

# 技术引进税收优惠能否促进企业自主创新?

张双龙<sup>1</sup>, 金荣学<sup>1</sup>, 刘 奥<sup>2</sup>

(1. 中南财经政法大学 财政税务学院, 湖北 武汉 430073; 2. 中国财政科学研究院, 北京 100142)

**摘要:**在我国关键核心技术被发达国家“卡脖子”的背景下,探究技术引进税收优惠能否促进企业自主创新既有助于优化技术引进税收优惠,也能更高效推动企业自主创新。鉴于此,文章基于中国微观企业数据,实证探讨了技术引进税收优惠对企业自主创新的影响及其作用机制,并从多个维度探究了其异质性。结果发现,技术引进税收优惠能促进企业自主创新,且技术引进税收优惠的政策效应存在时间滞后性。进一步研究发现,技术引进税收优惠促进了企业非核心技术自主创新,未促进企业核心技术自主创新,时间动态效应检验发现技术引进税收优惠对企业核心技术自主创新的效果随时间呈先抑后扬的“U”形特征。拓展研究发现,技术引进税收优惠主要通过加剧市场竞争来促进企业自主创新,且技术引进税收优惠对企业自主创新的促进作用存在异质性。为促进企业核心技术自主创新,国家应使技术引进税收优惠聚焦核心技术进而激励企业核心技术创新。

**关键词:** 技术引进; 税收优惠; 企业自主创新; 核心技术自主创新

**中图分类号:** F810.42 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2022)08-0124-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20220519.301

## 一、引言

早期发展中国家主要利用“后发优势”,从发达国家引进前沿技术,再通过技术溢出效应和模仿效应来提升本国的创新能力(刘重力和黄平川,2011),且研究发现技术引进是企业技术创新的重要途径(Zhang, 2012; 张杰等, 2020)。对发展中国家而言,实现技术进步成本更低的方式是技术引进(林毅夫和张鹏飞, 2005)。在此背景下,近年来中国出台和发布了一系列鼓励企业引进国外前沿技术的政策,如《中国鼓励引进技术目录》和《关于给予国家鼓励的进口商品信贷支持有关问题的通知》等。凭借着政策红利和税收优惠,中国对外技术引进的合同数和合同总额均取得了大幅增长(吴昌南和钟家福, 2020)。然而随着美国科技霸权主义兴起以及中美战略竞争格局日益严峻,美国等发达国家对中国本土跨国企业的关键核心技术进行封锁与遏制(张杰和吴书凤, 2021)。由此引出了本文的研究问题:技术引进税收优惠能否有效促进企业自主创新?其对企业关键核心技术的自主创新有何影响?创新在我国经济高速增长中发挥了重要作用。“十四五”规划明确提出“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,强化企业创新主体地位,促使创新要素向企业集聚”。2020年习总书记在经济社会领域专家座谈会上指出“实现经济高质量发展,必须要依靠创新驱动的内涵型增长”。

收稿日期: 2021-09-06

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(19BJY232); 教育部哲学社会科学研究重大攻关项目(15JZD024)

作者简介: 张双龙(1993-),男,河南周口人,中南财经政法大学财政税务学院博士研究生;

金荣学(1973-)(通讯作者),男,湖北十堰人,中南财经政法大学财政税务学院教授,博士生导师;

刘 奥(1994-),女,湖北咸宁人,中国财政科学研究院博士研究生。

已有文献更多地基于对外技术引进或国内税收优惠等单方面分析技术引进(或税收优惠)对企业自主创新的影响,还没有文献研究两者对企业自主创新的共同效果。关于对外技术引进和企业自主创新之间的关系,已有研究并没有得出一致的研究结论,有两种比较典型的理论假说。其一,互补关系假说(孙文杰和沈坤荣,2007; Zhang, 2012);其二,替代关系假说(肖利平和谢丹阳,2016)。对于税收优惠与企业自主创新的关系,已有文献主要以国内税收优惠为对象研究其对企业自主创新的影响,而未从国际贸易或技术引进角度探讨其对企业自主创新的影响。由此本文拟探讨技术引进税收优惠对企业自主创新的影响。在逆全球化背景下,探讨技术引进税收优惠与企业自主创新的关系,能为政府部门把握技术引进和税收优惠等方面的政策导向,以及能为企业协调好自主创新和技术引进之间的关系提供参考依据。更为重要的是,在中国要坚决打好关键核心技术攻坚战,突破美国对中国科技创新能力的全方位遏制打压之际,探讨技术引进税收优惠与企业自主创新的关系具有重要的现实意义,既有利于企业更好地协调技术引进和自主创新之间的关系,也有利于及时优化调整技术引进税收优惠和高效推动企业自主创新,进而实现关键核心技术的自主创新,突破发达国家的技术封锁与遏制。

本文基于技术引进税收优惠视角,将《中国鼓励引进技术目录》的正式实施视为一项准自然实验,基于中国微观企业数据采用 DID 模型探讨技术引进税收优惠对企业自主创新的影响和作用机制,并从企业、行业和区域等维度探讨技术引进税收优惠影响企业自主创新的效果是否存在异质性。研究发现,技术引进税收优惠显著促进了企业自主创新,且技术引进税收优惠的政策效应存在时间滞后性。由于技术引进的消化吸收再创新以及企业真正享受技术引进的税收优惠都需要一定时间,因此其效应存在时间滞后性。进一步研究发现,技术引进税收优惠显著促进了企业非核心技术自主创新,未显著促进企业核心技术自主创新。企业核心技术自主创新具有高投入和高风险等特点,因此技术引进税收优惠作用下的企业更倾向先进行非核心技术自主创新后再进行核心技术自主创新,且通过了时间动态效应检验,技术引进税收优惠对企业核心技术自主创新的效果随时间呈“U”形特征,技术引进税收优惠先抑制企业核心技术自主创新,随着时间变化逐渐地开始促进企业核心技术自主创新。机制检验发现,技术引进税收优惠主要通过加剧市场竞争来促进企业自主创新。异质性分析发现技术引进税收优惠在初创型、非国有、传统企业、东部地区以及知识产权保护程度高地区的企业中对企业自主创新促进效果更好。

与既有文献相比,本文的边际贡献主要为:(1)基于对外技术引进视角剖析技术引进税收优惠对企业自主创新的影响,弥补了已有文献对技术引进税收优惠经验分析的忽视,积极回应了当前社会关切的问题。本文有关中国的经验分析也能为与中国情况相似的发展中国家提供启示。(2)深入探讨了技术引进税收优惠影响企业自主创新的作用机制。不仅有助于深入理解技术引进税收优惠与企业自主创新的内在关系,而且对优化调整技术引进税收优惠和提高企业自主创新效率等都提供了参考。(3)依据企业、行业以及区域等进行多维度的异质性检验,揭示了技术引进税收优惠影响企业自主创新的异质性,并探讨其背后可能存在的原因。这为我国更好地设计税收优惠,以及协调不同地区不同类型企业提升自主创新能力提供了重要的决策参考。

## 二、文献评述与理论分析

(一)文献评述。已有不少文献研究税收优惠与企业自主创新的关系,但研究结论并不一致。一方面,学者们发现税收优惠能增加企业研发的收益率,可以弥补创新的部分市场失灵;低税负还能提高企业现金流、改善外部融资的可得性,刺激企业增加资金投入研发,从而提高企业自主创新(Hall, 1993; Bloom 等, 2002)。例如,Ernst 等(2014)发现研发税收补贴、抵免以及专利盒

政策(创新产品收入税收减免政策)能有效地提高专利产出数量,专利盒政策能够显著提高专利产出质量;刘诗源等(2020)研究发现总体上税收优惠显著促进了企业研发投入,有利于提升企业自主创新。另一方面,部分研究发现税收优惠没有促进企业自主创新,甚至会抑制企业自主创新。例如,聂辉华等(2009)研究发现减税等税收优惠提升了企业效率,但未激励企业技术创新;Mansfield(1986)发现部分税收优惠并不能真实地使企业增加研发投入,从而发现税收优惠对企业创新无明显作用。已有文献更多以国内税收优惠为研究对象探讨税收优惠与企业创新的关系(Bloom等,2019;刘诗源等,2020),而较少从国际贸易或技术引进等角度研究税收优惠对企业自主创新的影响。因此本文将重点研究技术引进税收优惠与企业自主创新的关系,这不仅能弥补已有文献在探讨税收优惠影响企业创新方面的不足,也对现有研究进行了拓展,对我国技术引进税收优惠与国家创新战略政策的自主制定有着重要意义。

(二)理论分析与研究假说。根据企业组织学习理论以及技术追赶理论可发现外部技术引进是国家提高生产率和改善企业自主创新的重要驱动力(Kim,1980)。已有研究表明技术引进的成本低于研发成本,发展中国家应遵循比较优势,从发达国家引进技术再进行自主创新,从而实现创新的“后发优势”。正因为如此,对外技术引进作为技术模仿和技术创新的源泉可以提高技术进步增速,被视为提高自主创新能力的重要路径。技术引进税收优惠能够通过降低企业实际税率的方式激励企业积极对外引进技术,技术引进有助于降低企业研发成本和风险,同时提高企业创新效率,提升企业自主创新能力。由此,本文提出研究假说H1:技术引进税收优惠能促进企业自主创新。

至于技术引进税收优惠促进企业自主创新的具体路径分析如下:第一,根据熊彼特创新理论,当行业中存在激烈竞争时企业为规避竞争加剧,可能通过创新行为获取市场优势,进而促进企业自主创新(Aghion等,2005)。中国政府实施《中国鼓励引进技术目录》之后企业会更更多地从国外引进先进技术,企业技术引进提高生产效率使得国内市场的竞争压力增加,由此可能导致本土市场竞争加剧和市场价格降低等问题。在面临强劲的市场竞争冲击时企业为保证现有市场份额会主动进行创新。同时,技术引进税收优惠使得企业可能通过“学习效应”消化吸收引进技术再创新,从而提升企业的自主创新能力。第二,企业自主创新具有周期长、投入大和风险高等特点,尤其是企业在进行核心技术自主创新时更需要投入大量资金,且核心技术自主创新的复杂程度和风险性是最高的。当企业面临严重的融资约束时,无法满足企业进行自主创新时对资金的巨大需求(Hall,2002;Hall和Lerner,2010)。一方面,技术引进税收优惠通过税率优惠、税收抵免或减免、退税政策和加计扣除等各种形式,帮助企业节省部分应交税款,使企业具有更充足的现金流可以用于自主创新,从而促进企业自主创新活动增加。企业也可以通过技术引进税收优惠缓解其外部融资约束,企业借助技术引进的税收优惠更容易从银行等金融机构筹集资金,进而促进企业自主创新。另一方面,技术引进税收优惠通过缓解融资约束效应提高企业人力资本而促进企业自主创新。对企业外部而言在技术引进情况相同的条件下,高人力资本劳动者对新引进技术的吸收能力更强,人力资本的增加将会提升企业对国外先进技术的吸收和转化能力,进而提高自主创新能力(Nelson和Phelps,1966);对企业内部而言可以通过合理调整员工内部薪酬差距等来提高人力资本的利用率,进而提升企业自主创新能力(孔东民等,2017)。据此,提出假说H2:技术引进税收优惠通过加剧市场竞争和缓解融资约束等促进企业自主创新。

### 三、政策背景、实证策略与数据说明

(一)政策背景。为贯彻落实《国务院关于实施〈国家中长期科学与技术发展规划纲要(2006—2020年)〉若干配套政策的通知》的要求,鼓励企业引进国外先进适用技术,商务部和国家

税务总局联合制定了《中国鼓励引进技术目录》(下文简称《目录》)。<sup>①</sup>《目录》共列出 314 项鼓励引进的技术,且对符合所得税减免规定的 149 项技术条目给予所得税减征、免征优惠。企业所得税免征或减免能够促使企业更多地引进这些技术,技术引进数目增加会使得企业投入资源与资金对技术进行消化吸收与再创新。在《目录》规定的技术引进税收优惠行业内的企业更可能通过利用各种引进的技术资源,在消化吸收基础上完成重大创新,生产出性能、质量均具更强竞争力的产品,从而实现再创新。《目录》为精确识别技术引进税收优惠提供了良好的外生冲击。本文根据《目录》整理出企业对外技术引进时享受税收优惠的行业,将其匹配到《国民经济行业分类》(2002 版)的四分位行业,匹配发现有 59 个四分位行业享受技术引进税收优惠,这与吴昌南和钟家福(2020)的匹配结果完全一致。本文将 59 个享受税收优惠的行业视为实验组,其他行业视为对照组,《目录》正式实施年份作为外生冲击的时间点。

(二)实证策略。使用双重差分模型检验技术引进税收优惠对企业自主创新的因果效应。具体的双重差分模型如下:

$$Patent_{ift} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \gamma control_{ft} + \varphi_f + \mu_i + \varepsilon_{ift} \quad (1)$$

式(1)中下标*i*、*f*和*t*分别表示行业、企业和年份。企业自主创新为本文的被解释变量*Patent*;核心解释变量*treat<sub>i</sub> × post<sub>t</sub>*为技术引进税收优惠的交互项;*control<sub>ft</sub>*为控制变量。 $\varphi_f$ 为企业固定效应; $\mu_i$ 为年份固定效应; $\varepsilon_{ift}$ 为随机误差项。

*Patent*为本文被解释变量企业自主创新。参考黎文靖和郑曼妮(2016)的做法,本文采用“企业专利申请数量+1”的对数值来表示企业自主创新。企业专利申请数量是由发明专利申请数量、外观设计专利申请数量和实用新型专利申请数量加总而成。此外,进一步采用“发明专利申请数量+1”的对数值和“外观设计专利申请数量+实用新型专利申请数量+1”的对数值衡量企业核心技术自主创新*Coreinno*和企业非核心技术自主创新*Uncoreinno*,以此检验技术引进税收优惠对企业不同类型自主创新的效果。*treat<sub>i</sub> × post<sub>t</sub>*为本文的核心解释变量,*treat<sub>i</sub>*表示政策虚拟变量,如果企业属于前文匹配的 59 个享受技术引进税收优惠的行业则*treat<sub>i</sub> = 1*,反之则*treat<sub>i</sub> = 0*。*post<sub>t</sub>*为《目录》正式实施的时间虚拟变量,2007 年及以后 *post<sub>t</sub>*赋值为 1,2007 年以前 *post<sub>t</sub>*赋值为 0。*control<sub>ft</sub>*为控制变量,用以控制实验组和对照组之间可能存在的样本系统差异。控制变量的具体设定如下:①企业年龄*Age*,采用“当年年份-企业成立年份+1”的对数值来衡量;②企业规模*Scale*,采用企业员工人数的对数值来衡量。③企业出口*Exp*,如果企业出口交货值为正则赋值为 1,否则赋值为 0;④劳动生产率*lp*,采用“企业工业总产值/企业员工人数”的对数值来衡量;⑤资本密集度*Klr*,采用“企业固定资产/企业员工人数”的对数值来衡量;⑥政府补贴*Subsidy*,如果企业收到政府补贴则赋值为 1,否则赋值为 0。

(三)数据说明及描述。本文所采用的研究样本为 2000—2013 年中国工业企业数据和专利数据的匹配数据。剔除了 2010 年的企业数据,并将 2009 年与 2011 年视为连续的年份进行处理(陆菁等,2021),参照 Cai 和 Liu(2009)的思路对匹配数据进行一系列预处理。具体处理如下:①依据企业唯一匹配标识码,剔除了同一年份重复存在的企业;②剔除 1949 年之前成立的企业;③剔除企业员工数小于 8 的企业;④剔除不符合一般公认会计准则的企业;⑤剔除企业重要经济指标缺失的样本数据。本文被解释变量企业自主创新*Patent*的均值为 1.158,标准差为 1.088,表明专利申请数量在样本企业间存在较大差异。核心解释变量*treat × post*的均值为 0.129,标准差为 0.335,表明实验组企业样本占总企业样本的比例为 12.9%。<sup>②</sup>

① 资料来源: [http://www.gov.cn/ztlz/kjfgzh/content\\_883644.htm](http://www.gov.cn/ztlz/kjfgzh/content_883644.htm)。

② 限于篇幅,主要变量的描述性统计结果并未展示,详见本文的工作论文版本。

## 四、估计结果及分析

### (一)基础结果。

1. 基准回归结果。首先用模型(1)检验技术引进税收优惠对企业自主创新的影响,表1报告了基准回归结果。表1列(1)至列(6)依次增加控制变量,以检验交互项 $treat \times post$ 估计系数的敏感性。估计结果显示, $treat \times post$ 的估计系数在1%的统计水平上显著为正,这表明技术引进税收优惠显著促进了企业自主创新。该政策通过降低企业实际税率刺激企业引进技术,进一步通过引进消化吸收再创新等方式促进企业自主创新。 $Age$ 的估计系数均显著为负,这表明企业年龄抑制了企业自主创新。可能是因为企业自主创新具有高风险性,随着企业年龄的增长,企业越来越追求稳定发展以规避企业风险。 $Scale$ 、 $Exp$ 、 $lp$ 以及 $Klr$ 的估计系数均显著为正,这表明企业规模、企业出口、劳动生产率和资本密集度都能促进企业自主创新。产生上述结果的原因可能在于:①企业规模越大,其拥有的资本和人力资源越多,能够投入更多的资源和精力进行自主创新;②国际贸易中高效的市场资源配置有助于企业通过国际市场获得更为充足的创新要素资源,进而提升企业自主创新能力(王雄元和卜落凡,2019);③劳动生产率越高的企业越愿意提高企业创新;④资本密集型企业设备更新和研发投入方面更加重视,有利于企业自主创新(毛其淋,2019)。 $Subsidy$ 的估计系数均未通过显著性检验,表明政府补贴对企业自主创新无影响。这可能是因为政府补贴对企业自身的研发投入产生“挤出”效应,进而影响企业的实际研发支出(张杰等,2015)。

表1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post$	0.045***(0.012)	0.046***(0.012)	0.046***(0.012)	0.042***(0.012)	0.042***(0.012)	0.042***(0.012)
$Age$	-0.150***(0.011)	-0.163***(0.011)	-0.165***(0.011)	-0.182***(0.011)	-0.187***(0.011)	-0.187***(0.011)
$Scale$		0.057***(0.007)	0.054***(0.007)	0.168***(0.008)	0.200***(0.008)	0.199***(0.008)
$Exp$			0.086***(0.011)	0.066***(0.010)	0.062***(0.010)	0.061***(0.010)
$lp$				0.162***(0.007)	0.136***(0.007)	0.136***(0.007)
$Klr$					0.068***(0.005)	0.067***(0.005)
$Subsidy$						0.012(0.008)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	222 511	222 511	222 511	222 511	222 511	222 511
$R^2$	0.021	0.022	0.023	0.030	0.031	0.031

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为稳健标准误,固定效应包括年份固定效应和企业固定效应,限于篇幅,未报告常数项,可参见工作论文。下表统同。

2. 不同类型的创新效应。由于发达国家为保证技术垄断一般不愿出售最先进以及关键的核心技术,仅愿意出售或转让一般性技术,从而可能对我国进行对外引进技术的企业产生“低端锁定效应”,导致技术引进税收优惠不能促进企业核心技术自主创新。在三种专利类型中,发明专利的审查标准最严格、技术含量最高,是提升国家和企业创新质量的重要指标(张杰等,2014),由此本文用发明专利申请数量衡量企业关键核心技术的自主创新(简称为核心技术自主创新),外观设计专利创新和实用新型专利创新之和衡量企业非核心技术的自主创新(简称为非核心技术自主创新),进而分别采用核心技术自主创新 $Coreinno$ 和非核心技术自主创新 $Uncoreinno$ 替换企业自主创新 $Patent$ ,实证检验技术引进税收优惠对核心技术自主创新以及非核心技术自主创新的影响,进而探讨技术引进税收优惠是否对对外引进技术的企业产生了“低端锁定效应”。根据

表2的估计结果可发现,技术引进税收优惠显著促进了企业非核心技术自主创新,而未显著促进企业核心技术自主创新。这一估计结果与黎文靖和郑曼妮(2016)的研究结果相似,税收优惠增加时企业非核心自主创新数量显著增加。

技术引进税收优惠没有对企业核心技术自主创新产生促进效果的原因可能是:①我国企业为获取相应的税收优惠从国外进行技术引进时需要投入大量的资金和人力资本,且技术引进税收优惠会影响企业决策,降低企业对关键核心技术自主研发的倾向,进而致使企业陷入“低端锁定效应”。②企业核心自主创新的创新程度和难度最高、风险也最大,且我国企业的创新意识较为薄弱,因此企业更倾向于创新难度较低的非核心技术的自主创新(赵彦云和刘思明,2011)。③技术引进税收优惠对企业自主创新的政策效果可能存在一定的时滞,因而技术引进税收优惠对企业核心技术自主创新的促进效果可能体现在长期。因此,为进一步提高我国企业核心技术的自主创新能力和质量,中央政府仍需进一步细化税收政策,出台对改善关键核心技术自主创新更有针对性的政策或方案,从而高效促进企业核心技术自主创新。

3. 时间动态效应检验。为了进一步检验技术引进税收优惠为何未能显著促进企业核心技术自主创新,本文参考万攀兵等(2021)的思路,采用技术引进税收优惠实施之后的年份虚拟变量(*year07*、*year08*、*year09*、*year11*、*year12*、*year13*)替换核心解释变量中的时间虚拟变量(*post*),然后重新基于模型(1)进行回归,估计结果如表3所示。估计结果显示,对于企业自主创新*Patent*,解释变量的估计系数在实施前三年均不显著,而在政策实施三年后均显著为正,这表明技术引进税收优惠

对企业自主创新的政策效果具有时滞性。对于企业核心技术自主创新*Coreinno*,解释变量的估计系数在实施前两年显著为负,在2009—2011年间不显著,而在2012年以后均显著为正,这表明技术引进税收优惠对企业核心技术自主创新的效果随时间变化呈“U”形特征,即随着时间变化技术引进税收优惠先抑制了企业核心技术自主创新,之后没有作用,随后逐渐地促进了企业核心技术自主创新。对于企业非核心技术自主创新*Uncoreinno*,解释变量的估计系数在2009年和2013年显著为正,表明技术引进税收优惠对企业非核心技术自主创新的效果随时间不断地变化。

时间动态效应检验出现上述结果的原因可能在于:首先,从技术引进的消化与吸收再到促进企业自主创新需要企业研发人员投入大量的时间,且企业真正地享受到技术引进后的税收优惠也需要一个时间周期,所以技术引进税收优惠对企业自主创新的促进效果存在着时间滞后性。其次,《目录》的实施会使技术引进总量骤增,企业技术得到短暂地提升,从而使企业忽视了自主创新(李光泗和沈坤荣,2011),这也造成了技术引进税收优惠对企业自主创新的促进效果在《目录》实施初期不明显。此外,为维持前沿技术垄断,发达国家和尖端企业一般不会转让关键核

表2 不同创新类型的估计结果

	(1)	(2)
	<i>Coreinno</i>	<i>Uncoreinno</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.013(0.009)	0.040*** (0.011)
控制变量	控制	控制
样本数	222 511	222 511
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.054	0.027

注:为节省篇幅,未报告控制变量系数,且控制了固定效应。下表统同。

表3 时间动态效应检验结果

	(1) <i>Patent</i>	(2) <i>Coreinno</i>	(3) <i>Uncoreinno</i>
<i>treat</i> × <i>year07</i>	0.017(0.020)	-0.032** (0.014)	0.030(0.022)
<i>treat</i> × <i>year08</i>	0.016(0.017)	-0.030** (0.013)	0.028(0.020)
<i>treat</i> × <i>year09</i>	0.014(0.016)	-0.016(0.013)	0.035* (0.019)
<i>treat</i> × <i>year11</i>	0.068*** (0.015)	0.012(0.012)	0.023(0.018)
<i>treat</i> × <i>year12</i>	0.057*** (0.014)	0.022* (0.011)	0.014(0.017)
<i>treat</i> × <i>year13</i>	0.054*** (0.013)	0.054*** (0.011)	0.074*** (0.016)
控制变量	控制	控制	控制
样本数	222 511	222 511	222 511
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.125	0.054	0.027

心技术,所以技术引进大多是非核心技术。非核心技术的引进也会消耗企业研发资金,而企业研发经费是有限的,势必挤出企业核心技术的自主创新,无法促进企业核心技术自主创新甚至产生抑制效应(刘磊和刘晓宁,2018)。

(二) DID 的有效性检验。

1. 平行趋势假设检验。为检验平行趋势假设,本文依据 Beck 等(2010)的思路将模型(1)中的时间虚拟变量 *post* 替换为政策实施前的年份虚拟变量 *beforeN* (*N* 等于 1 至 5),其余变量不变,重新进行估计。结果发现估计系数均不显著,说明实验组与对照组企业自主创新的变化在政策实施之前不存在显著差异,即符合平行趋势假设。

2. 预期效应。为检验《目录》的发布是否对企业形成预期效应而影响实验组和对照组的结果变量(本文为企业自主创新),本文参考 Lu 和 Yu(2015)的做法对技术引进税收优惠进行预期效应检验,在模型(1)的基础上分别加入 *treat* × *post03*、*treat* × *post04*、*treat* × *post05* 和 *treat* × *post06* 进行估计,考察技术引进税收优惠在 2003 年、2004 年、2005 年以及 2006 年是否存在预期效应。<sup>①</sup>其中, *post03*、*post04*、*post05*、*post06* 的定义方法同 *post*,即将 2003 年(2004 年、2005 年、2006 年)及之后的各年份取值为 1,反之为 0。如果新加入交互项的估计系数显著且不为 0,则意味着《目录》实施之前企业已经形成促进企业自主创新的预期效应。表 4 列(2)至列(5)的预期效应结果显示, *treat* × *post03*、*treat* × *post04*、*treat* × *post05* 和 *treat* × *post06* 的估计系数均不显著, *treat* × *post* 的估计系数仍显著为正,由此可知,技术引进税收优惠实施之前实验组行业企业对《目录》的实施并不存在显著预期效应。

表 4 平行趋势检验及预期效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	平行趋势检验	预期效应			
<i>treat</i> × <i>before5</i>	0.004(0.04)				
<i>treat</i> × <i>before4</i>	-0.017(0.03)				
<i>treat</i> × <i>before3</i>	-0.021(0.03)				
<i>treat</i> × <i>before2</i>	-0.030(0.03)				
<i>treat</i> × <i>before1</i>	-0.015(0.02)				
<i>treat</i> × <i>post</i>		0.037*(0.02)	0.036*(0.02)	0.036*(0.02)	0.035*(0.02)
<i>treat</i> × <i>post03</i>		0.007(0.02)			
<i>treat</i> × <i>post04</i>			0.007(0.02)		
<i>treat</i> × <i>post05</i>				0.006(0.02)	
<i>treat</i> × <i>post06</i>					0.009(0.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	222 511	222 511	222 511	222 511	222 511
R <sup>2</sup>	0.031	0.031	0.031	0.031	0.031

(三) 稳健性检验。

1. 采用其他指标衡量企业自主创新。考虑到部分企业的专利申请数量为零,指标测算偏误可能影响基准回归结果的可靠性,本文采用其他指标或测算方法重新衡量企业自主创新,从而验证本文基准回归结果的真实性。参考谢红军等(2021)和崔静波等(2021)的做法,采用

<sup>①</sup> DID 模型要求政策冲击前至少有一年数据,为满足 DID 模型要求,本文至少保留三年数据,只检验 2003 年、2004 年、2005 年和 2006 年是否存在预期效应。

$Patent\_1$ 和 $Patent\_2$ 作为被解释变量,进行回归分析。其中, $Patent\_1$ 为 $\ln\left[pat + \sqrt{(pat^2 + 1)}\right]$ , $pat$ 为企业当年专利申请数量; $Patent\_2$ 为“企业当年专利授权数量+1”的对数值。估计结果见表5列(1)和列(2),估计结果依然显著为正,说明本文的研究结论是稳健的。

表5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换被解释变量		替换估计方法		两期DID	控制产业 时间趋势
	$Patent\_1$	$Patent\_2$	混合泊松回归	混合负二项回归		
$treat \times post$	0.049*** (0.014)	0.025** (0.011)	0.209** (0.103)	0.079*** (0.030)	0.061*** (0.017)	0.036*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量 $\times T$	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
样本数	222 511	222 511	222 511	222 511	99 890	222 511
$R^2$	0.030	0.111	-	-	0.173	0.042

2. 更换基准回归模型。基准回归中本文主要采用 OLS 方法估计技术引进税收优惠对企业自主创新的影响,但由于企业申请专利数量均为非负整数,直接使用普通面板模型可能会导致估计有偏。因此进一步采用混合泊松回归模型和混合负二项回归模型进行估计,以缓解 OLS 估计方法无法有效处理计数型变量所带来的标准误低估问题。估计结果见表5列(3)和列(4),估计系数仍显著为正,说明本文的结论是稳健的。

3. 两期双重差分法。进一步采用两期双重差分法检验技术引进税收优惠与企业自主创新的因果效应。具体做法如下:①以《目录》正式实施年份为时间临界点,将样本分为两个时间段(2000—2006年和2007—2013年);②在两个时间段对每家企业分别求其相关变量的平均值;③基于模型(1)进行估计。估计结果见表5列(5),估计系数仍显著为正,说明本文的结论是稳健的。

4. 控制产业时间趋势。企业研发创新活动可能会受一些非观测因素干扰,导致企业自主创新具有不同的时间趋势。为了控制非观测因素对本文基准回归结果带来的干扰,参考郭俊杰等(2019)的思路,将线性时间趋势项 $T$ 分别与控制变量进行交乘,然后将其加入模型(1)重新进行估计。估计结果见表5列(6), $treat \times post$ 的估计系数仍显著为正,说明本文的结论是稳健的。

5. 剔除专利激励政策的干扰。中国国内专利申请数量在近几十年间迅速增长,并在2011年成为全球最大的专利申请国家。<sup>①</sup>已有研究发现,专利激励政策是产生上述现象的重要原因(龙小宁和王俊,2015)。为剔除中国专利激励政策的干扰,剔除《目录》实施前已实施专利激励政策省份的样本,重新进行估计。估计结果见表6列(1),当剔除实施专利激励政策省份的样本企业后, $treat \times post$ 的估计系数依然显著为正,表明本文结论未受专利激励政策的干扰。

6. 剔除其他税收优惠政策的干扰。样本期间我国已实施较多的税收优惠和补贴政策,且不少的税收优惠和补贴优惠是基于行业层面,因此本文研究结果可能包含样本期间其他税收优惠政策的影响。为剔除样本期间其他税收优惠政策的干扰,参考陈登科(2020)的思路,在模型(1)中分别加入行业固定效应与年份固定效应、行业固定效应与省份固定效应以及行业固定效应与城市固定效应的交互项来控制样本区间内其他税收优惠政策的干扰。估计结果见表6列(2)至列(4), $treat \times post$ 的估计系数与基准回归基本一致,表明剔除其他税收优惠政策干扰后技术引进税收优惠依然显著促进了企业自主创新。

<sup>①</sup>数据来源:国家知识产权局专利数据库和 WIPO IP Statistics Data Center。

表6 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除专利激励政策干扰	剔除其他税收优惠的干扰			内生性检验	
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0320** (0.016)	0.089*** (0.029)	0.073** (0.030)	0.074** (0.032)	0.002*** (0.001)	0.349*** (0.037)
<i>IV</i>						
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	134 116	191 791	190 703	185 396	222 511	222 511
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.031	0.356	0.352	0.316	0.411	0.013

注:列(2)–列(4)依次控制了行业固定效应×年份固定效应、行业固定效应×省份固定效应、行业固定效应×城市固定效应。

7. 内生性检验。技术引进税收优惠与企业自主创新可能存在着互为因果关系以及样本选择非完全随机等问题,因此本文选用工具变量 *IV*(行业实际税率与时间虚拟变量的交互项 *tax\_sector*×*post*)进行内生性检验。选择该工具变量的理由如下:首先技术引进税收优惠与实际税率水平密切相关;其次相较于技术引进税收优惠,企业进行自主创新与实际税率之间不存在相关性。内生性检验结果见表6列(5)和列(6),估计结果仍显著为正,说明本文的研究结果是稳健的。内生性检验中的 *F* 检验统计值为 18 495.2,远大于临界值 10,排除了弱工具变量问题。

8. 基于随机抽样的安慰剂检验。尽管前文尽可能地控制了企业自主创新的影响因素,但仍可能存在遗漏变量等问题。由此本文基于随机抽样的方式进行检验。首先从所有样本行业中随机抽取 59 个行业,将其设定为“伪”实验组(假定其享受了技术引进税收优惠),剩余行业设定为对照组,重新进行估计,重复上述操作 500 次,得到如图1所示的核密度函数分布。由图1可看出,本文的估计系数明显位于核密度函数分布之外,反向验证了本文基准回归结论的稳健。

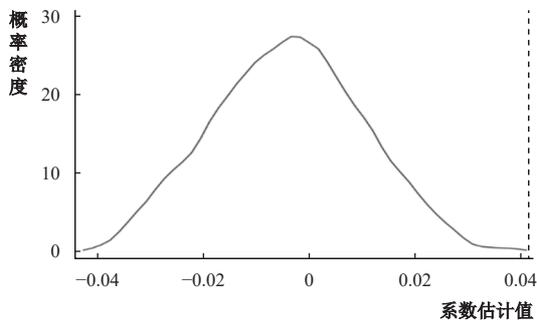


图1 基于随机抽样的安慰剂检验

### 五、拓展分析:作用机制检验与异质性分析

(一)作用机制检验。基准回归结果发现技术引进税收优惠能显著促进企业自主创新,而技术引进税收优惠如何促进企业自主创新呢?理论分析表明技术引进税收优惠可能通过加剧市场竞争和缓解融资约束等促进企业自主创新。为验证研究假说 H2,参考温忠麟等(2004)的做法,采用中介效应模型检验技术引进税收优惠通过何种路径促进企业自主创新,模型构建如下:

$$Z_{ijt}} = \beta_0 + \alpha treat_i \times post_t + \gamma control_{jt} + \varphi_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$Patent_{ijt} = \beta_0 + \delta treat_i \times post_t + \theta Z_{ijt} + \gamma control_{jt} + \varphi_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中,  $Z_{ijt}$  表示市场竞争和融资约束等中介变量,其余变量含义同模型(1)。参考已有研究,以行业赫芬达尔指数(*HHI*)和 *SA* 指数(*SAindex*)分别衡量市场竞争和融资约束,其中, *SAindex* 计算公式为  $-0.737 \times Scale + 0.043 \times Scale^2 - 0.04 \times Age$ 。如果估计系数  $\alpha$  和  $\theta$  均显著,则证实中介效应存在;

若 $\alpha$ 或 $\theta$ 至少一个不显著,则需要进行 Sobel 检验,以确认中介效应是否成立。机制检验结果如表 7 所示。

表 7 机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HHI</i>	<i>Patent</i>	<i>SAindex</i>	<i>Patent</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.008*** (0.001)	0.041*** (0.012)	0.006*** (0.001)	0.037*** (0.012)
<i>HHI</i>		0.027 (0.035)		
<i>SAindex</i>				0.800*** (0.048)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	222 511	222 511	222 511	222 511
$R^2$	0.149	0.031	0.763	0.036
<i>Sobel Test</i>	Z=28.92>2.58		—	

表 7 列(1)和列(2)是市场竞争中介效应的检验结果,列(1)结果显示,*treat* × *post*的系数显著为正,表明技术引进税收优惠显著加剧了市场竞争;列(2)结果显示,*treat* × *post*的系数显著为正,而市场竞争 *HHI* 的系数不显著,则需要对市场竞争的中介作用进行 Sobel 检验,Sobel 检验结果证实了存在中介效应。表 7 列(3)、列(4)是融资约束中介效应的检验结果,列(3)结果显示,*treat* × *post*的系数显著为正,表明技术引进税收优惠对企业融资约束程度存在显著促进作用;列(4)结果显示,*treat* × *post*和 *SAindex* 的估计系数均显著为正,表明技术引进税收优惠通过加剧企业融资约束而促进企业自主创新,与理论分析不同。这可能因为企业在技术引进税收优惠实施后增加技术引进会进一步加大企业融资难度,而非通过缓解融资约束促进企业自主创新。综上可知,技术引进税收优惠主要通过加剧市场竞争来促进企业自主创新,而未通过缓解企业融资约束促进企业自主创新。

## (二)异质性分析。

1. 企业生命周期异质性。企业在不同的生命周期阶段对自主创新的投入和重视程度各不相同。由此,本文进一步探讨不同生命周期技术引进税收优惠促进企业自主创新的异质性。参考李贲和吴利华(2018)的做法,根据企业年龄将企业生命周期划分为初创期(1—6年)、成长期(7—11年)和成熟期(12年及以上)三个阶段,然后依据这一标准将研究样本分组,基于模型(1)进行分组回归,估计结果见表 8 列(1)至列(3)。对于初创期和成熟期企业而言,*treat* × *post*的估计系数均显著为正,表明技术引进税收优惠对初创期和成熟期企业的自主创新均有着促进效果;对于成长期企业而言,*treat* × *post*的估计系数并未显著,表明技术引进税收优惠未促进成长期企业自主创新。原因可能在于:当企业处于成长期时,该阶段企业生产经营模式和组织结构等日趋成熟,已有足够的资源维持正常经营活动运转,技术引进税收优惠可能较难改变企业自主创新决策。同时,成长期企业已经具有稳定盈余和充足的现金流,且其更容易获取外部融资,技术引进税收优惠仅仅起到“锦上添花”的效用,无法改变企业是否进行自主创新的决策(余典范和王佳希,2022)。

2. 企业所有制异质性。相比其他企业,国有企业在创新资源配置、政策相关信息获取以及实践过程中的政策偏倚等方面更加具有优势(谢红军等,2021)。由此本文认为技术引进税收优惠对国有企业自主创新的促进效果更大。将样本企业分为国有企业和非国有企业两个子样本,基于模型(1)进行分组回归,估计结果见表 8 列(4)和列(5)。结果显示,*treat* × *post*的估计系数均显

著为正,但从估计系数值的大小来看,技术引进税收优惠对国有企业创新的估计系数是非国有企业的 2.08 倍,表明技术引进税收优惠对国有企业自主创新的促进效果更大,与理论预期一致。进一步地,技术引进税收优惠( $treat \times post$ )组间系数差异性检验的  $P$  值在 1% 的显著性水平上拒绝了这两组系数不存在差异的原假设,说明技术引进税收优惠对不同所有制的企业自主创新的确产生了差异性影响。

表 8 企业异质性的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	企业生命周期			企业所有制	
	初创期	成长期	成熟期	国有企业	非国有企业
$treat \times post$	0.065 <sup>**</sup> (0.032)	0.030(0.023)	0.034 <sup>*</sup> (0.018)	0.074 <sup>*</sup> (0.040)	0.035 <sup>***</sup> (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	56 277	79 377	86 857	24 893	197 618
$R^2$	0.054	0.024	0.034	0.092	0.028
经验 $P$ 值	—			0.000 <sup>***</sup>	

注:经验  $P$  值用于检验组间系数差异的显著性,通过自抽样(*Bootstrap*)1000 次得到。

3. 行业异质性。为尽快突破核心技术的封锁亟需提升高技术行业的企业自主创新。因此本文进一步探讨技术引进税收优惠对企业自主创新的影响在高技术行业 and 传统行业的差异,依据《高技术产业(制造业)分类(2013)》将样本企业划分为高技术行业 and 传统行业两组,然后基于模型(1)进行分组回归。表 9 列(1)和列(2)的估计结果显示:较之传统行业,技术引进税收优惠对高技术行业的企业自主创新影响不显著。这表明技术引进税收优惠促进企业自主创新的效果更多在传统行业,而对于高技术行业的效果不理想,没有达到政策实施的预期。因此,开展高技术行业的企业自主创新能力培育和扶持工作是今后增强企业自主创新能力、践行新发展理念的重中之重,也是为“双循环”提供新动能的关键。

表 9 行业和区域异质性的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	行业异质性		地区		知识产权保护程度	
	高技术行业	传统行业	东部	中西部	高	低
$treat \times post$	-0.053(0.033)	0.055 <sup>***</sup> (0.016)	0.054 <sup>***</sup> (0.013)	-0.020(0.029)	0.038 <sup>***</sup> (0.015)	0.033(0.021)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	34 921	187 590	180 303	42 208	111 727	110 784
$R^2$	0.037	0.030	0.031	0.043	0.035	0.033

4. 地区异质性。我国的企业创新具有区域不平衡特征,全国四分之三的专利申请发生在东部地区(寇宗来和刘学悦,2020),由此引出一个问题:技术引进税收优惠对企业自主创新的效果在区域间是否存在差异?本文依据企业所在的省(直辖市、自治区)将企业样本分为东部地区和中西部地区,之后基于模型(1)进行分组回归。表 9 列(3)和列(4)的结果显示:东部地区企业的估计系数显著为正,中西部地区企业的估计系数不显著。这表明技术引进税收优惠促进企业自主创新的效果更多集中在东部的企业,而未能提高中西部企业的自主创新能力。因此,给予中西部地区企业更多政策扶持和资金支持是提升中西部企业自主创新能力、促进全国自主创新能力区域均衡发展的重要措施。

5. 知识产权保护程度异质性。知识产权保护对企业技术创新具有重要的激励作用,地方知识产权保护力度越强企业创新积极性越高(龙小宁等,2018)。依据樊纲等(2010)测算的“知识产权保护”指数的中位数将样本分为两组子样本,进行分组回归。表9列(5)和列(6)显示:高知识产权保护企业样本的估计系数显著为正;低知识产权保护企业样本的估计系数不显著。这表明技术引进税收优惠对企业自主创新的促进效果更多集中在知识产权保护程度高的企业,未能提升知识产权保护程度较低地区企业的自主创新。由此,稳步实行严格的知识产权司法保护是激发企业进行自主创新的重要条件。

## 六、结论与启示

技术引进税收优惠对引领企业发展起到了不可或缺的作用,文章基于中国微观企业数据,采用 $DID$ 模型检验了技术引进税收优惠对企业自主创新的影响、作用机制及其异质性。首先,本文发现技术引进税收优惠显著促进了企业自主创新,且技术引进税收优惠的政策效应存在时间滞后性。技术引进的消化吸收再创新以及企业真正享受到技术引进的税收优惠都需要一定时间,因此其效应存在时间滞后性。进一步研究发现,技术引进税收优惠显著促进了企业非核心技术自主创新,未显著促进企业核心技术自主创新。企业核心技术自主创新具有高投入、高风险等特点,因此技术引进税收优惠作用下的企业更倾向先进行非核心技术自主创新后进行核心技术自主创新,且通过了时间动态效应检验,技术引进税收优惠对企业核心技术自主创新的作用效果随时间呈先抑后扬的“U”形特征。其次,理论分析发现技术引进税收优惠可能通过加剧市场竞争和缓解融资约束来促进企业自主创新;而实证检验发现技术引进税收优惠主要通过加剧市场竞争促进企业自主创新,未通过缓解融资约束促进企业自主创新。最后,异质性分析发现技术引进税收优惠对企业自主创新的影响存在异质性,技术引进税收优惠对企业自主创新的促进效果在初创型企业和非国有企业中相对更好,且技术引进税收优惠对传统行业、东部地区以及知识产权保护程度高地区企业自主创新的促进效果更为突出。

基于上述结论,本文提出如下政策启示:①在我国关键核心技术受到发达国家封锁的背景下,为促进企业核心技术自主创新,中央政府应及时优化调整《中国鼓励引进技术目录》,使技术引进税收优惠更聚焦企业核心技术,并提高有助于企业核心技术自主创新的技术引进税收优惠力度。同时,政府和企业都应认识到技术引进税收优惠在促进企业核心技术自主创新中的不足,并科学地调整和优化政策,借助制度优势弥补不足。例如,政府部门可以通过扩大税收优惠和缓解融资约束使企业更倾向提升核心技术的自主创新,并针对核心技术自主创新设置动态创新激励,加强需求侧对核心技术自主创新的引导和激励。企业应对税收优惠保持清醒认识,合理引进技术,把握企业核心技术的自主创新以及自主创新效率,最大限度地提升企业自主创新,尤其是核心技术的自主创新。②政府部门和企业应继续强化和优化技术引进税收优惠对企业自主创新的促进作用。研究发现技术引进税收优惠对企业自主创新的促进效果存在时间滞后性。企业如何度过政策初期的“阵痛期”,一般依赖于政府部门的相关专项配套激励政策(池毛毛等,2020)。因此有必要借助配套政策支持企业度过政策初期以及核心技术自主创新的“阵痛期”。例如出台配套的信贷政策,鼓励金融机构对《目录》实施初期进行技术引进的企业给予配套的专项信贷支持,解决企业自主创新中的资金约束。③增强市场竞争效应,促进市场竞争进而提高企业自主创新意愿。机制检验发现技术引进税收优惠通过加剧市场竞争促进企业自主创新,因此中央政府应制定相应政策,着重促进市场公平竞争,加剧市场公平竞争,进而奠定经济高质量发展的微

观基础。④在深化税收优惠机制激励企业自主创新的过程中,政府要注意企业、行业以及地区的异质性特征,有针对性地设计自主创新驱动政策。商务部和国家税务总局在优化调整《中国鼓励引进技术目录》的具体条款时,应针对不同行业不同类型企业自主创新特征给予不同的政策支持,不断优化企业自主创新的知识产权保护,强化高科技产业的关键核心技术自主创新,鼓励高质量自主创新,以突破技术封锁,提升国际竞争力。

参考文献:

- [1]陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, (12): 98-114.
- [2]池毛毛, 叶丁菱, 王俊晶, 等. 我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角[J]. 南开管理评论, 2020, (3): 63-75.
- [3]崔静波, 张学立, 庄子银, 等. 企业出口与创新驱动——来自中关村企业自主创新数据的证据[J]. 管理世界, 2021, (1): 76-87.
- [4]樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2009 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.
- [5]郭俊杰, 方颖, 杨阳. 排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J]. 世界经济, 2019, (1): 121-144.
- [6]孔东民, 徐茗丽, 孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究, 2017, (10): 144-157.
- [7]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.
- [8]李贲, 吴利华. 开发区设立与企业成长: 异质性与机制研究[J]. 中国工业经济, 2018, (4): 79-97.
- [9]李光泗, 沈坤荣. 中国技术引进、自主研发与创新绩效研究[J]. 财经研究, 2011, (11): 39-49.
- [10]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.
- [11]林毅夫, 张鹏飞. 后发优势、技术引进和落后国家的经济增长[J]. 经济学(季刊), 2005, (4): 53-74.
- [12]刘磊, 刘晓宁. 自主研发、技术引进与制造业国内技术含量[J]. 科研管理, 2018, (8): 34-42.
- [13]刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究, 2020, (6): 105-121.
- [14]刘重力, 黄平川. 技术进口对我国企业技术创新能力的影响——基于中国省际数据的分位数回归[J]. 南开经济研究, 2011, (5): 132-141.
- [15]龙小宁, 王俊. 中国专利激增的动因及其质量效应[J]. 世界经济, 2015, (6): 115-142.
- [16]龙小宁, 易巍, 林志帆. 知识产权保护的价值有多大?——来自中国上市公司专利数据的经验证据[J]. 金融研究, 2018, (8): 120-136.
- [17]陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (1): 174-192.
- [18]毛其淋. 外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新?[J]. 金融研究, 2019, (1): 72-90.
- [19]聂辉华, 方明月, 李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J]. 管理世界, 2009, (5): 17-24.
- [20]孙文杰, 沈坤荣. 技术引进与中国企业的自主创新: 基于分位数回归模型的经验研究[J]. 世界经济, 2007, (11): 32-43.
- [21]万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (9): 118-136.
- [22]王雄元, 卜落凡. 国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究[J]. 中国工业经济, 2019, (10): 80-98.
- [23]温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5): 614-620.

- [24]吴昌南, 钟家福. 技术引进税收优惠政策提高了产业创新能力吗——基于《中国鼓励引进技术目录》的准自然实验[J]. 当代财经, 2020, (9): 101–113.
- [25]肖利平, 谢丹阳. 国外技术引进与本土创新增长: 互补还是替代——基于异质吸收能力的视角[J]. 中国工业经济, 2016, (9): 75–92.
- [26]谢红军, 张禹, 洪俊杰, 等. 鼓励关键设备进口的创新效应——兼议中国企业的创新路径选择[J]. 中国工业经济, 2021, (4): 100–118.
- [27]余典范, 王佳希. 政府补贴对不同生命周期企业创新的影响研究[J]. 财经研究, 2022, (1): 19–33.
- [28]张杰, 陈志远, 吴书凤, 等. 对外技术引进与中国本土企业自主创新[J]. 经济研究, 2020, (7): 92–105.
- [29]张杰, 陈志远, 杨连星, 等. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 经济研究, 2015, (10): 4–17.
- [30]张杰, 吴书凤. “十四五”时期中国关键核心技术创新的障碍与突破路径分析[J]. 人文杂志, 2021, (1): 9–19.
- [31]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.
- [32]赵彦云, 刘思明. 中国专利对经济增长方式影响的实证研究: 1988–2008年[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, (4): 34–48.
- [33]Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al. Competition and innovation: An inverted-U relationship[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(2): 701–728.
- [34]Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637–1667.
- [35]Bloom N, Griffith R, Van Reenen J. Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979–1997[J]. Journal of Public Economics, 2002, 85(1): 1–31.
- [36]Bloom N, Van Reenen J, Williams H. A toolkit of policies to promote innovation[J]. Journal of Economic Perspectives, 2019, 33(3): 163–184.
- [37]Cai H B, Liu Q. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. The Economic Journal, 2009, 119(537): 764–795.
- [38]Ernst C, Richter K, Riedel N. Corporate taxation and the quality of research and development[J]. International Tax and Public Finance, 2014, 21(4): 694–719.
- [39]Hall B H. R&D tax policy during the 1980s: Success or failure?[J]. Tax Policy and the Economy, 1993, 7: 1–35.
- [40]Hall B H. The financing of research and development[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18(1): 35–51.
- [41]Hall B H, Lerner J. The financing of R&D and innovation[J]. Handbook of the Economics of Innovation, 2010, 1: 609–639.
- [42]Kim L. Stages of development of industrial technology in a developing country: A model[J]. Research Policy, 1980, 9(3): 254–277.
- [43]Lu Y, Yu L H. Trade liberalization and markup dispersion: Evidence from China’s WTO accession[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7(4): 221–253.
- [44]Mansfield E. The R&D tax credit and other technology policy issues[J]. American Economic Review, 1986, 76(2): 190–194.
- [45]Nelson R R, Phelps E S. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth[J]. The American Economic Review, 1966, 56(1–2): 69–75.
- [46]Zhang L. Do imports of technology facilitate technological progress? Evidence from China[J]. Procedia Engineering, 2012, 29: 2826–2831.

## Can Tax Incentives for Technology Introduction Promote Independent Innovation of Enterprises?

Zhang Shuanglong<sup>1</sup>, Jin Rongxue<sup>1</sup>, Liu Ao<sup>2</sup>

(1. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100142, China)

**Summary:** Under the background that the key core technology of China is “stuck” by developed countries, exploring whether tax incentives for technology introduction can promote the independent innovation of enterprises will not only help to optimize tax incentives for technology introduction, but also promote the independent innovation of enterprises more efficiently. In view of this, based on China’s micro enterprise data, this paper empirically explores the impact of tax incentives on the independent innovation of enterprises and its mechanism of technology introduction, and explores its heterogeneity from multiple dimensions.

The results show that tax incentives for technology introduction can promote the independent innovation of enterprises, and there is a time lag in the policy effect of tax incentives for technology introduction. The digestion, absorption and re-innovation of technology introduction and the real enjoyment of tax benefits all take a certain amount of time, so there is a time lag in its effect. Further research finds that tax incentives for technology introduction promote the independent innovation of non-core technology of enterprises, but do not promote the independent innovation of core technology of enterprises. Due to the characteristics of high input and high risk of independent innovation of core technology, enterprises under the role of preferential tax treatment of technology introduction are more inclined to carry out independent innovation of core technology after independent innovation of non-core technology, and the test of time dynamic effect verifies this finding. The effect of tax incentives for technology introduction on the independent innovation of core technology of enterprises shows the “U” characteristic of first suppressing and then rising over time. Expansion research finds that tax incentives for technology introduction mainly promote the independent innovation of enterprises by intensifying market competition, and there is heterogeneity between tax incentives for technology introduction and the promotion of independent innovation of enterprises.

At a time when China should resolutely fight the battle against the key core technology and break through the all-round containment and suppression of China’s scientific and technological innovation capabilities by the United States, it is of great practical significance to explore the relationship between tax incentives for technology introduction and independent innovation of enterprises. In order to promote the independent innovation of core technology, China should make tax incentives for technology introduction more focused on core technology, and thus stimulate the core technology innovation of enterprises.

**Key words:** technology introduction; tax incentives; independent innovation of enterprises; independent innovation of core technology

(责任编辑 石头)