婧婧、龚启慧、王庆, 2019,《中国高新技术企业认定政策绩效评估——基于双重差分模型的实证分析》,《科技进步与对策》第 9 期。
- [22] 张杰、陈志远、杨连星、新夫, 2015,《中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据》,《经济研究》第 10 期。
- [23] Batjargal B., Hitt M. A., Tsui A. S., Arregle J.-L., Webb J. W., Miller T. L. 2013. "Institutional Polycentrism, Entrepreneurs' Social Networks, and New Venture Growth." *Academy of Management Journal* 56(4): 1024-1049.
- [24] Bellows J., Miguel E. 2009. "War and Local Collective Action in Sierra Leone." *Journal of Public Economics* 93(11): 1144-1157.
- [25] Bloom N., Griffith R., Van Reenen J. 2002. "Do R&D Tax Credits Work? Evidence from a Panel of Countries 1979 - 1997." *Journal of Public Economics* 85(1): 1-31.
- [26] Bronzini R., Iachini E. 2014. "Are Incentives for R&D Effective? Evidence from a Regression Discontinuity Approach." *American Economic Journal: Economic Policy* 6(4): 100-134.
- [27] Bronzini R., Piselli P. 2016. "The Impact of R&D Subsidies on Firm Innovation." *Research Policy* 45(2): 442-457.
- [28] Calonico S., Cattaneo M. D., Titiunik R. 2014. "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs." *Econometrica* 82(6): 2295-2326.
- [29] Chen Z., Liu Z., Suárez Serrato J. C., Xu D. Y. 2021. "Notching R&D Investment with Corporate Income Tax Cuts in China." *American Economic Review* 111(7): 2065-2100.
- [30] Czarnitzki D., Hanel P., Rosa J. M. 2011. "Evaluating the Impact of R&D Tax Credits on Innovation: A Microeconometric Study on Canadian Firms." *Research Policy* 40(2): 217-229.
- [31] Dye R. A. 2002. "Classifications Manipulation and Nash Accounting Standards." *Journal of Accounting Research* 40(4): 1125-1162.
- [32] Greenwald B. C., Stiglitz J. E. 1986. "Externalities in Economies with Imperfect

- Information and Incomplete Markets.” *The Quarterly Journal of Economics* 101(2): 229–264.
- [33] Hadlock C., Pierce J. 2010. “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the Kz Index.” *Review of Financial Studies* 23: 1909–1940.
- [34] Hall B., Van Reenen J. 2000. “How Effective Are Fiscal Incentives for R&D? A Review of the Evidence.” *Research Policy* 29(4): 449–469.
- [35] Hirshleifer D., Hsu P. H., Li D. 2013. “Innovative Efficiency and Stock Returns.” *Journal of Financial Economics* 107(3): 632–654.
- [36] Imbens G., Kalyanaraman K. 2012. “Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator.” *The Review of Economic Studies* 79(3): 933–959.
- [37] Imbens G. W., Lemieux T. 2008. “Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice.” *Journal of Econometrics* 142(2): 615–635.
- [38] Kristiansen E. G. 1998. “R&D in the Presence of Network Externalities: Timing and Compatibility.” *The RAND Journal of Economics* 29(3): 531–547.
- [39] Li P., Lu Y., Wang J. 2016. “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China.” *Journal of Development Economics* 123: 18–37.
- [40] Liu D., Chen T., Liu X., Yu Y. 2019. “Do More Subsidies Promote Greater Innovation? Evidence from the Chinese Electronic Manufacturing Industry.” *Economic Modelling* 80: 441–452.
- [41] Nunn N., Wantchekon L. 2011. “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa.” *American Economic Review* 101(7): 3221–3252.
- [42] Redding S. J., Sturm D. M. 2008. “The Costs of Remoteness: Evidence from German Division and Reunification.” *The American Economic Review* 98(5): 1766–1797.
- [43] Solow R. M. 1956. “A Contribution to the Theory of Economic Growth.” *The Quarterly Journal of Economics* 70(1): 65–94.
- [44] Sun A., Zhao Y. 2016. “Divorce, Abortion, and the Child Sex Ratio: The Impact of Divorce Reform in China.” *Journal of Development Economics* 120: 53–69.
- [45] Takalo T., Tanayama T. 2010. “Adverse Selection and Financing of Innovation: Is There a Need for R&D Subsidies?” *The Journal of Technology Transfer* 35(1): 16–41.
- [46] Xu R., Shen Y., Liu M., Li L., Xia X., Luo K. 2023. “Can Government Subsidies Improve Innovation Performance? Evidence from Chinese Listed Companies.” *Economic Modelling* 120: 106151.

(责任编辑: 李兆辰)

economic growth.

Our findings have valuable contributions in theory and practice. In theory, our results not only expand the research relating to the unbalance of regional development in China from the creative destruction perspective, but also provide more evidence to the research of creative destruction from the perspective of big business turnover. In practice, we provide theoretical basis and valuable reference for breaking the monopoly of large firms for long, promoting the replacement of large firms, narrowing the economic disparities among regions, and promoting the high-quality development of real economy.

Keywords: Real Economy; High-Quality Development; Creative Destruction

JEL Classification: D42; O16; R11

Recognition Policy for High-Tech Enterprises and Corporate Innovation

WANG Wenkai¹, CHEN Zhiyuan²

(1.National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences; 2.School of Business, Renmin University of China)

Summary: Innovation activities are characterized by positive externalities and high risks, which make the incentives for enterprises to innovate on their own insufficient, which in turn leads to a lower than socially optimal level of innovation and reduces the overall welfare of society. Especially when the formal system-such as the legal system-is not too perfect, the innovation achievements may even be imitated and copied by competitors, which further reduces the innovation inputs and outputs of enterprises. In order to incentivize enterprises to engage in research and development (R&D) innovation, the Chinese government issued the Administrative Measures for the Recognition of High-tech Enterprises (hereinafter referred to as “the Measures”) in 2008, which defines the standards

for the recognition of high-tech enterprises in a more complete and systematic manner. The policy aims to incentivize R&D and innovation with tax and other incentives for enterprises that pass the high-tech enterprise certification. However, the effectiveness of this policy still needs evaluation.

The discussion on the effectiveness of industrial policy in economics has been inconclusive, and the studies of this policy in the literature have not reached a unanimous conclusion. The reason for the disagreement lies in two aspects: first, endogeneity of the policy and the sample of high-tech enterprises is not randomly selected, in which case the estimation results that do not solve the sample selection problem will overestimate the policy effect; second, more importantly, there is some literature that uses the data of listed enterprises to find that the distribution of the R&D income ratio of the enterprises is not continuous around the critical value stipulated in the Measures, which implies that the possibility of R&D manipulation by enterprises. This implies that firms may have R&D manipulation. Disregarding R&D manipulation can similarly lead to an overestimation of the the policy's effects.

Based on the China Industrial Enterprise Database and the National Survey of Innovation Activities, this paper systematically evaluates the innovation effects and mechanisms of the recognition policy for high-tech enterprises while addressing the above-mentioned problems. First, with reference to the research methods of the established literature, the recognition standard of high-tech enterprises is used as a key control variable to address the possible impact of non-random selection of enterprises on the results, second, for the possible manipulation of the R&D share of enterprises, the potential impact on the results is eliminated by using innovation efficiency as well as donut discontinuity regression, and finally, matching is used to address the problem of sample selection. The study finds that this policy significantly promotes the innovation output and quality at the enterprise level. Mechanism tests reveal that the recognition policy for high-tech enterprises significantly reduces the tax burden on enterprises, increases more government subsidies related to R&D, and the signal of being recognized as a high-tech enterprise can improve corporate performance and alleviate financing constraints, thereby promoting corporate innovation.

This research not only provides empirical support for the effectiveness of this industry policy but also offers directions for subsequent policy formulation: firstly, to reduce the tax burden of enterprises, and to reduce the innovation cost and risk of enterprises. At present, there are not many tax allowance and exemption policies in China, but most of them belong to the flooding tax reduction policy, which ignores the heterogeneity among enterprises. This paper suggests that precise tax exemption can be implemented for enterprises, such as tax exemption for the number and quality of patents filed by all enterprises, and the more patents filed and the higher the quality, the higher the tax exemption, so as to incentivize enterprises to innovate; secondly, to formulate a perfect government subsidy policy to ensure that enterprises invest government subsidies in innovation projects. We suggest that in the policy formulation stage, the opinions of market players should be widely solicited to improve the pertinence of the policy; in the policy implementation stage, the precision of identifying enterprises in need of financial subsidies should be strengthened, and at the same time, on the basis of the enterprises meeting the standards, the third-party assessment agencies or platforms should assess whether the enterprises can be subsidized and classify them according to the assessment results so as to provide subsidies; in the use of subsidy funds, a monitoring and tracking mechanism should be set up to pay attention to the use of the subsidy funds; thirdly, accelerate the reform of the factor marketization, and improve the signaling function of the capital market. The realization of factor marketization is conducive to the signaling function of the capital market, so that enterprises that have the will to innovate but face financing constraints can obtain the corresponding resources. What the Government should do is to provide a market environment for fair and equitable trading of factor resources, enhance transparency, and try to avoid direct government intervention in the allocation of factor resources.

Keywords: High-tech Enterprises; Policy Evaluation; Enterprise Innovation; Regression Discontinuity

JEL Classification: D21; O31; O32