

增强内需动力对企业创新的激励作用

于春海, 马科伟, 孙浦阳

[摘要] 当前供给侧公共政策的创新激励效果较为有限,从需求侧更好地激发企业创新活力,成为加快发展新质生产力的关键。本文使用2011—2014年旨在拉动内需和增强内需动力的节能补贴政策,整理了政策涉及的“入选企业—补贴产品”名单,并构建双重差分模型,考察了扩大内需政策如何通过信息杠杆效应途径激励企业创新。研究表明,在扩大内需政策实施后,受影响企业的专利申请数量平均增加22.34%,而且不局限于政策直接相关的技术创新方面;使用工具变量等方法检验后,结果依然稳健。机制分析表明,政策发出的质量认证信息越积极,或者企业自身发出的产品质量信息越少,扩大内需政策通过信息杠杆效应途径、“撬动”消费者需求的作用就越大,对企业创新的激励作用也就越强。此外,扩大内需政策促进了高技术含量的创新,挤出了低技术含量的创新。本文从创新视角证明了旨在增强内需动力的扩大内需政策的有效性,为形成有效创新激励提供了新的理论证据。

[关键词] 增强内需动力; 扩大内需政策; 创新激励; 信息杠杆效应

[中图分类号] F424 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2024)11-0081-18

一、引言

更好激发企业创新活力,是落实加快发展新质生产力工作任务的关键。当前,中国政府关于创新激励的公共政策集中于供给侧,虽然政策支持力度较大,但激励效果有待提升。那么,需求侧的扩大内需政策在刺激消费、增强内需动力的同时,是否能够更有效地激励企业创新,特别是能否通过缓解创新产品与消费市场间的信息不对称进而刺激市场需求,是能否实现稳定、有效的创新激励的关键。2023年12月,中央经济工作会议强调,必须坚持深化供给侧结构性改革和着力扩大有效需求协同发力。2024年《政府工作报告》提出,要统筹扩大内需和深化供给侧结构性改革。这意味着,扩大内需政策不仅要增强内需发展动力,还要牵引和催生有效供给,推动供需两侧良性互动,而科技创新是增加有效和高质量供给的关键,因此,扩大内需政策能否从供给侧激励企业创新,是检验政策实效性的重要方面。从理论逻辑看,企业创新的目的是更好地开拓市场和获取利润,因而创

[收稿日期] 2024-03-24

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“建设更高水平开放型经济新体制研究”(批准号21ZDA092);教育部基地重大项目“百年变局下的世界经济及中国与世界经济关系研究”(批准号20231JY0103)。

[作者简介] 于春海,中国人民大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士;马科伟,中国人民大学经济学院博士研究生;孙浦阳,中国人民大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:孙浦阳,电子邮箱:ysrc@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

新的需求市场就显得非常重要(高培勇等,2019;安同良等,2023);困扰企业创新的难题不仅仅出现在研发投入与创新过程之中,能否向市场传递创新产品的质量信息、获得消费者认可等需求侧问题也会约束企业的创新行为(Rasmusen,2016)。基于此,本文尝试研究旨在增强内需动力的扩大内需政策是否影响企业创新;如果扩大内需政策具有显著的创新激励作用,那么影响具体表现在哪些方面,内在的作用机制是什么?

本文梳理了国内外相关文献,基于信息杠杆效应视角,尝试对影响机制给出一个理论解释。简言之,创新产品市场中存在突出的信息不对称问题,使得企业创新活动的预期收益下降,创新供给低于社会最优水平(Grennan and Town,2020;黄群慧和陈创练,2021)。本文关注的扩大内需政策是一种政府实施的“信息杠杆”公共政策,通过向消费者传递关于入选企业已有产品质量的积极信息,能够“撬动”消费者对入选企业创新产品的需求,这提升了企业创新活动的预期收益,激励企业增加创新投资。具体到节能产品惠民工程(简称节能补贴政策),其主要内容是:政府部门组织专家,对入选企业产品的质量特性、生产标准、技术要素等进行严格评估和筛选,并组织开展多次监管行动,确保入选企业产品的质量真实可靠,还要求入选企业产品张贴“扩大内需政策”标识,媒体也会大量宣传。由此,该政策向消费者发出了关于入选企业已有产品^①质量的积极信息,使得消费者预期入选企业的创新产品质量也较高,并增加对入选企业创新产品的购买,进而对入选企业的创新投资产生激励作用(Hakenes and Peitz,2009;郑筱婷等,2012)。

本文在经验分析中尝试使用中国一次典型的扩大内需公共政策,即2011—2014年涵盖全国范围的节能补贴政策,对上述理论命题进行验证。该政策通过对入选企业在国内市场销售指定节能产品的行为进行补贴,以实现“稳增长、扩内需”的目标。整理政策涉及的“企业—产品”名单,匹配专利申请数据和企业基本信息数据,构建双重差分模型来检验。结果发现,在政策实施后,受影响企业的专利申请数量显著增加,且不局限于政策直接相关的技术创新方面。这主要是因为,扩大内需政策向消费者传递了关于入选企业已有产品质量的积极信息,进而“撬动”了消费者对企业各类创新产品的信任和需求,最终激励企业的各类产品创新。机制检验发现:政策发出的质量认证信息越积极,或者企业自身发出的产品质量信息越少,扩大内需政策通过信息杠杆效应途径对企业创新的促进作用就越强。此外,扩大内需政策促进了高技术含量的创新,挤出了低技术含量的创新。

本文的核心工作有以下几方面:一是整理节能补贴政策涉及的“入选企业—补贴产品”名单,尝试在“企业—产品”维度衡量扩大内需政策。相较于需求侧其他的全国性政策^②,该政策的优点体现在以下方面:政策首要目标是“稳增长、扩内需”,其次才是“促节能”,且补贴力度较大,对入选企业的年推广补贴产品数量有最低要求,还严格限制了入选企业的涨价空间,因而可以较好代表扩大内需政策;政策涵盖的产品和地域范围较广,对应行业企业的创新活动较频繁,样本具有好的代表性;政策相对外生,企业对政策冲击时间、补贴产品类别等均无明确预期,且具有多时点特征,有利于因果识别分析。二是基于“入选企业—补贴产品”名单,将其与专利申请数据、企业基本信息数据进行匹配,并设定423家入选企业为处理组,根据处理组企业所在90个地级市和所属25个4分位行

^① 根据节能补贴政策相关文件,入选企业申报的补贴产品必须是已经发明完成、成功推向市场的产品,尚未发明成功的产品无法被申报。因此,补贴产品均为入选企业的已有产品。

^② 例如,“家电下乡”政策和“汽车摩托车下乡”政策涵盖的地域范围局限于乡村地区,补贴产品局限于家电产品或汽车摩托车产品,样本代表性较差;“发放消费券”政策的补贴力度较小,且没有严格的政策认证和筛选过程;“政府绿色采购”政策没有直接涉及消费者,对消费者购买决策的影响较弱。

业^①,将同样位于这些地级市且同样属于这些4分位行业的37533家非入选企业,设定为控制组。接着,构建双重差分模型,检验扩大内需政策对企业创新的影响。然后,统计入选企业申报的能效等级为1级和2级的补贴产品数量,用以衡量政策认证信息的积极程度;并分别从重复历史交易和品牌宣传支出视角衡量企业自身发出的产品质量信息,进而检验影响机制。结果表明,对于申请能效等级1级补贴产品的企业,或者企业的重复历史交易次数越少、品牌宣传支出额越小,扩大内需政策通过信息杠杆效应途径对企业创新的促进作用就越大。三是在因果识别中可能存在自选择效应和反向因果联系引致的内生性问题。根据节能补贴政策文件,入选企业应具有一定的品牌声誉基础、技术创新能力、充裕产能和资产规模。这意味着,大量可观测和不可观测因素既会影响企业能否入选,也会影响企业的创新行为。此外,企业的创新活动越频繁,其为政府提供政策咨询、与政府建立联系的概率就越高,因而可能有更大概率入选。这些内生性问题都会造成估计结果偏误。本文首先采用工具变量法,选取政策前各地级市的居民生活用电支出占人均GDP比重,用以衡量企业发展节能技术的起步早晚,以验证本文结论的可靠性;其次,使用匹配方法,缓解政策潜在的分组不随机问题;最后,尝试剔除控制组中品牌声誉基础弱、技术创新能力低、产能紧张的企业样本,以增强两组间的平衡性。

在与本文密切相关的研究中,第一类是关于创新政策效果的研究。这类文献关注的创新公共政策可被分为供给侧与需求侧两类。其中,供给侧政策(如创新补贴、减税优惠、融资支持等)的相关研究较为充分,大多发现创新激励效果有限(Howell,2017;毛昊等,2018;杨国超和芮萌,2020);需求侧的政策(政府采购、扩大消费者需求等)正受到越来越多的关注(Dai et al.,2021)。现有文献主要关注需求侧的政府采购政策(Draca,2013;姜爱华和费堃桀,2021),而缺乏对扩大消费者需求政策的研究。相较于政府采购,消费者是企业创新产品的更主要需求群体,也是企业创新收益的更稳定和可靠来源(江小涓和孟丽君,2021)。本文关注旨在扩大消费者需求的补贴政策,探究其对企业创新的影响,这既填补了需求侧相关研究的空白,也对如何更有效地激励企业创新提供了一定的参考。第二类是关于各类公共政策的认证作用研究。这类文献主要关注公共政策的认证信息如何影响外部投资者的决策(Shinkle and Suchard,2019;刘春林和田玲,2021)。本文则基于“信息杠杆效应”视角,探究公共政策的认证信息如何影响消费者的购买决策,是对相关文献的进一步补充和完善。第三类文献关注微观企业个体层面的信息杠杆行为。创新产品市场上存在严重的信息不对称,微观企业会通过品牌延伸、捆绑销售等信息杠杆行为,向消费者传递关于创新产品的质量信息,“撬动”消费者对创新产品的需求(Dana and Spier,2018;Cheong et al.,2021)。本文则是从政府层面公共政策的角度出发,探究扩大内需政策如何发挥信息杠杆效应,“撬动”消费者需求,丰富了相关研究的视角。

二、研究假说

在创新产品市场上,企业与消费者间存在显著的信息不对称。这会影响到消费者对企业创新产品的需求,进而导致企业创新投资的预期收益下降,创新供给减少(Strausz,2017;孙薇和叶初升,2023)。具体而言,在竞争的市场环境中,企业不会主动向市场公开创新活动信息,尤其在知识产权保护不完善的情形下(Hopenhayn and Squintani,2016;戴魁早等,2023)。这样的信息保密降低了技

^① 本文所述国民经济行业均基于2002年版的国民经济行业代码(GB/T4754-2002)。

术泄露和竞争对手窃取风险,但也对创新产品日后进入消费市场造成阻碍,因为消费者难以了解创新产品的具体质量和实际功效(周泽将等,2022)。作为信息劣势方,消费者对创新产品的购买倾向和需求下降。此时,企业将预期自己创新活动的未来收益下降,并在当前的投资决策中,减少创新投资和创新供给(Grennan and Town,2020)。

根据国内外已有研究,利用信息杠杆效应(Informational Leverage Effect)“撬动”消费者对创新产品的需求,是微观企业个体层面的常见应对措施(Gordon and Sarada,2018;杨冕等,2022)。理论上,信息杠杆效应是一种跨产品的质量信息传递效应,具体是指企业向消费者传递关于自身已有产品质量的积极信息,进而“撬动”消费者对该企业创新产品的质量判断和购买决策(Rasmusen,2016; Yu,2021)。从消费者视角看,由于信息搜集和处理能力有限,消费者通常难以获取企业创新产品的质量信息,往往根据企业已有产品的质量信息判断创新产品的质量高低,并做出购买与否的决策(Hakenes and Peitz,2009)。因此,当企业发出关于已有产品质量的积极信息时,消费者会预期该企业的创新产品质量也较高,并增加对该企业创新产品的购买。

与微观企业个体层面的行为类似,本文关注的节能补贴政策是一种“信息杠杆”公共政策,同样能够发出关于入选企业已有产品质量的积极信息,进而“撬动”消费者对创新产品的需求,激励企业创新。具体地,节能补贴政策主要包含四方面内容:①政府部门组织相关领域专家,对企业申报产品^①的质量特性、生产标准、技术要素等进行综合考察和评估,经过严格筛选过程,最终确定入选企业和产品;②在政策实施过程中,政府部门组织开展多次监管行动,确保入选企业产品的生产标准和质量真实可靠;③补贴产品的本体和包装上加施“扩大内需政策”标识,便于消费者搜寻;④政策通过补贴形式降低入选产品价格,媒体也会大量宣传,这极易引起消费者关注。此外,与微观企业个体行为相比,中国消费者更加信任政府的担保和背书,因而政策的信息传递作用更显著。由此,政策向需求端的消费者发出了关于入选企业已有产品质量的积极认证信息,进而“撬动”消费者对入选企业创新产品的购买决策,这将提升入选企业创新活动的预期收益,激励企业增加创新投资。基于此,本文提出:

假说1:扩大内需政策促进企业研发创新。

由上述分析可知,扩大内需政策通过信息杠杆效应途径,即发出关于入选企业已有产品质量的积极信息,“撬动”消费者需求,进而影响企业创新。其中,政策向消费者发出的质量认证信息的积极程度是决定影响大小的关键。具体到节能补贴政策:一方面,该政策认证的产品分为两类:能效等级为1级和2级的补贴产品,其中,对于能效等级1级的补贴产品,对其质量要求更高、技术标准要求更高,筛选过程更严格,而对于能效等级2级的补贴产品,其筛选过程相对宽松,产品质量和技术标准要求相对较低。因此,政策对能效等级1级的补贴产品认证作用更大,向消费者传递的产品质量信息更积极。另一方面,不同入选企业成功申请的补贴产品数量不同。在同等条件下,企业成功申请的同能效等级补贴产品型号数量越多,意味着该企业拥有的满足政策质量要求和技术标准的产品种类越多,即该企业整体的产品质量较高、技术创新能力较强,节能补贴政策向消费者传递的质量认证信息就越积极。而政策发出的质量认证信息越积极,“撬动”消费者购买决策的作用就越大,对企业创新的促进作用也就越强。

此外,扩大内需政策对企业创新的促进作用还取决于政策的质量认证信息对消费者购买决策

^① 企业申报的补贴产品均属于企业的已有产品。根据节能补贴政策实施文件,入选企业申报的补贴产品必须是已经发明完成、成功推向市场的产品,尚未发明成功的产品无法被申报。

的影响大小。等同的政策认证信息可能会对不同企业产品的消费者需求产生不同程度的“撬动”作用,进而对企业创新产生不同程度的影响。例如,政策实施前企业自身发出的产品质量信息越少,消费者对企业产品质量的了解程度就越低,政策认证信息对消费者需求的影响就越大,扩大内需政策对企业创新的促进作用也就越强;反之,政策实施前企业自身发出的产品质量信息越丰富,消费者对企业产品质量的了解就越充分,政策认证信息对消费者需求的影响就越小,扩大内需政策通过信息杠杆效应途径对企业创新的促进作用就越弱。基于此,本文提出:

假说2:扩大内需政策通过信息杠杆效应影响企业创新。当其他条件不变时,政策发出的质量认证信息越积极,或者政策认证信息对消费者需求的“撬动”作用越大,扩大内需政策对企业创新的促进作用就越强。

三、研究设计

1. 扩大内需政策与数据介绍

本文使用中国2011—2014年实施的节能补贴政策,将其作为扩大内需政策的代表。该政策由国家发展和改革委员会、工业和信息化部、财政部联合发布和实施,通过对入选企业在国内市场销售指定节能产品的行为进行补贴,达到“稳增长、扩内需”的政策目标。该政策之所以是扩大内需政策的好的代表,主要基于以下几方面原因:①该政策的首要目标是“稳增长、扩内需”,其次才是“促节能”,且对于入选企业的补贴产品年推广数量有最低规模要求^①;②该政策的补贴力度较大,截至2013年7月,财政部已累计安排补贴资金超400亿元,出台实施细则20多项,对企业影响具有显著性;③该政策规定了每类补贴产品的推广上限价格^②,有效限制了入选企业的涨价空间,政府部门还会定期实施严格的监察工作。

数据获取方面,本文首先从国家发展和改革委员会网站上手动整理2011—2014年节能补贴政策涉及的“企业—产品”名单,具体包括632家入选企业、34种补贴产品。然后,根据每一种补贴产品名称,对照2002年国民经济行业分类标准,手动查询每一种补贴产品名称对应的3分位和4分位行业。结果表明,34种补贴产品共涉及9个3分位行业、13个4分位行业。此外,为进一步获取入选企业经营信息,还将入选企业名单与2009—2014年企业基本信息数据^③进行匹配。最终,本文共匹配成功423家入选企业,其对应的入选产品涵盖全部34种补贴产品。

本文统计了该423家入选企业及其对应补贴产品的地理分布和行业分布情况^④。结果表明,入选企业申报成功的年份并不集中,且地理分布较分散,较均匀地分布在中国25个省份、90个地级市。而且,423家入选企业中包含5.67%的中国港澳台商投资企业、19.86%的外商投资企业、1.18%的国有企业和集体企业、7.80%的中型企业、2.60%的小型企业^⑤。此外,入选行业的政策实施时间

① 例如,根据《高效节能电动洗衣机推广实施细则》,每一入选企业每年推广的高效节能电动洗衣机数量应不少于10万台。

② 节能补贴政策依据经济适用原则,具体规定:入选企业应按照不高于推广价格减去财政补助后的价格销售补贴产品,确保让广大消费者得到更多实惠。

③ 基于中国工业企业数据库获取企业的基本信息。

④ 地理分布和行业分布的统计结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

⑤ 根据国家统计局2011年公布的划分办法,将年平均营业收入大于等于2000万元、小于40000万元的企业识别为中型企业,将年平均营业收入小于2000万元的企业识别为小型企业。

同样分散。这表明,节能补贴政策涵盖的入选企业和产品,并没有集中分布于某些地区、某些行业、某种类型企业或某一年份,样本具有强的总体代表性。

本文以专利申请数量来衡量企业的创新行为。申请专利意味着企业成功实现了新的发明创造,也意味着创新产品的出现,企业将不得不面临创新产品市场上的信息不对称和需求不确定问题;如何有效缓解创新产品市场的信息不对称、保证企业创新活动的预期收益,是影响企业创新决策和专利申请数量的重要因素。本文基于2009—2014年国家知识产权局提供的专利申请数据,加总得到企业每一年申请的专利总数量,用以衡量企业的创新行为。一个可能的担心是,本文所用2009—2014年的短期面板数据是否能够被用于研究具有中长期特征的企业创新行为。本文统计发现,在423家入选企业中,有61.94%的入选企业在2011—2012年开始受到节能补贴政策影响,因此可以观察到这些入选企业在政策实施后2、3年的创新行为变化;另有26.95%的入选企业在2013年开始受到节能补贴政策影响,因此,可以观察到这些入选企业在政策实施后1年的创新行为变化。结合后文的事件研究回归结果,2009—2014年的面板数据已经能够检验出扩大内需政策对企业创新行为的具体影响。

数据匹配和样本选取方面,首先,根据企业名称,将2011—2014年政策入选企业名单、2009—2014年企业基本信息数据和专利申请数据进行匹配,并根据补贴产品对应的9个3分位行业,将不属于该9个行业的企业样本剔除。其次,基于上述匹配数据,将其中的423家政策入选企业设定为处理组,并进一步根据处理组企业所在的90个地级市、所属的25个国民经济4分位行业,将同样位于处理组企业所在地级市,且同样属于处理组企业所属4分位行业的非政策入选企业,设定为控制组。最终,本文共挑选出423家处理组企业,对应1431个样本观测值,以及37533家控制组企业,对应85524个样本观测值。

2. 研究设计

为探究扩大内需政策对企业创新的影响,本文基于2011—2014年节能补贴政策,观察在政策实施前后,相较于控制组,处理组企业的创新行为是否发生显著的差异性变化。具体地,本文利用上述匹配数据,构建双重差分(Difference in Differences, DID)模型进行线性回归估计,基准模型的设定如下:

$$Innovation_{jt} = \alpha + \beta D_{jt} + \gamma X_{jt} + \lambda_f + r_{ct} + h_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

其中, f 表示企业, t 表示年份, c 表示企业 f 所在地级市, j 表示企业 f 所属4分位行业。被解释变量 $Innovation_{jt}$ 为企业 f 在时间 t 的专利申请数量,代表企业的创新行为,采用加1和取对数形式表示。 D_{jt} 为本文关心的核心解释变量,其系数衡量了扩大内需政策对企业创新行为的净影响大小;若企业 f 在时间 t 受到扩大内需政策的影响^①, D_{jt} 取值1,否则为0。 λ_f 为个体固定效应, r_{ct} 为企业所在地级市×年份固定效应, h_{jt} 为4分位行业×年份固定效应,以分别控制企业层面不随时间变化而变化的因素对估计结果的影响,以及因地级市和行业而异的时间层面波动,比如金融形势变化、宏观政策变化等对估计结果的影响; ε_{jt} 为随机干扰项。

X_{jt} 为一系列控制变量。根据节能补贴政策的实施文件,创新强度大、产能充裕、有一定品牌声誉基础和资产规模的企业,可能有更大概率入选,同时,品牌声誉、技术基础、产能利用率、资产规模

① 若同一家企业有多种不同产品入选,将最早入选产品的时间识别为该企业受到政策影响的起始时间,以最晚结束影响的入选产品的结束时间作为该企业受到政策影响的结束时间。此外,还将处理组样本在政策影响结束后的观测值剔除,以集中观察政策实施的影响。

等也会影响企业的创新投资决策和创新行为。为此,本文选取企业的全要素生产率水平,以控制技术水平;选取企业的销售市场份额(企业销售产值除以4分位行业市场规模^①),以控制品牌声誉基础;选取企业的产成品库存销售比率(产成品库存除以企业销售产值),以控制产能利用率;选取企业的资产规模,以控制企业规模。另外,出口冲击也可能影响企业产品的入选概率^②和创新行为,本文额外控制企业的出口交货值;考虑到节能补贴政策还可能通过补贴现金流途径影响企业的创新行为,本文额外控制了企业的现金流量。相关数据均来源于企业基本信息数据库。^③

四、检验结果分析

1. 基准回归结果

表1报告了扩大内需政策对企业创新影响的基准回归结果。在第(1)列中,扩大内需政策对企业申请专利数量的影响为正,且在1%水平上显著;加入系列控制变量后,第(2)列的回归结果显示,相较于没有入选的控制组企业,处理组企业的专利申请数量在政策实施后平均增加22.34%,在1%水平上显著。

表1 基准回归结果

变量	专利总申请数量		与政策直接相关的 专利申请数量	与政策非直接相关的 专利申请数量
	(1)	(2)	(3)	(4)
D_{it}	0.2387*** (0.0619)	0.2234*** (0.0622)	0.2005*** (0.0403)	0.1597** (0.0629)
资产规模		0.0818*** (0.0083)	0.0335** (0.0101)	0.0722*** (0.0056)
现金流量		0.0135** (0.0046)	0.0100*** (0.0029)	0.0108** (0.0040)
产成品库存销售比率		-0.1175* (0.0537)	-0.0533 (0.0303)	-0.1083* (0.0498)
全要素生产率		0.0704 (0.0488)	-0.0004 (0.0155)	0.0679 (0.0475)
销售市场份额		0.0249 (0.0147)	0.0189 (0.0156)	0.0208 (0.0151)
出口交货值		0.0032 (0.0020)	0.0007 (0.0009)	0.0027 (0.0017)
企业固定效应	是	是	是	是
地级市×年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是
N	70472	65469	65469	65469
R ²	0.6837	0.6982	0.6620	0.6897

注:括号内的数值为聚类到企业所属国民经济3分位行业层面的标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,固定效应中的“行业”指国民经济4分位行业,以下各表同。

- ① 基于中国工业企业数据,计算各4分位行业企业的销售产值总额,用以衡量行业市场规模。
- ② 政府可能偏好选取遭受负向出口冲击的企业成为入选企业,以帮助其应对出口冲击带来的不利影响。
- ③ 描述性统计结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

本文还基于专利分类号信息,结合国家知识产权局发布的《绿色技术专利分类体系》,进一步识别了与扩大内需政策直接相关的专利申请数量^①,以及与扩大内需政策非直接相关的专利申请数量,分别将两者作为被解释变量,回归结果如表1第(3)、(4)列所示。第(3)列中处理组企业申请的直接相关专利数量,在扩大内需政策实施后平均增加20.05%,且在1%水平上显著;第(4)列的回归结果显示,处理组企业申请的非直接相关专利数量,在政策实施后平均增加15.97%,且在5%水平上显著。由此可见,扩大内需政策不仅对直接相关的技术创新行为产生促进作用,而且对非直接相关的技术创新行为也产生了有力的促进作用。换言之,扩大内需政策对企业创新的影响具有范围广、力度大的特点,并不局限于政策直接相关的技术创新方面。可能的原因在于,扩大内需政策通过信息杠杆效应途径,“撬动”了消费者对于企业各类创新产品的信任和需求,进而增加了企业各类创新活动的预期收益,激励企业的各类创新行为。

综上所述,显著为正且稳定的基准回归结果表明,扩大内需政策对企业创新起到了促进作用,这不局限于与政策直接相关的技术创新方面,而是对企业整体的创新活动起到了有力的促进作用。由此,假说1成立。

2. 内生性问题讨论

(1)工具变量法。本文根据样本企业是否成功入选来设定处理组与控制组,这样的划分方式并不随机,可能存在自选择效应和反向因果联系引致的内生性问题。首先,根据节能补贴政策实施文件,入选企业应具有一定的品牌声誉基础、技术创新能力、充裕产能和资产规模^②;政府部门在确定入选企业时可能存在选择偏好:与政府联系密切的企业,或遭受出口冲击较严重的企业^③可能有更大概率入选。这意味着,企业自身的可观测和不可观测因素既会影响企业能否进入处理组,也会影响企业的创新行为,进而导致回归结果偏误。其次,企业是否成功入选,还可能与企业的创新行为存在反向因果联系。企业的创新活动越频繁,其为政府提供政策咨询、与政府建立合作关系的概率就越高,可能会影响政府的选择偏好,使得创新活动频繁的企业有更大概率入选,这将同样导致回归结果出现偏误。

本文首先使用工具变量法,检验内生性问题是否影响本文研究结论。具体地,选取2003—2007年各地级市居民生活用电支出占城市人均GDP比重^④,用以衡量样本企业发展节能技术的起步早晚。在2008年国际金融危机发生前,中国节能产品市场处于早期发展阶段,节能技术尚未普及。此时,各地级市居民的生活用电成本比重既体现了当地居民节能意识的强弱,也会影响当地节能产品的市场需求规模,进而影响企业发展节能技术。根据节能补贴政策的实施文件,申报产品是否达到规定的能效等级或节能标准,是决定企业能否入选的关键因素。因此,居民生活用

① 根据《绿色技术专利分类体系》,绿色技术是指降低消耗、减少污染、改善生态,促进生态文明建设、实现人与自然和谐共生的新兴技术;而节能补贴政策所涉及的节能产品则是指具有“节能减排”特征的产品。因此,依据《绿色技术专利分类体系》识别出的绿色技术专利,可被认为是与节能补贴政策直接相关的技术专利。

② 以液晶电视为例,企业需要满足的产品标准为:能效等级为1级,能效指数达到1.7及以上,被动待机功率不大于0.5瓦,通过第三方机构的产品性能和能效检测,在中国大陆境内生产和使用,在近3年国家产品质量监督抽查中无不合格;申请企业需要满足的条件为:中国大陆境内注册的独立法人,承诺年推广数量不少于50万台,具有自主品牌或品牌合法使用权,具有完善的销售网络、用户信息管理系统和良好经营状况。

③ 政府部门可能偏好选取遭受负向出口冲击的企业成为入选企业,以帮助其应对出口冲击带来的不利影响。

④ 城市居民人均生活用电量和城市人均GDP数据均来源于相关年份《中国城市统计年鉴》,居民用电价格数据来源于国家发展和改革委员会价格监测中心。

电成本比重越高,当地企业入选节能补贴政策的概率就越大。另外,2003—2007年各地级市居民的生活用电成本比重通常取决于当地的海拔、气候类型、距海远近等自然因素,且为历史变量,在2010年中国居民电价制度进行重大变革、开始施行阶梯电价后,这一指标发生明显变化,因而该工具变量难以通过其他途径直接影响样本企业的创新行为,满足外生性假定。

在汇报第二阶段回归结果前,本文检验了工具变量是否满足合适工具变量的条件:①第一阶段的工具变量回归系数在1%水平上显著为正,如表2第(1)列所示,且F检验统计量大于临界值,表明工具变量满足相关性条件。②为检验工具变量是否通过企业申报成功概率之外的其他途径影响企业创新,借鉴刘维刚(2022)的方法,将核心解释变量 D_{jt} 与工具变量同时放入第二阶段的回归方程中;如果工具变量严格外生排他,则工具变量的回归系数不显著。表2第(3)列的回归结果表明,本文选取的工具变量存在排他性。③LM不可识别检验的统计量在5%水平上拒绝原假设,表明本文所用工具变量是可识别的;Cragg-Donald Wald F统计量在1%水平上拒绝原假设,表明本文所用工具变量不是弱工具变量。

采用工具变量法的第二阶段回归结果如表2第(2)列所示,本文结论不变。这表明,在控制潜在的内生性问题后,扩大内需政策对企业创新仍存在显著为正的影响。

表2 工具变量和匹配方法回归结果

变量	D_{jt}	专利总申请数量		专利总申请数量	
	工具变量法			PSM方法	CEM方法
	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)	排他性检验 (3)	OLS (4)	OLS (5)
D_{jt}		0.3861** (0.1567)	0.2008** (0.0768)	0.2016* (0.1036)	0.2063** (0.0766)
工具变量	0.3334*** (0.0873)		0.0617 (0.0718)		
居民生活用电支出比重					
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
地级市×年份固定效应	否	否	否	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	否	否
行业×年份固定效应	是	是	是	是	是
N	65499	65499	65499	3517	11384
R ²	0.6849	0.0028	0.6958	0.8372	0.7613

注:工具变量为地级市层面数据,因而在第(1)—(3)列将“地级市×年份固定效应”替换为“省份×年份固定效应”,替换后的基准回归结果没有显著变化。

(2)倾向得分匹配(PSM)和广义精确匹配(CEM)方法。根据节能补贴政策实施文件,申报企业需要满足关于品牌声誉、技术创新能力、充裕产能、资产规模等系列要求,这些要求大都为可观测的企业特征变量;而匹配方法恰好可以通过选取可观测的、能够代表企业特征的变量,来有效缓解自选择效应引致的内生性问题。本文首先使用PSM方法,以企业资产规模、现金流量、产成品库存销售比率、全要素生产率、销售市场份额、出口交货值、员工数量作为协变量,逐年对处理组和控制组样本进行匹配。表2第(4)列报告了相应的回归结果,本文结论不变。本文还使用CEM方法,同样基于企业的资产规模、现金流量、产成品库存销售比率、全要素生产率、销售市场份额、出口交货值、

员工数量,进行逐年匹配^①。L₁检验了两组变量间的整体平衡度^②;对比匹配前后的平衡性检验结果发现,L₁显著变小,表明在匹配后,处理组和控制组间的平衡性增强。表2第(5)列报告了相应的回归结果,本文结论不变。

(3)调整控制组企业样本。在控制组中,可能存在一定数量的品牌声誉基础差、技术创新能力低、产能紧张的企业,这将导致处理组和控制组间的非平衡,使得估计结果存在偏误。为此,本文首先使用国家知识产权局商标局提供的企业申请商标数据,计算2001—2010年^③(政策前)企业累计申请的商品商标数量;然后将控制组中累计申请商品商标数量为0的企业剔除,并重新估计基准模型,本文结论不变。^④其次,本文从科学技术部网站整理了被认定为高新技术企业的名单,并将处理组和控制组中的非高新技术企业样本剔除,且为避免高新技术企业认定政策对回归结果的混淆影响,在基准模型中额外加入该政策对应的虚拟变量 $High_tech_{it}$:若企业 f 在时间 t 受到高新技术企业认定政策影响, $High_tech_{it}$ 取值1,否则为0。回归结果仍无显著变化,本文结论不变。^⑤最后,本文使用产成品库存销售比率来衡量企业的产能利用情况(陈小亮等,2021)。统计所有样本企业在2009—2010年(政策前)的年平均产成品库存销售比率,并将低于25%分位数水平的企业样本(主要是控制组企业)剔除,重新估计基准模型,本文结论仍旧不变。^⑥综上所述,处理组和控制组间的非平衡,并不影响本文结论的得出。

3. 其他稳健性检验结果

(1)平行趋势检验。本文使用双重差分模型进行准确估计的前提假定是:在扩大内需政策实施前,处理组和控制组企业申请的专利数量有相同的变化趋势。为检验该假定是否得到满足,本文运用事件研究法,以扩大内需政策实施的前1年作为基准年份,构建各时间虚拟变量与处理组的交互项,并替换基准模型中的核心解释变量 D_{it} ,重新回归估计^⑦。

回归结果如表3所示^⑧。首先,在政策实施前, $D_Year_{it}^{-3}$ 和 $D_Year_{it}^{-2}$ 项系数均不显著,即处理组与控制组企业在专利申请数量的变化趋势上不存在差异,满足平行趋势假定。其次,在政策实施当年及以后,观察表3第(1)、(2)列, $D_Year_{it}^0$ 项系数较小、显著性较弱,而 $D_Year_{it}^1$ 、 $D_Year_{it}^2$ 和 $D_Year_{it}^3$ 项系数较大,至少在5%水平上显著。这表明,扩大内需政策对企业创新的影响具有一定的持续性和滞后性。最后,观察表3第(3)、(4)列,政策对直接相关专利申请具有持续的促进作用,但对非直接相关专利影响的持续性较差。可能的原因在于,使用非直接相关技术的创新产品,其特征与政策发出的质量认证信息差异较大,因而政策的信息杠杆作用较小。

综上所述,事件研究回归结果表明,在扩大内需政策实施前,处理组和控制组企业在专利申请数量趋势上没有表现出差异,满足平行趋势假定;在扩大内需政策实施后,处理组企业的专利申请数量显著增加,与基准回归结果一致,而且该促进作用具有一定的滞后性。

① 首先根据7个协变量的4分位数进行分层,然后在每一层内进行匹配。

② L₁是CEM的输出结果,衡量两组间的不平衡程度。

③ 根据《中华人民共和国商标法》,注册商标的有效期为10年。因此,计算2001—2010年样本企业累计申请的商标数量,以确保注册的商标仍然有效。

④ 剔除没有商标企业样本的回归结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

⑤ 剔除非高新技术企业样本的回归结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

⑥ 剔除低产成品库存销售比率企业样本的回归结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

⑦ 参照基准模型,事件研究法的回归模型设定为: $Innovation_{it} = \alpha + \sum_{j=-3, j \neq -1}^{j=3} \beta_j D_Year_{it}^j + \gamma X_{it} + \lambda_j + r_{it} + h_{it} + \varepsilon_{it}$ 。

⑧ 事件研究的可视化回归结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

表3 事件研究回归结果

变量	专利总申请数量		与政策直接相关的专利申请数量	与政策非直接相关的专利申请数量
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_Year_{jt}^{-3}$	-0.0590 (0.1564)	-0.0598 (0.1507)	-0.0930 (0.1395)	-0.0306 (0.1285)
$D_Year_{jt}^{-2}$	-0.0314 (0.0919)	-0.0015 (0.0904)	0.0539 (0.0718)	0.0041 (0.0911)
$D_Year_{jt}^0$	0.1604* (0.0810)	0.1559* (0.0794)	0.1718*** (0.0469)	0.0979 (0.0905)
$D_Year_{jt}^1$	0.3380*** (0.0571)	0.3276*** (0.0535)	0.2546*** (0.0571)	0.2701*** (0.0397)
$D_Year_{jt}^2$	0.2659** (0.0986)	0.2626** (0.0911)	0.2777** (0.0932)	0.2439** (0.0920)
$D_Year_{jt}^3$	0.2958** (0.1120)	0.2834** (0.1164)	0.4273*** (0.0736)	0.1781 (0.1109)
控制变量	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
地级市×年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是
N	70472	65469	65469	65469
R ²	0.6838	0.6983	0.6622	0.6897

(2)排除其他政策影响。首先,采用虚拟生成的扩大内需政策事件进行安慰剂检验。具体地,将每一处理组企业的政策开始时间分别提前1年和提前2年,同时调整对应的处理组样本,仅保留处理组企业不受真实扩大内需政策影响的观测值,控制组保持不变。利用虚拟生成的扩大内需政策事件,重新估计基准模型。结果显示,核心解释变量系数均不显著,表明虚拟生成的扩大内需政策对企业创新没有显著影响。^①其次,本文将可能受到其他补贴政策影响的企业样本剔除,以避免其他补贴政策对回归结果的影响。具体地,根据企业基本信息数据中的“补贴收入”指标,将在样本期内获得过补贴收入的控制组企业,以及在政策实施前获得过补贴收入的处理组企业,均从回归样本中剔除,重新估计基准模型。结果显示,核心解释变量系数未发生明显变化。^②这表明,基准回归结果不能由其他补贴政策所解释。

(3)其他稳健性检验。本文还进行如下检验:①额外加入补贴收入、管理费用、员工平均工资3个控制变量;②考虑到资产规模可能影响企业的创新行为,将样本中年均资产规模低于25%分位数水平或高于75%分位数水平的企业剔除;③扩大内需政策可能对外资企业存在差异性影响,将回归样本中的外资企业样本剔除;④将位于直辖市或省会城市的企业样本剔除,以避免政府选择偏好的影响;⑤考虑到扩大内需政策冲击的多时点特性,使用堆叠双重差分方法,为各处理时点的组别分别寻找合适的控制组;⑥对于扩大内需政策的多时点特性,还借鉴 Callaway and Sant(2021)的方法,构建CSDID模型,根据处理时点划分处理组别,计算每一处理组别的平均处理效应,再加权平均;⑦将成功入选扩大内需政策名单、但无法与企业基本信息数据匹配成功的209家入选企

① 安慰剂检验结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 剔除受到其他补贴政策影响企业的回归结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

业一同纳入处理组样本;⑧考虑到从研发投入到形成专利产出需要耗费一定时间,将被解释变量提前1期;⑨将2015年专利申请数据与样本企业名单进行匹配,从而将样本期扩展至2009—2015年。上述稳健性检验结果均验证了基准回归结论的可靠性。①

五、机制检验与拓展分析结果

1. 机制检验结果

根据理论部分结论,政策发出的质量认证信息越积极,或者政策认证信息对消费者需求的“撬动”作用越大,扩大内需政策通过信息杠杆效应途径,对企业创新的促进作用就越强。本部分分别衡量政策认证信息的积极程度,以及政策认证信息对消费者购买决策的影响大小,进而对信息杠杆效应这一作用机制进行检验。

(1)政策认证信息的积极程度。根据政策实施文件,节能补贴政策认证的补贴产品大致可以分为两类:能效等级为1级的补贴产品和能效等级为2级的补贴产品。其中,相较于能效等级2级的补贴产品,能效等级为1级的补贴产品筛选过程更严格,产品质量要求更高,技术标准要求更高。换言之,政策对能效等级1级的补贴产品认证作用更大,向消费者传递的质量认证信息更积极。此外,其他条件不变时,企业成功申请的同能效等级补贴产品型号数量越多,意味着该企业满足政策质量要求和技术标准的产品种类越多,即该企业产品的整体质量较高,政策向消费者传递的认证信息就越积极。

据此,本文分别统计每一入选企业成功申报的能效等级为1级和2级的补贴产品数量,并在基准模型基础上,额外加入企业申报两种能效等级的产品数量与 D_{jt} 交互项,对应回归结果如表4第(1)—(4)列所示。可见,交互项系数均至少在5%水平上显著为正,说明企业申请的能效等级1级或2级的补贴产品数量越多,扩大内需政策对企业创新的促进作用就越大。此外,对比表4第(2)、

表4 关于政策认证信息积极程度的检验

变量	专利总申请数量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
D_{jt}	0.1618 (0.0855)	0.1511 (0.0880)	0.1938** (0.0733)	0.1831** (0.0747)
D_{jt} ×能效等级1级产品数量	0.0091*** (0.0020)	0.0088*** (0.0020)		
D_{jt} ×能效等级2级产品数量			0.0051*** (0.0014)	0.0048** (0.0014)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
地级市×年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是
N	47782	47083	47782	47083
R ²	0.6872	0.6886	0.6870	0.6884

注:在34种补贴产品中,有3种补贴产品无法区分为能效等级1级和2级,本文将申请这三种补贴产品的处理组企业和对应补贴行业的控制组企业样本剔除,剔除后的基准回归结果无显著变化。

① 稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

(4)列的回归结果,可以发现,能效等级1级补贴产品对应的交互项系数大小,约为能效等级2级补贴产品的2倍。这说明,对于申请能效等级1级补贴产品的企业,扩大内需政策发出的质量认证信息更积极,对企业创新的促进作用更大。

综上所述,对于成功申请能效等级1级补贴产品的企业,或者企业申请的同能效等级补贴产品数量越多,扩大内需政策向消费者发出的质量认证信息就越积极,通过信息杠杆效应途径,政策对企业创新的促进作用就越强。由此,假说2得到部分验证。

(2)重复历史交易。根据Berlingieri et al.(2021)、江小涓和黄颖轩(2021)的研究,企业成立时间越长,或者销售市场份额越高,企业产品经历的重复历史交易次数就越多。这意味着,大量重复博弈和重复交易得以持续进行,企业产品的质量得到市场检验,消费者对企业产品的质量信息了解就越多,换言之,企业向消费者发出的产品质量信息就越丰富,因而扩大内需政策通过发出质量认证信息、对消费者购买决策的进一步“撬动”作用减弱,对企业创新的影响也减弱。下面据此展开检验。

首先,计算处理组企业成立的时间长度,并根据中位数水平进行分组回归,结果如表5第(1)、(2)列所示。可见,企业成立的时间越短,扩大内需政策对企业创新的促进作用就越大,非对称性检验结果也表明,第(1)列中 D_{jt} 的回归系数绝对值显著大于第(2)列。此外,根据处理组企业成立时间的中位数水平,设置分组虚拟变量与 D_{jt} 的交互项纳入基准模型,结果如第(5)列所示。与假说2相一致,企业成立时间越长,消费者获取关于企业产品质量的信息越丰富,即企业向消费者发出的产品质量信息越多,扩大内需政策的质量认证信息对消费者需求的“撬动”作用就越弱,对企业创新的影响也就越小。

表5 关于重复历史交易的机制检验

变量	专利总申请数量					
	成立时间短	成立时间长	低市场份额	高市场份额	全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D_{jt}	0.2815*** (0.0772)	0.1755** (0.0563)	0.3389*** (0.0937)	0.1409* (0.0702)	0.2844*** (0.0778)	0.3296*** (0.0941)
$D_{jt} \times$ 成立时间长					-0.1125* (0.0588)	
$D_{jt} \times$ 高市场份额						-0.1830 (0.1058)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
地级市 \times 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业 \times 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	64706	64869	64663	64850	65469	65407
R ²	0.6869	0.6967	0.6858	0.6973	0.6982	0.6978

注:第(1)、(2)列 D_{jt} 系数的非对称性检验结果为3.5400*,第(3)、(4)列 D_{jt} 系数的非对称性检验结果为7.9500**。
少量处理组企业在2009—2010年(政策前)缺乏观测值,无法计算其在政策前的销售市场份额,因而将该部分处理组企业样本剔除,剔除后的基准回归结果无显著变化。

其次,基于2009—2010年(政策前)中国工业企业数据,计算各4分位行业企业的主营业务收入总额,用以衡量行业市场规模;然后将样本企业2009—2010年的主营业务收入除以对应行业的市场规模,并取年平均值,得到样本企业的政策前市场份额。计算处理组企业市场份额的中位数水

平,并进行分组回归,结果如表5第(3)、(4)列所示。另外,根据该中位数水平,设置分组虚拟变量与 D_{jt} 交互项纳入基准模型,回归结果如第(6)列所示^①。显然,政策前企业的市场份额越低,消费者对企业产品质量的了解就越少,扩大内需政策通过发出质量认证信息“撬动”消费者需求的作用就越大,对企业创新的促进作用也就越显著。假说2得到进一步验证。

(3)品牌宣传支出。广告宣传与商标品牌是企业向消费者传递产品的质量信息、缓解消费者与企业间信息不对称的重要方式,也是衡量企业自身发出产品质量信息多少的重要指标(Gao and Hitt, 2012; 杜创, 2020; Sahni and Nair, 2020)。下面据此展开检验。

首先,额外使用2010年(政策前)全国税收调查数据,根据企业名称,将其与本文回归数据进行匹配。再利用全国税收调查数据中的“广告费支出”指标,计算处理组企业广告费支出的中位数水平,进行分组回归,结果见表6第(1)、(2)列。此外,设置分组虚拟变量与 D_{jt} 的交互项纳入基准模型,回归结果如第(5)列所示。可见,政策发生前处理组企业的广告费支出金额越大,扩大内需政策对企业创新的促进作用越小。这表明,政策前企业发出的产品质量信息越丰富,扩大内需政策的质量认证信息对消费者购买决策的边际影响越小,因而政策对企业创新的激励作用越不显著。

其次,使用国家知识产权局商标局提供的企业申请商标数据,计算样本企业2001—2010年^②(政策前)累计申请的商标数量。再根据处理组企业的中位数水平进行分组回归,结果如表6第(3)、(4)列所示。另外,设置对应的分组虚拟变量与 D_{jt} 交互项纳入基准模型,结果如第(6)列所示。显然,政策前企业累计申请的商标数量越少,企业向消费者发出的产品质量信息越少,扩大内需政策的质量认证信息对消费者需求的影响越大,“撬动”作用就越强,对企业创新的促进作用也就越显著。由此,假说2得到验证。

表6 关于品牌宣传支出的机制检验

变量	专利总申请数量					
	广告支出少	广告支出多	商标品牌少	商标品牌多	全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D_{jt}	0.3416*** (0.0761)	0.0756 (0.1027)	0.2803*** (0.0713)	0.1304 (0.0766)	0.3429*** (0.0792)	0.2823*** (0.0683)
$D_{jt} \times$ 广告支出多					-0.2645* (0.1389)	
$D_{jt} \times$ 商标品牌多						-0.1523* (0.0778)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
地级市 \times 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业 \times 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	64668	64599	64938	64637	65161	65469
R ²	0.6913	0.6924	0.6967	0.6869	0.6981	0.6982

注:第(1)、(2)列 D_{jt} 系数的非对称性检验结果为6.7000**,第(3)、(4)列 D_{jt} 系数的非对称性检验结果为3.8400*。少量处理组企业在2009—2010年(政策前)缺乏观测值,无法计算其在政策前的广告费支出,因而将该部分处理组企业样本剔除,剔除后的基准回归结果无显著变化。

① 表5第(6)列中的交互项回归系数对应p值为0.12,接近在10%水平上显著。

② 根据《中华人民共和国商标法》规定,注册商标的有效期为10年。因此,计算2001—2010年样本企业累计申请的商标数量,以确保注册的商标仍然有效。

2. 拓展分析结果

首先,本文将企业申请的专利数量进一步细分为发明专利、实用新型专利、外观设计专利三类,对应回归结果如表7第(1)—(3)列所示。可见,扩大内需政策对发明专利和实用新型专利申请均起到了显著的促进作用,且对发明专利申请的促进作用更大;第(3)列结果显示,扩大内需政策抑制了企业申请外观设计专利。根据已有研究,发明专利的技术含量最高,实用新型专利次之,外观设计专利的技术含量较低,被认为是一种表面创新,因此,扩大内需政策促使企业更加注重技术含量较高的创新,而对技术含量较低的外观设计专利申请起到了挤出作用。

其次,本文以工业销售额与出口交货值之差来衡量企业的内销额,并将其作为被解释变量,重新估计基准模型,回归结果如表7第(4)列所示。可见,政策对入选企业的内销额有显著促进作用。这表明,节能补贴政策是扩大内需政策的好的代表。

表7 拓展分析结果

变量	专利总申请数量			企业内销额
	发明专利	实用新型专利	外观设计专利	全部产品
	(1)	(2)	(3)	(4)
D_{it}	0.2703*** (0.0563)	0.2384** (0.0739)	-0.1139** (0.0458)	0.2219* (0.1162)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
地级市×年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是
N	65469	65469	65469	64370
R ²	0.6742	0.6706	0.6098	0.8127

注:少量样本企业的工业销售额与出口交货值之差为负,可能是由于填报错误导致,在第(4)列中将该部分企业样本剔除,剔除后的基准回归结果无显著变化。

六、结论与建议

在供给侧公共政策的创新激励效果较为有限的背景下,如何从需求侧有效激励企业创新,受到学术界和政府部门高度关注。本文基于信息杠杆效应的视角,从理论上阐释了扩大内需政策影响企业创新的内在机制,即通过发出关于入选企业已有产品质量的积极信息,“撬动”消费者对入选企业创新产品的需求,最终对企业的创新投资产生促进作用。然后,本文整理2011—2014年被纳入节能补贴政策的“入选企业—补贴产品”名单,匹配2009—2014年企业基本信息数据与专利申请数据,构建双重差分模型,对理论命题进行检验。结果表明:①在扩大内需政策实施后,相较于控制组企业,处理组企业的专利申请数量显著增加;②扩大内需政策对直接相关的技术专利申请和非直接相关的技术专利申请,均起到了显著的促进作用;③政策发出的质量认证信息越积极,或者企业自身发出的产品质量信息越少,扩大内需政策通过信息杠杆效应途径,对企业创新的促进作用就越大;④扩大内需政策促进了高技术含量创新,挤出了低技术含量创新。当前中国经济正处于创新驱动发展的关键阶段,需要提升企业的研发创新能力,加快形成新质生产力和实现经济高质量发展。基于研究结论,提出以下对策建议:

(1)“有为政府”在推动企业创新过程中,相对于供给侧的支持政策,要更加注重发挥需求侧支持政策的作用。随着创新驱动发展战略的快速推进,中国企业的研发创新能力得到快速提升。当

创新进入新的发展阶段后,在前一阶段起重要推动作用的供给侧政策的激励效果开始减弱。本文研究表明,以扩大内需政策为代表的政策能够为企业创新提供重要推动力,通过向消费者发出关于入选企业产品的质量认证信息,进而显著激励企业创新。因此,在刺激消费的同时,要注重发挥好需求侧政策的质量认证作用。具体地,一方面,要保证企业申报和筛选过程的规范透明,向消费者完全公开筛选过程中的产品质量、生产标准、技术要素等要求,并自觉接受消费者监督;另一方面,要不断强化政府的技术审查能力及项目监管能力,政府部门的技术审查能力及项目监管能力越强,越有利于“撬动”消费者的信任和需求,进而更好地发挥创新激励效应。

(2)探索“阶梯式”产品质量认证模式,提高需求侧政策的认证效率。“阶梯式”质量认证是指通过设置不同梯次的产品质量要求和技术标准,对满足相应条件的企业产品进行分别认证,例如,节能补贴政策对能效等级1级和能效等级2级的产品分别认证。本文的机制检验结果表明,扩大内需政策对能效等级1级和2级产品的质量认证信息均能够促进企业创新,同时,对于发出质量信息较少的年轻企业,扩大内需政策的质量认证信息有更强的创新激励作用。因此,相较于“一刀切”式的高标准质量认证或低标准质量认证,建议探索实施“阶梯式”的质量认证模式,这样既能够提高需求侧政策的认证效率,还能够为那些未达到高标准的年轻企业和中小企业提供质量认证机会,进而有效激励这些企业的研发创新。

(3)建立创新产品质量评估的公共平台,为消费者购买决策提供专业参考。本文研究表明,创新企业与消费者之间存在显著的信息不对称,消费者难以充分获取创新产品的质量信息,低市场需求预期降低了企业的创新投资动力和创新供给。为此,考虑充分利用好政府部门的资源整合优势,联合专业性的技术认定和项目评估机构,建立创新企业所处产业、所生产创新产品的质量评估公共平台,为消费者甄选高质量的创新产品提供专业参考。这能够在更大范围内对企业创新产生激励作用。

〔参考文献〕

- [1]安同良,姜舸,王大中.中国高技术制造业技术测度与赶超路径——以锂电池行业为例[J].经济研究,2023,(1):192-208.
- [2]陈小亮,刘玲君,肖争艳,陈彦斌.生产部门通缩与全局性通缩影响因素的差异性研究——机器学习方法的新视角[J].中国工业经济,2021,(7):26-44.
- [3]戴魁早,刘友金,潘爱民.技术要素市场发展促进了制造业生产率增长吗[J].统计研究,2023,(12):119-131.
- [4]杜创.声誉、竞争与企业的边界——兼论高质量发展背景下的国有企业重组[J].经济研究,2020,(8):153-170.
- [5]高培勇,杜创,刘霞辉,袁富华,汤铎铎.高质量发展背景下的现代化经济体系建设:一个逻辑框架[J].经济研究,2019,(4):4-17.
- [6]黄群慧,陈创练.新发展格局下需求侧管理与供给侧结构性改革的动态协同[J].改革,2021,(3):1-13.
- [7]姜爱华,费堃桀.政府采购、高管政府任职经历对企业创新的影响[J].会计研究,2021,(9):150-159.
- [8]江小涓,黄颖轩.数字时代的市场秩序、市场监管与平台治理[J].经济研究,2021,(12):20-41.
- [9]江小涓,孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J].管理世界,2021,(1):1-19.
- [10]刘春林,田玲.人才政策“背书”能否促进企业创新[J].中国工业经济,2021,(3):156-173.
- [11]刘维刚.生产投入结构变动与企业创新:基于生产网络内生化的分析[J].经济研究,2022,(4):50-67.
- [12]毛昊,尹志锋,张锦.中国创新能够摆脱“实用新型专利制度使用陷阱”吗[J].中国工业经济,2018,(3):98-115.
- [13]孙薇,叶初升.政府采购何以牵动企业创新——兼论需求侧政策“拉力”与供给侧政策“推力”的协同[J].中国工

- 业经济, 2023, (1): 95-113.
- [14] 杨国超, 芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 2020, (9): 174-191.
- [15] 杨冕, 王恩泽, 叶初升. 环境管理体系认证与中国制造业企业出口“增量提质”[J]. 中国工业经济, 2022, (6): 155-173.
- [16] 郑筱婷, 蒋奕, 林曦. 公共财政补贴特定消费品促进消费了吗? ——来自“家电下乡”试点县的证据[J]. 经济学(季刊), 2012, (4): 1323-1344.
- [17] 周泽将, 汪顺, 张悦. 知识产权保护与企业创新信息困境[J]. 中国工业经济, 2022, (6): 136-154.
- [18] Berlingieri, G., L. Marcolin, and E. Ornelas. Service Offshoring and Export Experience [R]. CEPR Discussion Paper, 2021.
- [19] Callaway, B., and A. P. H. C. Sant. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [20] Cheong, C. S., A. O. I. Hoffmann, and R. Zurbrugg. Tarred with the Same Brush? Advertising Share of Voice and Stock Price Synchronicity[J]. *Journal of Marketing*, 2021, 85(6): 118-140.
- [21] Dai, X., Y. Li, and K. Chen. Direct Demand-Pull and Indirect Certification Effects of Public Procurement for Innovation[J]. *Technovation*, <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2020.102198>, 2021.
- [22] Dana, J. D., and K. E. Spier. Bundling and Quality Assurance[J]. *RAND Journal of Economics*, 2018, 49(1): 128-154.
- [23] Draca, M. Reagan's Innovation Dividend? Technological Impacts of the 1980s U.S. Defense Build-Up[R]. CAGE Online Working Paper, 2013.
- [24] Gao, G., and L. M. Hitt. Information Technology and Trademarks: Implications for Product Variety[J]. *Management Science*, 2012, 58(6): 1211-1226.
- [25] Gordon, R., and Sarada. How Should Taxes Be Designed to Encourage Entrepreneurship [J]. *Journal of Public Economics*, 2018, 166: 1-11.
- [26] Grennan, M., and R. J. Town. Regulating Innovation with Uncertain Quality: Information, Risk, and Access in Medical Devices[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(1): 120-161.
- [27] Hakenes, H., and M. Peitz. Umbrella Branding and External Certification [J]. *European Economic Review*, 2009, 53(2): 186-196.
- [28] Hopenhayn, H. A., and F. Squintani. Patent Rights and Innovation Disclosure [J]. *Review of Economic Studies*, 2016, 83(1): 199-230.
- [29] Howell, S. T. Financing Innovation: Evidence from R&D Grants[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(4): 1136-1164.
- [30] Rasmusen, E. B. Leveraging of Reputation through Umbrella Branding: The Implications for Market Structure[J]. *Journal of Economics and Management Strategy*, 2016, 25(2): 261-273.
- [31] Sahni, N. S., and H. S. Nair. Does Advertising Serve as a Signal? Evidence from a Field Experiment in Mobile Search[J]. *Review of Economic Studies*, 2020, 87(3): 1529-1564.
- [32] Shinkle, G. A., and J. A. Suchard. Innovation in Newly Public Firms: The Influence of Government Grants, Venture Capital, and Private Equity[J]. *Australian Journal of Management*, 2019, 44(2): 248-281.
- [33] Strausz, R. A Theory of Crowdfunding: A Mechanism Design Approach with Demand Uncertainty and Moral Hazard[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(6): 1430-1476.
- [34] Yu, J. A Model of Brand Architecture Choice: A House of Brands vs. A Branded House [J]. *Marketing Science*, 2021, 40(1): 146-167.

The Incentive Effect of Enhancing Domestic Demand Power on Enterprise Innovation

YU Chun-hai, MA Ke-wei, SUN Pu-yang
(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: The Chinese government's public policies on innovation incentives are mostly concentrated on the supply side. Although the policy support is strong, the incentive effect still needs to be improved. Therefore, can expanding domestic demand policy effectively stimulate enterprise innovation? This is an important aspect of testing the effectiveness of expanding domestic demand policy. From the perspective of theoretical logic, the purpose of enterprise innovation is to expand the market better and obtain profits, so the demand market for innovation is important. The problems that plague enterprise innovation not only appear in the process of R&D investment and innovation. How to transmit the quality information of innovative products to the market will inevitably constrain the innovation behavior of enterprises.

Against the above background, this paper theoretically explains how the expanding domestic demand policy stimulates enterprise innovation through the information leverage effect. Furthermore, this paper uses the energy-saving subsidy policy aimed at stimulating domestic demand and enhancing domestic demand power from 2011 to 2014, sorts out the list of "selected enterprises-subsidized products" of the policy, constructs a difference-in-differences (DID) model, and empirically tests how the policy influences enterprise innovation through the information leverage effect. The results show that after the implementation of the policy, the number of patent applications of the affected enterprises increased by 22.34% on average, and it is not limited to the technological innovation directly related to the policy. The results are still robust after using instrumental variables and other methods. The mechanism analysis shows that the more positive the quality certification information issued by the policy, or the less product quality information issued by enterprises, the greater the role of the policy through the information leverage effect, and the stronger the incentive effect on enterprise innovation. Additionally, the expanding domestic demand policy encourages enterprises to pay more attention to high-tech innovation.

The possible contributions of this paper are as follows. Firstly, existing literature fully explores the impact of supply-side public policies on enterprise innovation, but lacks attention to demand-side policies. This paper examines the impact of expanding domestic demand policy on enterprise innovation, which not only fills the gap in demand-side related research but also provides a reference on how to stimulate enterprise innovation more effectively. Secondly, existing literature mainly focuses on how the certification information of public policy affects external investors. This paper explores how the certification information of public policy affects consumers' purchase decisions, which is a further supplement to relative research. Thirdly, this paper explores how the expanding domestic demand policy can exert the information leverage effect, enriching the research perspective on information leverage behavior.

Finally, the following policy recommendations are proposed. In the process of promoting enterprise innovation, the government should pay more attention to the role of demand-side support policy. It is suggested to explore the stepwise product quality certification model to improve the certification efficiency of demand-side policies. The government can also build a public platform for innovative product quality assessment to provide an official reference for consumers' purchase decisions.

Keywords: enhancing domestic demand power; expanding domestic demand policy; innovation incentive; information leverage effect

JEL Classification: O31 D82 L60

[责任编辑:覃毅]