

# 绿色创新、“寻扶持”与内外监管：

## 策略性创新的新识别视角\*

刘相锋 张宇力 谢倩莹

文章所属专业委员会领域：企业与产业经济学

**内容提要：**策略性创新是阻碍中国提升创新高质量发展的重要障碍。那么，有效识别策略性创新，并实施对该类型创新行为的有效监管是学界、实务界乃至政府必须面临的核心问题。因此，本文构建以专利引用率为核心的策略性创新衡量指标，尝试利用动态面板模型重新评估 1999–2019 年中国沪深股市 A 股上市公司的策略性创新行为，并剖析导致该行为的诱导机制和企业实施内外监管的有效性。经研究，我们发现：第一，策略性创新往往具有一定的行为惯性，其中 28.4%来自于以往策略性记忆。这反映策略性创新与实证性创新均具有行为记忆，说明企业策略性创新行为具有创新行为经验累积特征。第二，政府环保激励型政策会对企业策略性创新产生较强的诱导作用，经过系列稳健性检验和内生性检验后依然成立。第三，企业高级管理层曾担任政府职位级别越低、企业所有权为非国有企业或企业属于重点污染行业，政府环保补贴政策会显著增加企业采取策略性创新的意愿。第四，融资约束是环保补贴诱导企业策略性创新的重要路径，当融资约束较低时环保补助的诱导效应并不明显，随着该约束的强度增加时，该诱导效应也会在短期和长期方面增强。最后，企业内部监管机制并未起到制约和监督策略性创新行为作用，外部监管机制将提升信息披露质量，通过政府、媒体以及外部投资人等渠道，有效降低企业的策略性创新意愿。

**关键词：**策略性绿色创新 环境规制政策 补助诱导 治理机制

### 一、引言

创新能力及其水平一直以来深受学界和政府的广泛关注，其对经济发展的质量起到至关重要的作用。习近平总书记在多个重要场合，明确指出“创新是引领发展的第一动力”“科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑”。<sup>①</sup>特别地，在党的二十大会议上，“创新驱动发展战略”更是被确定为我国国家战略，其重要战略意义被提升到新的高度。专利作为创新能力重要的衡量指标和关键载体，其数量和质量的水平直接体现创新水平高低。因此，各级政府制定以刺激专利增长为目标的扶持政策，实现创新水平的大跨越和战略赶超（Li, 2012；龙小宁，2015）。但是，不容忽视的重要现实问题是，我国专利的实际转化率较低<sup>②</sup>，

---

\* 刘相锋，浙江财经大学中国政府管制研究院副研究员，邮政编码：310018，电子邮箱：liuxiangfeng85@zufe.edu.cn；张宇力（通讯作者），南开大学经济学院，邮政编码：300071，电子信箱：zhangyuli1996@163.com；谢倩莹，浙江财经大学中国政府管制研究院博士研究生，邮政编码：310018，电子信箱：qianyingxie@zufe.edu.cn。本研究获得国家自然科学基金青年项目(72003168)、教育部人文社会科学研究青年基金(18YJC790105)和浙江省自然科学基金一般项目(LY19G030016)的资助。作者特别感谢王俊豪教授、唐晓华教授以及唐要家教授对本文提供的建议和支持，文责自负。

① 资料分别来源于习近平总书记 2013 年 9 月 30 日的《十八届中央政治局第九次集体学习时的讲话》和 2013 年 7 月 17 日的《在中国科学院考察工作时的讲话》。

② 根据新京报报道，2022 年，我国发明专利产业化率增至 36.7%，但是科研单位发明专利产业化率为 13.3%，而高校发明专利产业化率仅为 3.9%。网址：<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1760332990997253904&wfr=spider&for=pc>。

出现大量专利“泡沫”和专利“假象”等问题（张杰等，2016），关键技术专利水平与第二大经济体地位不相符<sup>①</sup>。如何在保证专利增长的前提下，最大程度识别出微观主体的策略性创新行为（黎文靖和郑曼妮，2016），并能够进行有效监管是我国进一步提升创新能力亟待解决的问题。

学术界普遍认为，桎梏我国企业创新水平高质量发展的一个现实问题在于：创新主体的动机不聚焦于通过实质性创新实现效率提升（王红建等，2016、2017），而是更加关注于创新的显性标识——专利数量——能否获得政府提供的扶持政策，从而获得显性或隐形“福利”（高良谋和李宇，2009）。虽然，这符合理性人的诉求，但其导致无效的策略性创新挤占大量社会资源（蒋伏心等，2013），难以形成社会福利最大化，从而造成配置效率损失。

关于企业的创新动机类型，整体上可以归纳为实质性创新和策略性创新两大类（黎文靖和郑曼妮，2016）。在研究中，识别策略基本都采用专利类型数量，其前提假设均依据企业申请专利难度，从而推断相应申请专利的价值。这种方法以实用新型专利与外观设计专利申请数量之和作为策略性创新衡量指标（黎文靖和郑曼妮，2016；王永贵等，2022），优势在于专利类型的数据获得性较强，相应计算结构系数较为容易。但是，这难以解释为什么高校和科研机构作为发明专利的主要申请主体，其专利常常被搁置和浪费。2022年1-9月，中国高校（含港澳台高校）的中国专利公开量为412528件，其中发明申请和发明授权量占到77%<sup>②</sup>，但实际我国高校2022年发明专利产业化率为3.9%<sup>③</sup>。这说明利用专利类型作为衡量创新主体动机的指标，在方法上存在一定偏误问题。主要由于专利类型本身属于动机中性概念，而策略性创新概念具有一定负面动机偏向，因而利用该方法得到结论势必否定了专利类型的基本属性，即分类标准本身并无“歧视性”。因此，该指标在评估如服装等行业时，容易形成选择性偏误类的内生性问题，过高估计外型设计类型企业的策略性创新水平，进而得到的结论和对策也难免有失偏颇。

基于上述问题，本文尝试分析现有的策略性创新衡量策略存在的两种内生性偏误问题，即双向因果问题和选择偏误问题。同时，本文提出新的识别策略，在专利质量理论的基础上，以专利被引用率为核心，构建策略性创新的衡量指标。该方法的优势在于：首先，专利被引用率是国际上衡量专利质量的通用做法（Tong, 2014），以此衡量企业的创新动机不仅体现专利的经济价值，而且以应用结果为导向，能够更加准确刻画创新水平（Trajtenberg, 1990）。其次，专利被引用程度体现了专利在领域的技术重要程度（Albert et al., 1991），通常是同行对专利认可程度的集中表现。结合创新主体的动机，当企业的专利申请者出于“寻扶持”目的进行专利创新时，专利并不会得到同行或业界的广泛认可，难以支撑同源专利创造，那么没有被引用的专利必然有别于实质性创新。因此，该识别策略不仅体现专利的实际价值，更能够有效利用业界认可程度克服信息不对称问题，进而达到分离策略性创新和实质性创新的目的<sup>④</sup>。最后，该方法并不以专利数量为核心，而以引用结果为导向，能够有效克服由于分行业或企业性质评估时存在的内生性选择偏误问题，从而形成一致性估计。

基于上述分析，本文尝试引入策略性创新的新识别策略，并试图重新评估企业为“寻”政府产业政策扶持而产生策略性创新行为，以更加准确回答“策略性创新效应”“其形成的诱导机制”以及“内外部监管效果如何”三个核心问题。本文研究指出：第一，策略性创新

① 根据中国科学院科技战略咨询研究院（以下简称战略咨询院）发布《2021 技术聚焦》报告显示，日本和美国的三方专利覆盖 95% 的关键技术焦点，处于全球第一梯队。我国三方专利仅覆盖 50% 的技术焦点，与韩国和法国处于第三梯队。

② 数据来源：深圳高校知识产权创新服务大数据平台、壹专利数据库以及 Incopat 专利数据库。网址：[https://mp.weixin.qq.com/s?\\_biz=MzlyOTAyMDUxOQ==&mid=2653470237&idx=3&sn=972203d1b38aedbdca5e0ac2088192f&chksm=f3951815c4e291037b34a249f834393a3c664411f81caca6cc08f0cfa7fad69feb6625e49b38&scene=27](https://mp.weixin.qq.com/s?_biz=MzlyOTAyMDUxOQ==&mid=2653470237&idx=3&sn=972203d1b38aedbdca5e0ac2088192f&chksm=f3951815c4e291037b34a249f834393a3c664411f81caca6cc08f0cfa7fad69feb6625e49b38&scene=27)。

③ 根据新京报报道，2022 年，我国发明专利产业化率增至 36.7%，但是科研单位发明专利产业化率为 13.3%，而高校发明专利产业化率仅为 3.9%。网址：<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1760332990997253904&wfr=spider&for=pc>。

④ 这里需要着重说明的是，策略性创新和实质性创新的识别难点在于，两种创新都会直接或间接提升企业生产效率（王永贵、李霞，2023）。加之，存在企业与研究者的信息不对称，利用企业提供信息实现企业专利动机区分上加难。相对研究者而言，同源专利的从业者相比之下更具有优势，因而专利被引用水平直接反应企业动机，即从未被引用专利一定说明该专利并非为实质性技术提升。

往往具有一定的行为惯性,其中 28.4%来自于以往策略性记忆。这说明策略性创新与实证性创新均具有行为记忆(Fedai 等, 2013; 胡彬和万道侠, 2017; 刘青, 2022),说明企业策略性创新行为具有创新行为经验累积特征,因此有效区分两者是极具挑战性的。因此,对其策略性创新实施监管和治理一方面要追本溯源,另一方面也要制定长效动态机制,不能一蹴而就。第二,在控制企业规模、企业利润率等重要影响因素后,政府环保激励型政策会对企业策略性创新产生较强的诱导作用,这一结论经过系列稳健性检验和内生性检验后依然成立。第三,产业政策、企业产权性质及所属行业的差异对企业策略性创新产生不同影响效应。企业高级管理层曾担任政府职位级别越低、企业所有权为非国有企业或企业属于重点污染行业,政府环保补贴会显著增加企业采取策略性创新的意愿。本文没有得到直接证据说明国有企业创新策略是追求专利产出量,这与黎文靖和郑曼妮(2016)和 Tong 等人(2014)并不一致。相反,民营企业可能处于融资渠道和资金链条稳定性原因,更加倾向于“寻扶持”。第四,融资约束是环保补贴诱导企业策略性创新的重要路径,当融资约束较低时环保补助的诱导效应并不明显,随着该约束的强度增加时,该诱导效应也会在短期和长期方面增强。最后,企业的内部监管机制并没有起到制约策略性创新行为作用,而外部监管能够有效降低信息不对称程度,并通过政府、媒体以及外部投资人等渠道,有效降低企业的策略性创新意愿。

## 二、文献回顾

### (一) 关于策略性创新的文献回顾

企业不同的创新动机会导致不同的创新行为选择,学术界将其具体分为两大类型:策略性创新和实质性创新(黎文靖和郑曼妮, 2016)。策略性创新主要指企业为了获取政府财政扶持,通过追求创新的“数量”和“速度”来迎合政府相关政策制度的创新行为(王永贵和李霞, 2022)。这种创新行为通过发送虚假创新信号,主要关注创新数量而非创新质量,不具备提升企业创新水平的作用,创新过程体现出策略行为倾向性(Tong et al., 2014)。相应地,实质性创新是企业为了提升自主创新能力、获得垄断利润和持续竞争优势,进而积极开展高质量的研发创新活动(邢会等, 2019)。实质性创新强调“质量”,有助于扩大市场竞争优势和实现高质量发展。相较而言,实质性创新要求企业承担更高的研发成本和不确定性风险,而策略性创新仅仅需要对现有技术和产品的加工改造,目的是追求短线收益和政府认可,因此,企业开展策略性创新的激励更强。

本质上,策略性创新是一种低质量专利的体现。专利作为创新活动的重要成果,现有研究多使用企业专利数量来衡量企业的创新能力,然而,不同创新动机带来的专利质量之间存在差异,它们对于企业提升创新绩效的影响也不一致。学术界对于专利质量的内涵一般解释为专利给专利权人带来的经济回报(郑素丽和宋明顺, 2012)。因专利价值具有时效性、不确定性和差异性,同时兼具技术价值、市场价值和法律价值(万小丽和朱雪忠, 2017),并且没有特定的专利交易市场,专利实际质量难以观察,因此学术界发展各种指标用于衡量专利质量(Trajtenberg, 1990; Lanjouw & Schankerman, 2004)。其中一个应用较为广泛的专利质量衡量指标为转发引用数,它反映了专利的技术重要性。当专利是后续创新的基础时,就会发生正向引用。因此,正向引用次数越多,代表专利质量越高。Trajtenberg(1990)将专利被引用量引入专利价值研究,认为专利的被引用数量可以用来衡量专利技术的重要性,从而反映创新的经济价值信息。Lanjouw & Schankerman(2001)通过研究知识产权诉讼成本与研发投资激励,证实了专利被引用量作为专利价值指标的有效性。Hall & Jaffe(2005)使用专利被引用量衡量专利价值,表明专利的额外引用会使专利市场价值增加,而且自我引用比外部引用更有价值。除此之外,其他用于衡量专利价值的重要指标包括专利申请中的权利要求数量(Tong & Frame, 1994)、出售专利价格(Harhoff et al., 2003)、参与专利发明人数(Wuchty et al., 2007)、基于专利续期费的专利价值(Zhang et al., 2014)和专利新颖性(Jia et al., 2019)。

综上,根据已有研究可知,采用专利类型进行衡量策略性创新,不足获取和识别关于企业创新行为和创新质量特征的信息。本文区别于国内现有文献普遍采用实用新型专利与外观设计专利申请数量之和作为策略性创新衡量指标(黎文靖和郑曼妮,2016;王永贵等,2022),参考国外衡量专利价值的普遍做法,重新审视和评估企业的策略性创新行为,即以市场评价的专利引用数衡量专利质量,专利引用频率越高,说明专利技术含量和后续影响越大,反之,专利引用频率越低,说明专利技术重要性越低,对企业后续创新发展无实质性影响。

## (二) 政府补贴对创新的影响

企业创新活动通常具有高成本性与高风险性,技术溢出效应使创新成果产生正外部性,短期内企业投资回报率往往低于社会平均收益率,导致企业研发投入不足(安同良等,2009)。因此政府对企业投资创新活动的干预,增加对企业研发活动的财政支持力度,是促进创新要素合理配置以及弥补“市场失灵”的重要手段。政府对企业创新的激励性政策工具主要有增加财政补贴、税收优惠、专利保护政策和技术规制等(Croppe & Oates, 1992),其中,政府补贴是影响企业进行创新活动的关键因素。

目前关于政府补贴对企业创新产出的影响并没有达成共识。一种观点认为,政府补贴对企业创新产出具有显著的正向作用。根据“市场失灵”理论,企业进行研发活动存在正外部性,政府对其创新补贴可以激励企业投资创新活动(解维敏等,2009)。在知识产权保护不完善的情形下,私人收益低于社会收益,政府的创新补贴是企业持续进行创新活动的重要途径(廖信林等,2013)。Holger & Strobl (2007)分别考察政府研发补贴对以色列和爱尔兰制造业企业创新投入的影响,研究发现政府研发补贴能有效提升企业创新产出绩效,降低企业生产成本,激励企业未来投入原本净现值为负的创新项目。Howell (2017)研究美国能源部设立的小企业研发创新补贴项目发现,研发补贴提高了企业获得风险投资的概率,特别是中小企业和初创企业,通过为企业提供“试错”机会,促进高质量专利等创新产出增加以及创新成果转化。童馨乐等(2022)研究政府研发补贴对企业创新的激励作用,发现政府研发补贴对企业研发投入存在显著的数量激励,相应地,企业扩大研发投入有效增加了企业专利数量。政府补贴对企业创新产出具有正向影响的可能原因在于:降低创新成本与缓解融资约束。一方面,政府研发补贴为企业研发活动所需资金,直接减少研发初期高额的创新成本,降低企业研发投入的风险预期,进而增加了企业的失败容忍度与研发成功概率,提高创新产出(张杰等,2015);另一方面,企业获得政府补贴,可视为政府对企业认可的背书行为,帮助企业获得金融机构以及外部投资者的信任,提升企业进行创新活动的动力和意愿,并提高创新产出绩效(伍健等,2018)。

针对政府补贴的创新效应不能够达成共识的原因在于,企业创新动机难以有效识别和区分。目前,学者们也逐步关注到上述问题,并开始探究政府补贴对不同类型企业研发投资行为和研发产出的影响(张杰等,2015)。政府补贴可能会促进企业专利数量的增加,但抑制专利质量的提升。面对大量政府补贴,企业倾向于以策略性创新挤出或替代本应进行的实质性创新(余芬等,2021),其目的并非为了实质性地提高企业的技术竞争力,而是为了获取政府补贴,表现为对政府政策和监管的迎合(黎文靖和郑曼妮,2016)。Dang & Motohashi (2015)使用中国工业企业的专利数据,检验专利数量是否可以代表中国创新能力,研究结果表明,专利数量与政府专利补贴计划密切相关,Eberhardt et al. (2017)也得出类似的研究结果,中国专利数量的爆炸式增长,主要是受直接鼓励专利申请的政府补贴所驱动。进一步分析可以发现,政府补贴导致企业策略性创新的主要原因为补贴过程中信息不对称带来逆向选择问题(杨亭亭等,2018),高额的研发补助容易诱发企业管理者产生机会主义行为,倾向将政府研发补贴挪用至能够为企业或自身带来短期利益的活动中(李青原和肖泽华,2020),进而抑制企业实质性创新绩效的提升。企业以寻求补贴而进行的策略性创新,不能真正提高其专利产出质量与创新绩效,导致政府财政补贴资源错配,从而严重降低了政策对企业创新

的激励效果。除此之外,受短期经济利益驱使和政策驱动所引致的专利申请及策略性创新行为,实质上并不会带来企业在技术方面的长期知识积累与进步,最终导致企业自身的技术创新与生产经营缺乏持续性(邢斐和董亚娇,2017)。由于企业持续创新源于知识的长期积累,若企业仅以一时的创新“数量”满足获得政府补贴的“硬性”指标,而非将资金用于产品升级等实质性创新活动,企业后续创新活动将很难持续进行(余芬等,2021)。因此,从现有研究可推测,政府补贴在促进企业创新“数量”增加的同时,也将会产生委托代理问题,导致企业采取策略性创新行为,进而抑制创新绩效的提升。

### (三) 融资约束形成机制与内外部监管机制

在竞争日益激烈的市场环境中,企业内部资金已不能满足企业发展和提升核心竞争力的需求,寻求外部融资已成为必然。政府扶持性政策,例如补贴政策,将为企业提供降低其融资约束的路径。一方面,政府补助可以作为企业无偿获取的资源补充,直接增加企业内源融资,缓解企业创新研发投入压力,并借此降低企业的融资约束程度(郭玥,2018);另一方面,政府补贴通过信号传递机制,通过降低企业与外部投资者之间的信息不对称程度,为企业争取更多的外部融资。与此同时,获得政府补贴的企业,既得到简单且大规模的外部收益又拥有一个宽松的外部融资环境(肖兴志和王伊攀,2014),而没有获得政府补贴的企业,会面临更为紧张的资金供给,创新活动的外部融资难度增加。由于政府在挑选企业进行补贴时,会自动选择创新技术能力强的企业,故为缓解内外部融资约束,企业有激励进行低质量的策略性创新向政府发送“创新”信号。

企业与外部投资者之间的信息不对称,是造成融资瓶颈的关键因素之一(康立和肖云峰,2020),也是造成政府补贴难以精准激励创新的重要原因。企业信息披露质量的提高,能有效降低投资者、政府与企业之间的信息不对称,从而缓解公司受融资约束所形成策略性创新。通常,创新型公司的信息披露质量较低(Holmstrom,1989),企业为争取更多外部融资,倾向于夸大企业技术优势或隐藏技术研发风险。而对于外部投资者来说,筛选创新水平高、有潜力的企业,需要付出高昂的信息甄别成本,企业信息披露质量低会导致信息劣势方面面临逆向选择和道德风险问题。大量研究显示信息披露质量与企业融资成本呈显著负向关系,Diamond(1985)和Merton & Robert(1987)指出高水平的信息披露质量会减少外部投资者获取信息的成本,并且较高信息披露质量的公司资本市场中更具吸引力。曾颖和陆正飞(2006)通过分析中国上市公司的信息披露质量与其股权融资成本的关系,发现信息披露质量会对其股权融资成本产生积极影响。Cheng et al.(2014)研究发现,企业信息披露质量对融资约束存在显著正向影响,同时也承担更低的代理成本。李力等(2019)以中国重污染行业上市企业为研究样本,表明碳绩效好的企业倾向于信息披露,通过增强自身信息可识别性使其区分于绩效较差的企业,企业提高碳信息披露质量具有降低股权融资成本的效果。可以看出,信息披露质量的提高可通过克服逆向选择和道德风险问题,缓解融资约束,进而减少企业采取策略性创新行为。

内部监管是企业风险管理与运营治理的一系列动态手段,其贯穿于企业技术创新决策、生产、运营等各个环节中,不仅可以保证企业按既定方向生产经营,而且可以持续监督企业创新进展的过程。从理论上讲,企业内部控制质量增强能够提高公司内部治理水平,有效减少管理层的机会主义行为,降低企业与外部投资者之间的信息不对称程度,并能通过对企业策略性行为的监督提高企业创新绩效(黎来芳等,2022)。除此之外,提高内部控制水平可通过缓解企业融资约束进而减少企业策略性创新的动机。企业内部权责分配明确,可以向外部投资者传递企业治理效率的信号,增强对企业的认可度,提高企业融资能力(Grant et al.,2013);企业内部控制又可以畅通企业与外部投资者沟通渠道,缓解多方信息不对称的状况,产生一定的杠杆效应,从而降低企业融资约束(许艳,2021)。王运陈等(2015)研究发现内部控制可以对企业R&D业务流程进行监控,具体表现在监控立项审批、关注相关人员管

理、检验项目成果等方面，最终对企业 R&D 效率起到积极的促进作用。李万福等（2011）研究发现内部控制可以有效降低代理风险，通过监控企业交易，以防止股东与关联方因利益输送导致企业挪用研发资金，从而被迫放弃有利于企业长效发展的创新项目。而另一方面，一些学者则质疑内部控制能否发挥其功能并抑制策略性创新行为。与以信息披露为代表的外部治理相比，没有强制约束力的内部治理使得管理者可能出现机会主义行为，导致企业进行策略性创新。Klein（1998）认为独立董事因缺乏独立性而可能无法对管理层实施有效监督，引起管理层采取机会主义行为，出现无序投资和创新绩效低下的问题。同时，策略性创新不同于实质性创新，企业创新质量短时间内难以评估，这增加内部管理层迎合政府补贴政策的激励，采取提升显性创新数量、降低隐性创新质量的机会主义行为，进而对企业实质性创新造成扭曲。

综上，在政府补贴与策略性创新之间存在某种作用机制，即政府补贴通过降低企业的融资约束，帮助企业获得更多资源，而企业为了获得政府补贴以缓解融资约束而选择策略性创新。除此之外，在信息披露质量低以及内部治理缺失的情况下，管理层基于代理问题而引发的机会主义行为，选择实施策略性创新导致创新绩效低下。因此，拓展信息沟通渠道、优化内部治理可以缓解融资约束进而弱化企业策略性创新动机。

### 三、研究设计

#### （一）策略性创新的识别策略及描述性分析

##### 1. 传统策略性创新识别方法的内生性偏差问题

本文设定策略性创新为  $P_{jt}^s$ ，若根据传统策略性创新识别方法，即采用实用新型专利与外观设计专利两种类型的申请数量之和（或比例）衡量策略性创新，则该方法反映为  $P_{jt}^s = F(P_{jt}^U, P_{jt}^E)$ 。其中， $P_{jt}^U$  和  $P_{jt}^E$  则分别表示实用新型专利与外观设计专利的两种专利数量。

当学者评估产业政策可能诱导企业策略性创新时，可以设定相应计量模型为：

$$P_{jt}^s = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{jt} + \alpha X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

其中， $Policy_{jt}$  表示为政策评估的变量，通常可采用双重差分进行替代，即上述计量模型通常会呈现出双重差分形式。因此，这里便会出现一个显著的估计偏误问题，即当产业政策选择以专利数量为判断是否实施政策标准时，由于  $P_{jt}^s$  该指标是以专利数量为基础的函数形式，因而策略性创新与政策实施会产生双向解释关系——政策实施与否以专利数量为标准，政策实施又会引起策略性创新——从而造成内生性偏差问题。

此外，利用该传统指标评估策略性创新对不同行业或性质企业影响时，将产生选择性内生性偏差问题。这里我们假设以下计量模型：

$$y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 P_{jt}^s + \beta X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

若此时考察的行业恰好为外观和实用设计类行业，则行业内可以观察到的企业实则存在一个隐含条件，即为  $d_{jt} = 1\{V(P_{jt}^U, P_{jt}^E, \omega_{jt}) \geq 0\}$ 。其中， $\omega_{jt}$  表示企业生产率， $V$  表示企业经济价值。继而，可以推论得到：

$$d_{jt} = 1\{\omega_{jt} \geq \omega_{jt}^*(P_{jt}^U, P_{jt}^E)\} \quad (3)$$

式(3)说明行业内实用新型专利与外观设计专利数目越多，创新能力相对较强，则生存下来的概率越大（Olley & Pakes, 1996）。因此，上文计量模式(2)实则为：

$$E[y_{jt} | P_{jt}^s, X_{jt}, d_{jt} = 1; \beta] \quad (4)$$

由式(3)可知，式(2)中的  $P_{jt}^s$  必然与内生性选择偏差项  $d_{jt} = 1\{\blacksquare\}$  存在相关性，这说明式(2)中  $\beta_1$  的估计必然有偏，无法得到一致性估计。

综上所述，我们发现利用专利类型对策略性创新进行衡量核心问题在于，专利类型实则是一个中性概念，而策略性创新则实则带有一定情感倾向性或负面倾向，因而利用这种评估方式必然有偏误性。

## 2.策略性创新的新识别策略设计

基于上述问题,本文界定策略性创新是指企业当年度申请并获批专利在识别窗口期内均没有获得引用,因而该专利并没有真正意义上得到市场转化或业界应用。从创新动机角度看,企业发明该专利的目标主要为获取经营以外的其他收益,如政府补贴、税收优惠以及科技企业头衔等,因而本文将之视为创新策略性行为(黎文靖和郑曼妮,2016)。对于识别企业的策略性创新行为,本文采取以下识别策略:

第一步:确定策略性创新的识别窗口。本文依据数据特征,主要将2020年作为策略性创新识别窗口,即 $T = 2020$ 。

第二步:确定企业的实质性创新的集合。

$$\forall t \in \{1, 2, \dots, T\}, E_{jt} = \{i | n_{t+k}^i \in \mathbb{Z} \geq 1, k \in [0, T - t] \subseteq \mathbb{Z}\} \quad (5)$$

其中, $t$ 表示企业申请专利时间, $k$ 表示专利自授权后的第 $k$ 年度, $n$ 表示第 $t$ 年度企业获得授权第 $i$ 专利<sup>①</sup>引用个数, $i$ 表示第 $j$ 个企业的专利编号。因此上述公式 $E_{jt}$ 反映了第 $t$ 年度第 $j$ 个企业的实质性创新集合。

第三步:计算企业策略性创新行为概率。第 $j$ 企业第 $t$ 年度的创新策略性行为的发生概率可以表示为:

$$P_{jt}(S_{jt} = \neg E_{jt}) = 1 - \frac{Card(E_{jt})}{Card(P_{jt})} \quad (6)$$

其中, $S_{jt}$ 表示企业的策略集合,因而 $P(S_{jt} = \neg E_{jt})$ 表示企业实施策略性创新行为的概率。同时, $Card(\cdot)$ 表示集合的数量, $P_{jt}$ 表示第 $t$ 年度的第 $j$ 企业的总体获得授权的专利总数。

第四步:由于专利是否被使用往往与专利申请距离观测期的时间具有一定相关性(张古鹏和陈向东,2012),即存在较“年轻”或颠覆性专利在观测窗口期被从来没有被引用,但未来可能被引用的问题(黎文靖和郑曼妮,2016)。因此,本文将采用线性拟合的方式对企业实施策略性创新行为的概率进行剔除专利“年龄”的干扰,即通过构建策略性创新与专利“年龄”回归模型,然后剔除上述干扰。这里主要采用回归模式后,再进行估计值进行衡量策略性创新,其中回归方程为公式(7):

$$P_{jt}(S_{jt} = \neg E_{jt} | age) = \alpha_0 + \alpha_1 age_{jt}^{pat} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

最后一步:利用剔除专利“年龄”干扰因素的策略性创新估计值对真实策略性创新进行衡量,即 $\widehat{P}_{jt}(S_{jt} = \neg E_{jt} | age)$ <sup>②</sup>。

## 3.策略性创新的描述性分析

图1中实线表示没有去除专利“年龄”的策略性创新发生概率,而虚线则表示去除的情况。对比两条曲线趋势和情况,可以发现2005年之前策略性创新的概率显著提升,这是由于这部分专利距离观察期时间较为久远,使其策略性创新概率被时间降低了,从而导致严重低估这阶段发生策略性创新的概率,进而产生“现在创新效果大不如以前”的错觉。因此,从图1的虚线情况看,2007年之前企业在策略性绿色创新方面一直处于较为稳定状态,而2007年之后,这种策略性绿色创新行为进入快速增涨期。从现实看,2007年7月环保总局、人民银行以及银监会联合出台了《关于落实环境保护政策法规防范信贷风险的意见》,标志着绿色信贷的诞生。那么,企业是否会针对一系列的绿色信贷、环保补贴激励政策,产生大量策略性绿色创新行为(产生无效绿色专利)以迎合政策,还有待进一步验证和分析。同时,从图1可以更显著发现,2017年策略性创新水平出现指数级下滑趋势,这可能与2017年新

① 这里,我们将采用授权专利而非申请专利的原因在于,专利申请虽然知识产权总局将授予专利号,但是专利真正可进入应用或引用必须经历授权环节,因而本文研究前假设是专利必须可以被引用。一般而言,知识产权总局将对申请专利进行严格审查,涉及侵权或违法等问题将宣告无效,国家知识产权总局还将给出合法的解释。

② 在进行线性回归过程中,由于随机扰动因素存在,可能使得相应的概率分布出现小于0大于1的情况,这与概率的定义不相符。为避免出现该问题,可采用标准化函数将其映射到[0,1]区间,本文为简化处理采用并归式处理方式,将小于0的一律取0,而将大于1的部分并归为1。

版《专利审查指南》(以下简称指南)实施和随后颁布国家标准《专利代理机构服务规范》(标准号:GBT34833-2017)具有密切关系。《指南》施放“三大利好”<sup>①</sup>使得整体专利数量得到释放,商业模式的专利申请将获得重视。与此同时,国家又紧抓专利申请机构的服务规范,提高专利申请的间接成本,使得无效或策略性创新的收益呈现急速下滑态势。

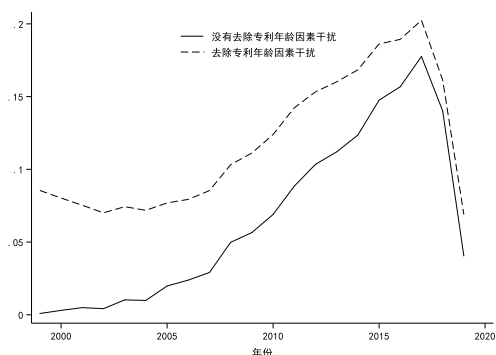


图 1 去除和保留专利“年龄”的企业策略性创新发生概率情况

## (二) 变量选择

### 1.核心解释变量

本文主要分析相应环保补助政策对策略性创新的影响,因而衡量指标主要选择政府环保补助率( $lnsubsidies_{jt}$ )。政府环保补助额度主要来源于上市公司的年报附录中,本文主要根据补助的项目明细关键词进行手工检索和收集,其中关键词主要以“绿色”“环保补贴”“环境”“可持续发展”“清洁”“节能”等与环保相关的内容。在收集相应环保补助额度的基础上,本文将该值采取自然对数的形式进行表达。

### 2.控制变量

根据已往相关研究文献,本文控制了以下变量:(1)企业规模( $lnSize_{jt}$ ),该指标主要采用企业资产规模的自然对数形式进行衡量。(2)企业负债水平( $lnDebt_{jt}$ ),其主要反应企业的负债水平,主要采用企业期末总负债的自然对数进行处理。(3)资产报酬率( $Rate\_profit_{jt}$ ),该指标反映公司的盈利水平和能力,其以期末净利润与总资产的比值进行衡量。(4)资产投入( $lnK_{jt}$ ),主要采用上市企业的固定资本净值的自然对数形式进行衡量。除了以上四类控制变量以外,本文还采用年度(Year)和省份(Province)的虚拟变量进行固定效应的控制。

### 3.分组变量

本文的分组变量选取,主要依据企业的自身特征和行业特征展开,以此分析策略性创新行为在不同类型企业呈现异质性效应。具体而言,分组变量包括企业是否具有政治背景、企业产权性质以及企业所在行业是否为重点污染行业。

<sup>①</sup>“三大利好”分别为:第一,涉及商业模式的专利申请不被排除可能获得专利权。第二,涉及计算机程序的专利申请撰写方式更灵活。第三,无效宣告程序中的专利权利修改更宽容。



(1) 企业是否具有政治关联。为更加详细刻画企业的政治背景, 本文主要参考潘红波等(2008)、杨其静(2011)以及于蔚等(2012)的做法, 在是否具有政治背景(PC)指标构建基础上, 还加入了政治背景等级水平(PClevel)衡量指标。其中, 当上市企业的董事长、总经理或其他高层次管理者任意一人担任或曾任政府官员, 则指标PC取值为1, 否则该值为0。进一步, 本文还将按照参考政府、党委(纪委)、人大或政协常设机构、检察院和法院的任职职务等级标准, 对企业高管中担任政府官员的最高职务进行定序划分<sup>①</sup>。其中, 当高管的曾担任最高职务为科级干部, 则PClevel取值为1; 当高管的曾担任最高职务为处级干部, 则PClevel取值为2; 当高管的曾担任最高职务为厅级干部, 则PClevel取值为3; 当高管的曾担任最高职务为部级干部, 则PClevel取值为4; 当无政治关联时, 则PClevel取值为0。

(2) 企业性质。主要依据上市公司的产权性质( $Type_{jt}$ )按照国有企业、民营企业以及外资企业三大类进行异质性分析。当企业为国有控股及集体企业(本文简称为国有企业)时, 则 $Type_{jt}$ 取值为1; 当企业产权性质为民营企业时, 则 $Type_{jt}$ 取值为2; 当企业产权性质为外资及港澳台企业(本文简称为外资企业)时, 则 $Type_{jt}$ 取值为3。

(3) 企业污染程度。对于企业污染程度的分组变量, 本文主要参考韩超等(2017)研究思路, 重点以《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函(2008)373号)中重污染行业划定标准为参考依据, 即火电、钢铁、水泥、电解铝等16个重点污染行业。因此, 本文通过上市企业的四位数行业代码, 将总样本重点和非重点污染行业两大类。其中, 当第j个企业属于重点污染行业时, 则 $wuran_{jt}$ 取值为1, 否则为0。

#### 4. 策略性创新的形成机制及内外部监管机制变量

##### (1) 策略性创新的形成机制: 融资约束( $Sa\_index$ )

本文考察策略性创新的形成机制, 主要分析融资约束对企业创新动机的影响。因此, 本文主要参考Hadlock & Pierce(2009)、鞠晓生等(2013)以及余明桂等(2019)研究思路, 首先对金融类和ST及ST\*类型的上市企业进行剔除, 然后构建关于企业规模和企业年龄的SA指数(Hadlock & Pierce, 2009), 再对所估计的SA指数进行绝对值和1%的缩尾处理(鞠晓生等, 2013; 余明桂等, 2019), 最终得到本文采用的融资约束衡量指标。其中, 当 $Sa\_index$ 变量变大时, 这说明企业受到的融资约束便越大。

##### (2) 内外部监管机制: 独立董事制度( $rate\_d$ )和信息披露质量( $kv\_index$ )

###### ——内部监管: 独立董事制度

由于独立董事制度往往被认为对于企业经营者行为动机具有内部监督作用, 并对执行董事的行为能够起到指导和修正作用(王华和黄之骏, 2006)。本文借鉴赵昌文等(2008)、梁权熙和曾海舰(2019)的研究经验, 采用独立董事所占董事会席位的比例( $rate\_d$ )作为衡量指标, 主要采用独立董事人数/董事会人数进行计算。

###### ——外部监管: 信息披露质量

针对上市企业的外部监管的衡量变量, 本文主要采用企业信息披露质量( $kv\_index$ 指数)反映的是市场信息情况, 其能够有效评价上市公司与外部信息不对称程度(林长泉等, 2016; 刘贯春, 2023)。对于该指标的内容构成, 其不仅包括强制性信息披露内容, 而且包括自愿性信息披露内容, 因而该指标能够全面反应上市公司的真实信息情况(徐寿福和徐龙炳, 2015)。本文构建该指标主要依据投资者股票收益率对股票交易量依赖程度(杨志强等, 2020), 当信息披露相对及时率较高时, 说明投资者对交易量的依赖程度较弱, 则投资者完全可以依赖于公开信息对投资价值进行研判(陈运森等, 2019)。其计算公式为:

$$\ln |p_{i,d}| = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{Vol_{i,d}}{Vol_{i,o}} - 1 \right) + \varepsilon_{i,d} \quad (9)$$

<sup>①</sup> 当然, 本文对于副职一并归入到正职等级, 例如副厅级干部归入到厅级干部级别。

其中，式（9）中的 $p_{i,t}$ 表示第*i*个上市公司股票在第*d*个交易日的价格波动率，其值由收盘价与开盘价的变化率计算获得。式（9）中的 $Vol_{i,t}$ 则表示第*i*个企业在第*d*个交易日的交易量（亦可称为股数），而 $Vol_{i,0}$ 则表示第*i*个企业一个年度的日平均日交易量。然后，本文再针对每一个上市公司每一年进行分组回归，从而估计式（9）中参数 $\alpha_1$ ，进而构建相应 $kv\_index$ 指数，即：

$$kv\_index = \alpha_1 \times 10^6 \quad (10)$$

从式（10）看， $kv\_index$ 指数值越大，说明投资者的投资收益依赖交易量程度越高，因而信息披露程度质量越不理想。

### （三）数据来源

本文的数据主要来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）、Wind 数据库、上市公司年报以及 CSMAR 国泰安数据库四个方面。其中，本文使用的专利引用数据主要来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）提供的授权专利的引用数量。同时，考虑到企业可能存在自我引用提高专利引用率的情况，本文还利用该数据库提供专利自引用量数据进行匹配和剔除。关于上市企业高管的政治背景数据资料，本文主要通过 Wind 数据库提供的上市高管背景信息进行加工获得。此外，政府对上市企业的环保补贴数据，主要对公司年报进行关键词检索获得。企业的其他控制变量数据来源，主要来自 CSMAR 国泰安数据库。本文对研究所涉及的财务指标均采用 1%缩尾和剔除缺失值等方法进行处理，数据描述性统计参见表 1 所示。

表 1 研究所涉及变量描述性统计

变量类型	变量	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$P_{jt}$	策略性绿色创新	33436	0.140	0.290	0.000	1.000
核心解释变量	$lnsubsidies_{jt}$	环境补助水平	33436	2.800	5.550	0.000	21.490
控制变量	$lnK_{jt}$	固定资产净值	33436	20.120	1.740	0.000	27.320
	$lnSize_{jt}$	企业规模	33436	21.920	1.330	10.840	28.640
	$lnDebt_{jt}$	企业负债水平	33436	21.000	1.610	11.600	28.060
	$Rate\_profit_{jt}$	企业利润率	33436	0.130	0.010	0.080	0.550
	$PC_{jt}$	是否有政治关联	33436	0.260	0.440	0.000	1.000
分组变量	$PCLevel_{jt}$	政治关联类型	33436	0.830	1.460	0.000	4.000
	$Type_{jt}$	企业性质	33436	4.690	1.280	1.000	7.000
	$wuran_{jt}$	是否为重点污染行业	33436	0.460	0.500	0.000	1.000
形成机制与内外监管机制变量	$rate\_d$	内部监管： 独立董事占比	33436	0.350	0.090	0.000	0.800
	$kv\_index$	外部监管： 专利和补助详细信息披露	33436	0.430	0.190	0.000	1.980
	$Sa\_index$	诱导机制： SA融资约束指数	33436	3.990	1.480	1.130	9.100

注：除了观测值数量以外，其他统计量均保留小数点后三位有效数字。

## 四、实证分析

### （一）基准计量模型构建

由于企业的策略性创新行为往往伴随着一定的行为惯性（Fedai et al.,2013；胡彬和万道侠，2017；刘青，2022），因而本文将采用动态面板模型进行刻画。同时，考虑到环境激励型政策的滞后性，本文将政策分别纳入当期和滞后期进行考虑。由此得到计量模型为：

$$P_{jt} = \beta_0 + \beta_1 P_{jt-1} + \beta_2 lnsubsidies_{jt} + \beta_3 lnsubsidies_{jt-1} + \alpha' X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (8)$$

其中，式(8)中 $lnsubsidies_{jt}$ 表示相应环境激励型政策补助额度， $X_{jt}$ 则表示企业的控制变

量集合，其包括了企业规模( $\ln Size_{jt}$ )、资产负债率( $\ln Debt_{jt}$ )、资产报酬率( $Rate\_profit_{jt}$ )以及资产投入( $\ln K_{jt}$ )等。 $\epsilon_{jt}$ 表示相应随机扰动项，假设其服从独立同分布条件。

(二) 基准回归结果与内生性检验

表 2 报告基准模型的回归结果，其中第 (1) ~ (2) 列报告了双固定效应模型和动态面板模型估计下利用环保补助政策对策略性创新的影响。结果显示，策略性创新具有较强的自由惯性。同时，相对于双固定效应模型，动态面板模型将考虑到自回归效应存在内生性，因而模型 (2) 将对策略性创新的行为惯性效应实现无偏估计，即上一期实施策略性创新大约提升当期策略性创新发生概率约为 0.274 个百分点。虽然，本文采用动态面板基准模型考虑到动态模型的内生性问题 (Douglas 等, 1988)，但是环保激励型政策与策略性创新可能存在内生性问题。一方面，企业会基于自身对政策解读和了解，实施相应创新策略性行为，从而实现营业外收益和环保补助。另一方面，政府将依据企业创新结果实施政策扶持，从而实现政策落地，但这又再次激励企业迎合政府扶持政策。因此，本文尝试借鉴 Anderson & Hsiao (1981) 和 Arellano & Bond (1991) 以及 Roodman (2009) 的研究思路，分别采用环保补助的滞后一阶和滞后所有阶数作为工具变量进行回归，第 (3) ~ (4) 列分别汇报了相应两种工具变量所估计的结果。结果显示，从环保补助政策在当期的估计系数来看，无论采用哪种工具变量回归都显著为正，说明环保激励型政策在当期会产生较强的诱导作用，分析其出现的原因可能在于，企业为获取政府补贴以缓解融资约束，往往以策略性创新挤出或替代实质性创新，表现为绿色创新活动动机是对政府政策和监管的迎合。本文在比较模型 (2)~(4) 的 Wald 统计量基础上，后文的实证分析主要采用模型 (4) 为基准计量模型，该模型不仅考虑被解释变量的动态内生性问题，而且考虑到核心解释变量的内生性问题。

表 2 环保补贴对策略性绿色创新影响：基准模型选择与统计结果

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	双固定效应模型	动态面板模型	内生性检验	
			工具变量回归一	工具变量回归二
$P_{jt-1}$	0.119*** (19.163)	0.274*** (18.853)	0.264*** (17.735)	0.265*** (18.725)
$\ln subsidies_{jt}$	0.001*** (2.700)	0.001 (1.536)	0.007*** (4.667)	0.004*** (2.960)
$\ln subsidies_{jt-1}$	0.000 (1.278)	0.001* (1.836)	-0.001 (-1.183)	0.000 (0.044)
$\ln K_{jt}$	0.005*** (3.225)	0.005** (2.028)	0.004* (1.649)	0.005** (2.151)
$\ln Size_{jt}$	0.018*** (4.396)	0.023*** (3.741)	0.021*** (3.267)	0.023*** (3.802)
$\ln Debt_{jt}$	0.004 (1.500)	-0.001 (-0.166)	-0.001 (-0.304)	-0.003 (-0.676)
$Rate\_profit_{jt}$	0.656*** (2.633)	1.261*** (2.727)	1.811*** (3.989)	1.595*** (3.580)
常数项	-0.554*** (-11.222)	-0.700*** (-6.596)	-0.683*** (-6.521)	-0.699*** (-6.893)
时间	控制	控制	控制	控制
个体	控制	控制	控制	控制
观察值	29947	26580	26580	26580
Wald统计量		1888.455	1895.424	2060.096

Sargan统计量	535.797***	537.538***	597.385***
AR(1)	-24.694***	-25.008***	-24.640***
AR(2)	5.693***	5.748***	5.607***
最大似然值	11324.842		

注：参数估计值小数点后保留三位有效数值；括号中的内容为统计量，小数点后保留三位有效数字；表中\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%显著水平。

### (三) 稳健性检验

为防止方法转化和核心解释变量选取差异造成对研究结论的干扰，本文将采用将动态GMM模型两步估计转换为一步估计方法以及替换解释变量两种方法进行稳健性检验。第一，采用One-step估计方法。考虑到本文采用估计方法可能会对实证结果产生影响。表3的模型(2)的报告结果发现，策略性创新的行为惯性和激励型政策当期诱导效应与基准模型(1)的估计保持一致。第二，替换解释变量。本文采用环保补助与企业资产规模的比值 $rate\_subject$ 作为替代变量进行估计，表3模型(3)的估计结果与基准模型基本一致。综上所述，估计结果显示，本文发现的策略性创新行为惯性和政策诱导效应的结论十分稳健。

表 3 稳健性检验

	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	基准模型	One-step估计	替换解释变量
$P_{jt-1}$	0.265*** (18.725)	0.235*** (20.362)	0.256*** (315.781)
$lnsubsidies_{jt}$	0.004*** (2.960)	0.006*** (4.665)	
$lnsubsidies_{jt-1}$	0.000 (0.044)	-0.001 (-1.178)	
$rate\_subject$			1.629*** (380.438)
$rate\_subject_{t-1}$			0.737*** (92.981)
$lnK_{jt}$	0.005** (2.151)	0.006 (1.639)	0.007*** (844.342)
$lnSize_{jt}$	0.023*** (3.802)	0.028*** (3.245)	0.026*** (990.623)
$lnDebt_{jt}$	-0.003 (-0.676)	-0.004 (-0.713)	0.001*** (54.252)
$Rate\_profit_{jt}$	1.595*** (3.580)	1.178** (2.433)	1.565*** (324.958)
常数项	-0.699*** (-6.893)	-0.713*** (-6.138)	-0.859*** (-411.943)
时间	控制	控制	控制
个体	控制	控制	控制
Wald统计量	2060.096	2341.343	4.81e+09
观察值	26580	26580	26580

注：参数估计值小数点后保留三位有效数值；()中的内容为统计量，小数点后保留三位有效数字；表中\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%显著水平。

#### (四) 异质性分析

##### 1. 有政治背景企业是否更愿意“寻扶持”

从企业创新视角分析,企业高管具有政治背景,可以让企业以较低利率获得贷款,政治关联度越高的企业融资约束越低 (Infante & Piazza, 2014),这将减少融资约束对企业进行策略性创新的诱导效应。同时,具有政治背景的企业更易获得关于政府技术创新政策信息(创新补贴政策和税收优惠政策),企业借助信息优势并利用策略性创新“寻扶持”,这将导致企业减少实质性研发投入水平(杨晓妹和刘文龙, 2019)。那么,政治关联度的差异性对企业策略性绿色创新影响几何?不同类型的政治关联是否存在显著异质性影响?

表4的第(1)~(2)列报告政治关联有无条件下产业政策对策略性创新诱导效应估计结果。结果显示,无论有无政治关联,企业都会受到产业政策的诱导,并在当期产生显著的策略性创新行为。同时,还可以发现有政治关联的上市企业,其策略性创新的行为惯性反而相对较小。究其原因,这可能与“官员型”高管所造成的大量政治成本和代理成本所致 (Sapienza, 2004; 万华林和陈信元, 2010; 逯东等, 2012),这导致大量资源分配到非生产性支出中,相应策略性创新必须成本也将被挪用。这意味着,政治关联将严重影响企业的资源分配,必然也将影响企业的行为决策。从策略性创新角度看,政治关联是一把双刃剑,虽然其的确能够有效遏制企业策略性行为,但也将严重损害企业的绩效水平(杨其静, 2011; 于蔚等, 2012)。

表4的第(3)~(7)列报告了不同类型政治关联使得产业政策对策略性创新影响效应情况。结果显示,高管曾担任级别越高,那么企业的策略性创新行为惯性越大。同时在曾担任部级干部的高管影响下,政府激励型政策对企业的策略性创新的诱导作用呈现负向关系。究其原因,这可能与高管曾担任的官员级别和业务高度相关,科级官员担任企业高管后,为体现更多的“经济”价值,其将更多资源分配到非生产性领域,同时其在任官员期间更加了解业务操作细节和重要节点,因而对政策解读和迎合政策更具有优势。相反,曾任部级干部的高管则更多利用自己的声誉和影响力为企业谋取收益,他们更加爱惜自己“羽毛”,并不会在为迎合政策方面实施策略性创新行为。这意味着,从监管和治理策略性创新行为角度看,不能够忽视“低职级官员型”高管的负面效应,这种效应不仅仅体现在企业内部资源配置方面,而且体现实施迎合政策的策略性行为方面。

表 4 政治关联背景异质性下策略性绿色创新估计结果

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
	无政治关	有政治关	政治关联细分				
	联	联	无关联	科级干部	处级干部	厅级干部	部级干部
$P_{jt-1}$	0.230*** (15.733)	0.100*** (6.225)	0.230*** (15.733)	-0.058*** (-18.259)	-0.024*** (-210.683)	-0.002* (-1.752)	0.061*** (7.486)
$lnsubsidies_{jt}$	0.004*** (3.224)	0.004*** (4.092)	0.004*** (3.224)	0.004*** (49.631)	0.002*** (271.695)	0.006*** (70.305)	-0.005*** (-12.458)
$lnsubsidies_{jt-1}$	-0.000 (-0.676)	-0.000 (-0.295)	-0.000 (-0.676)	0.001*** (6.230)	-0.001*** (-84.234)	-0.001*** (-4.307)	0.003*** (11.964)
$lnK_{jt}$	0.004 (1.411)	0.011** (2.399)	0.004 (1.411)	0.007*** (3.169)	0.016*** (92.955)	0.004** (2.194)	0.007 (1.486)
$lnSize_{jt}$	0.016** (2.499)	-0.010 (-0.985)	0.016** (2.499)	0.013** (1.973)	0.005*** (14.810)	-0.002 (-0.598)	0.021** (2.176)
$lnDebt_{jt}$	-0.000 (-0.099)	0.009 (1.384)	-0.000 (-0.099)	0.036*** (7.574)	0.009*** (39.747)	-0.002 (-0.893)	0.003 (0.500)

<i>Rate_profit<sub>jt</sub></i>	0.759 (1.599)	0.951*** (2.617)	0.759 (1.599)	6.126*** (6.566)	0.226*** (15.683)	2.947*** (13.960)	1.315*** (7.972)
常数项	-0.444*** (-3.844)	-0.246* (-1.725)	-0.444*** (-3.844)	-1.884*** (-13.123)	-0.553*** (-119.229)	-0.339*** (-7.129)	-0.739*** (-7.472)
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald统计量	1183.348	260.290	1183.348	1.21e+05	2.20e+07	45003.318	3108.383
观察值	19352	7228	19352	411	1374	2321	3122

注：参数估计值小数点后保留三位有效数值；括号中的内容为统计量，小数点后保留三位有效数字；表中\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%显著水平。

## 2. 国有企业是否更愿意实施创新策略

企业股权异质特征是影响企业获得政府环保补贴、创新激励以及绿色技术研发能力差异性的重要因素。表5的第(1)报告了国企的环保补助对策略性绿色创新的影响效应情况，第(2)~(3)列报告民营企业和外资企业的环保补助对策略性绿色创新影响效应情况。结果显示，环保补贴的系数仅在非国企组别显著为正，环保补贴增加对非国企的策略性创新有显著正向促进作用，而在国企组中其系数不显著。不同产权性质下，环保补助对策略性创新影响不同的原因可能在于，国企配合政府承担着部分公共职能，无论是否有环保补贴以及补贴数量多少，国企都需要进行降碳减排的绿色实质性创新。相较于非国有企业，国企的“软预算约束”使其更容易从金融市场上筹集到绿色技术研发资金，绿色技术研发风险抵御能力强，研发部门和研发投入更为稳定。同时，非国有企业不具备国企在融资方面的天然优势，融资约束高和融资难度大是非国有企业最大痛点，因而其存在为获得政府补贴进行策略性创新更强动机。总体而言，关于国有企业的策略性创新行为的考察结论与黎文靖和郑曼妮(2016)、Tong等人(2014)并不一致，这主要由于对于策略性创新衡量的前提假设并不相同，本文更多考虑专利的实际应用和转化价值而非专利类型。这表明，并没有直接证据说明国企的创新策略(Innovation Strategy)一定是追求专利产出量，而忽略实际专利产出的质量(黎文靖和郑曼妮，2016)。相反，民营企业可能会由于更加依赖于融资渠道和资金链条稳定性，对于可能更加倾向于“寻扶持”，这点从表5的模型2中结果可见一斑。

表5 股权性质异质性地环保补贴对策略性绿色创新影响

	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	国有企业	民营企业	外资企业
$P_{jt-1}$	0.244*** (23.204)	0.227*** (69.977)	0.085*** (49.900)
$lnsubsidies_{jt}$	0.000 (0.902)	0.001*** (6.474)	-0.000*** (-7.377)
$lnsubsidies_{jt-1}$	0.000 (0.957)	0.001*** (5.195)	-0.002*** (-40.934)
$lnK_{jt}$	0.007** (2.158)	0.006*** (3.294)	0.005*** (10.510)
$lnSize_{jt}$	0.030*** (3.797)	0.019*** (3.915)	-0.004*** (-2.643)
$lnDebt_{jt}$	-0.005 (-1.083)	0.004 (1.289)	0.005*** (5.229)
$Rate\_profit_{jt}$	0.731** (2.380)	3.809*** (6.062)	5.742*** (59.990)

常数项	-0.715*** (-7.430)	-1.028*** (-11.706)	-0.819*** (-35.345)
时间	控制	控制	控制
个体	控制	控制	控制
Wald统计量	2743.875	21056.780	4.57e+07
观察值	14112	10880	791

注：参数估计值小数点后保留三位有效数值；()中的内容为统计量，小数点后保留三位有效数字；表中\*\*\*, \*\* 和\* 分别代表 1%, 5%和 10%显著水平。

### 3.污染企业是否更具策略性创新动机

鉴于重污染行业的绿色转型发展是实现“双碳”目标的关键途径，政府近年来已向该行业的企业投入大量绿色技术研发补助，旨在引导重污染行业提升绿色创新绩效，因此探究不同行业下环保补贴对企业策略性创新的影响具有重要的实践意义。从表 6 的 (1) 和 (2) 列分别报告重污染行业与非重污染行业中环保补贴政策对企业的绿色创新动机影响。结果显示，环保补助引致企业策略性绿色创新在不同污染程度行业的影响具有显著差异性，非重点污染行业体现为短期较强的诱导效应，而重点污染行业则以长期诱导效应为主。究其原因，可能在于重污染行业中的企业环境绩效差，往往受到更大程度的政府监管力度，重污染行业的企业为了扭转现状往往需要获得政府长期的认证效应（于芝麦，2021），从而规避其市值由于其行业特征带来的损失。但是，非重点污染企业的创新动机更加聚焦于融资约束减缓，相应提升绿色效率的任务并不急迫和必要，因此其短期策略性创新行为的诱导作用将更加强烈。

表 6 行业异质性下环保补贴对策略性绿色创新影响

	模型(1)	模型(2)
	非重点污染行业	重点污染行业
$P_{jt-1}$	0.279*** (43.579)	0.206*** (30.901)
$lnsubsidies_{jt}$	0.008*** (14.705)	0.001*** (2.603)
$lnsubsidies_{jt-1}$	-0.001 (-1.523)	0.001*** (4.327)
$lnK_{jt}$	0.004** (1.963)	0.010*** (3.291)
$lnSize_{jt}$	0.018*** (3.188)	0.049*** (7.068)
$lnDebt_{jt}$	-0.007* (-1.759)	-0.013*** (-2.763)
$Rate\_profit_{jt}$	-0.290 (-0.751)	1.152*** (5.108)
常数项	-0.222*** (-2.752)	-1.093*** (-13.582)
时间	控制	控制
个体	控制	控制
Wald统计量	7672.691	6897.234
观察值	14413	12167

## 五、进一步分析

在上文关于策略性创新的效应和异质性分析基础上,本文进一步探究策略性创新的诱导和形成机制,并尝试从内外两个层面分析监管治理策略性创新方法和有效性。

### (一) 策略性创新的形成机制

专利作为缓解融资约束的信号机制可能对企业专利质量造成抑制效应。这主要由于中国国内专利评估机构普遍缺乏权威性,企业只需缴纳费用就能够为其专利进行虚假估值,致使许多专利评估机构存在为了迎合自身利益需求而虚高专利估值的现象,从而使得专利估值背离了专利真正的市场价值(张杰等,2016)。中国不少企业或者研究机构进行专利申请以及获得专利授权的目的只是把专利作为向客户或市场传递企业具有市场竞争优势的一种信号。企业竞争优势市场信号传递效应表现为企业在宣传自身竞争优势时将拥有授权专利数量的多少,作为证明企业竞争实力的外在表现,而对于专利自身质量的高低以及专利的产业化运用价值并不关注。那么,企业为了缓解融资约束,是否存在策略性创新行为呢?仍然有待进一步检验。

表7的第(1)~(2)列报告了融资约束对策略性创新行为的形成效应估计结果。结果显示,环保补助对企业的策略性创新行为诱导作用与融资约束的强弱相关,当企业面临的融资约束程度越高,激励型产业政策对策略性创新行为诱导作用将产生正向诱导作用,相反则未必。该结论也论证上面异质性分析的结论,即污染重点行业中的企业往往面临更高的融资约束,因而政策的诱导作用往往形成短期和长期持续性正向作用。究其原因,可能在于当企业被标记为重污染的标签后,其融资约束程度提升,在企业融资约束的诱导作用下企业必将考虑长期获得政策性“无息或低息”补贴。一方面,这样企业能否通过获得政府环保补贴的一次性资金注入摊销掉高成本带来的收益损失。另一方面,企业也想通过获得政府环保政策所释放“信号效应”,摘掉重点污染的帽子从而降低融资约束。

### (二) 内外部监管机制分析

从理论上来看,以信息披露为代表的外部治理有助于缓解信息不对称进而降低融资约束,企业的外部压力也因外部利益相关者的关注增加而提高,外部资金和外部压力的增加均有助于促进企业绿色创新。另一方面,没有强制约束力的内部治理使得管理者可能出现机会主义行为,导致企业进行策略性创新。Klein(1998)认为独立董事因缺乏独立性而可能无法对管理层实施有效监督,引起管理层采取机会主义行为,出现无序投资和创新绩效低下。同时,策略性创新不同于实质性创新,企业创新质量短时间内难以评估,这增加内部管理层迎合政府补贴政策的激励,采取提升显性的创新数量、降低隐性创新质量的机会主义行为,进而对企业实质性创新造成扭曲。基于上述理论分析,企业的内外部监管机制是否能够有效抑制企业的策略性创新行为呢?仍然需要实证检验和分析。

表7的第(3)~(6)列报告内外部监管对企业策略性绿色创新的调节效应。结果显示,内部监管在抑制企业策略性创新存在失灵,独立董事制度在审查监督企业创新投资等方面未能发挥应有作用。就其原因,可能在于以独立董事制度为代表的内部监管缺乏独立性,存在独立董事无法实施有效监督而使得经营者出现机会主义行为,即促使企业追求短期的绿色创新数量,从而变相降低绿色创新质量(Klein,1998)。同时,本文以KV指数度量的企业信息披露程度表明,KV指数越小,企业信息披露质量高,说明外部监管强度相应越大。表7的(5)~(6)估计结果显示,在较强的信息披露质量作用下,企业采取策略性绿色创新寻求扶持的意愿会显著降低。究其原因,可能的原因在于信息质量披露将形成强烈的外部监管,使得政府或外部投资者有效甄别企业绿色技术创新水平和绿色技术产出,企业隐藏实际创新信息的难度随信息披露质量的增加而增加。此外,当外部投资者通过有效信息发现企业迎合创新行为,则投资者将重点考虑企业违规行为风险问题,其会降低对该企业投资意愿,进而



损害企业声誉和股价，此时企业的策略性绿色创新意愿将大幅下降。

表 7 策略性创新的形成机制与内外治理

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	基准模型	形成机制	内部监管		外部监管	
			基准模型	独立董事	基准模型	信息披露
$P_{jt-1}$	0.269*** (19.381)	0.267*** (19.262)	0.269*** (19.381)	0.268*** (19.364)	0.269*** (19.381)	0.262*** (20.078)
$lnsubsidies_{jt}$	0.001* (1.723)	-0.002** (-2.201)	0.001* (1.723)	-0.002 (-0.875)	0.001* (1.723)	-0.004*** (-2.889)
$lnsubsidies_{jt-1}$	0.000 (1.310)	-0.003*** (-3.042)	0.000 (1.310)	-0.001 (-0.742)	0.000 (1.310)	0.001 (0.838)
$lnK_{jt}$	0.006** (2.360)	0.005** (2.236)	0.006** (2.360)	0.006** (2.334)	0.006** (2.360)	0.006*** (2.646)
$lnSize_{jt}$	0.025*** (4.177)	0.023*** (3.786)	0.025*** (4.177)	0.025*** (4.200)	0.025*** (4.177)	0.024*** (4.074)
$lnDebt_{jt}$	-0.002 (-0.604)	-0.002 (-0.506)	-0.002 (-0.604)	-0.002 (-0.611)	-0.002 (-0.604)	-0.001 (-0.195)
$Rate\_profit_{jt}$	1.249*** (2.808)	1.220*** (2.822)	1.249*** (2.808)	1.250*** (2.808)	1.249*** (2.808)	1.130*** (2.643)
$lnsubsidies_{jt}$ $\times Sa\_index_{jt}$		0.001*** (3.000)				
$lnsubsidies_{jt-1}$ $\times Sa\_index_{jt-1}$		0.001*** (3.526)				
$lnsubsidies_{jt}$ $\times rate\_d_{jt}$				0.006 (1.167)		
$lnsubsidies_{jt-1}$ $\times rate\_d_{jt-1}$				0.004 (0.962)		
$lnsubsidies_{jt}$ $\times kv\_index_{jt}$						0.009*** (3.374)
$lnsubsidies_{jt-1}$ $\times kv\_index_{jt-1}$						-0.001 (-0.475)
常数项	-0.718*** (-7.068)	-0.652*** (-6.457)	-0.718*** (-7.068)	-0.710*** (-7.015)	-0.718*** (-7.068)	-0.716*** (-7.292)
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	26580	26580	26580	26580	26580	26580
Wald统计量	2015.536	2130.741	2015.536	2023.320	2015.536	2196.104

## 六、结论与启示

本文尝试修正和完善黎文靖和郑曼妮（2016）、Tong 等人（2014）关于策略性创新方面研究，通过构建以专利引用率为核心的策略性创新衡量指标，捕捉政府环境补助对上市公司策略性创新行为的影响效应，并深入剖析该效应的形成机制和内外部监管的有效性。研究结果表明：第一，策略性创新往往具有一定的行为惯性，其中 28.4%来自于以往策略性记忆。

这说明策略性创新与实证性创新均具有行为记忆 (Fedai 等, 2013; 胡彬和万道侠, 2017; 刘青, 2022), 说明企业策略性创新行为具有创新行为经验累积特征, 因此有效区分两者是极具挑战性的。因此, 对其策略性创新实施监管和治理一方面要追本溯源, 另一方面也要制定长效动态机制, 不能一蹴而就。第二, 在控制企业规模、企业利润率等重要影响因素后, 政府环保激励型政策会对企业策略性创新产生较强的诱导作用, 这一结论经过系列稳健性检验和内生性检验后依然成立。第三, 产业政策、企业产权性质及所属行业的差异对企业策略性创新产生不同影响效应。企业高级管理层曾担任政府职位级别越低、企业所有权为非国有企业或企业属于重点污染行业, 政府环保补贴会显著增加企业采取策略性创新的意愿。第四, 融资约束是环保补贴诱导企业策略性创新的重要路径, 当融资约束较低时环保补助的诱导效应并不明显, 随着该约束的强度增加时, 该诱导效应也会在短期和长期方面增强。最后, 企业的内部监管机制并没有起到制约策略性创新行为作用, 而外部监管能够有效降低信息不对称程度, 并通过政府、媒体以及外部投资人等渠道, 有效降低企业的策略性创新意愿。

根据上述结论, 本文提出以下几个方面的启示:

第一, 完善政府环保补贴的政策设计, 防止企业出现策略性绿色创新行为。政府补贴应该更具有灵活性和针对性, 引导企业向实质性创新转变。完善奖惩机制, 建立起完备的监督、甄别与反馈机制, 对于“骗补”(违反研发协议、采取策略性创新行为)的企业需加重惩罚力度, 对企业的策略性绿色创新行为形成“威慑”, 并将诚信不良企业纳入“黑名单”, 对其以后申请政府研发补助进行限制。

同时, 政府应根据创新项目的难易程度、推广应用价值等实行不同的补贴政策。对于技术含量高的企业创新项目, 应加大事前支持力度, 推动企业实质性创新, 而对于技术含量相对较低的企业创新项目, 需要合理的引导和适当的扶持, 并在事后根据最终创新成果的质量进行激励性补贴, 提高整体创新质量。在政府实施创新补贴政策的具体方式上, 使用贷款贴息补贴方式对企业自主创新能力提升的促进效应, 要好于直接的无偿资助补贴方式, 因此, 建议政府更多地采用贷款贴息的扶持方式, 作为政府创新补贴政策的实施重点。

第二, 完善金融市场体系, 减少企业创新的融资约束。通过全面推进金融体系改革, 提高市场机制对金融资源的配置效率, 解决企业融资难和融资贵的问题。政府需要大力发展多层次的资本市场, 完善银行信贷资源配置制度, 通过向创新型企业补贴来发送良好的认证信号, 帮助市场投资者认清真正优质的创新企业, 消除对民营和中小企业的信贷歧视, 提高补贴效率。同时, 可以设立专项资金扶持具有基础性、前瞻性的创新活动。

政府可以向市场公开、共享相关数据, 在适度增加对市场机制不能有效解决的新兴产业培育、新业态发展等方面补贴的基础上, 充分发挥信号导向作用, 搭建市场投资者与这些企业之间信息共享的创新补贴平台, 推动企业与市场投资者的深度信息互通。通过政府补贴资金引导面向创新企业的诸如天使投资、风险投资(VC)、股权投资(PE)等各类科技金融服务机构的进入, 并鼓励更多非金融机构市场主体进入, 拓宽企业研发创新融资的渠道。

第三, 深化内外监管制度, 提高创新补助资金的利用效率。在内部治理方面, 通过合理地调整和改善董事激励机制, 强化董事的监督作用, 调动其监督管理层及企业运作的积极性。同时, 由于创新投资的高风险特征, 适当提升高管薪酬的风险补偿效应有助于缓解高管和股东之间的委托代理冲突。内部治理、薪酬契约设计以及创新投资决策等均属于企业的顶层设计, 健全的内部治理体系可以有效解决信息不对称的问题, 使得高管在获得有效激励的前提下, 更加重视企业的长远利益, 更多地投入于推动实现实质性创新发展战略。

在外部治理方面, 政府需要加强对创新补助资金使用过程的监管和治理, 鼓励企业提高信息披露质量, 并加强对公司研发补助资金使用情况的专项审计, 从而提升创新补助的管理效率。鼓励具有资质的中介机构参与其中, 完善和规范专利质量的事前评估、事后抽查机制。同时, 政府也可以引导社会主体, 如行业协会、舆论媒体等, 有效发挥对企业创新补助资金

的社会监督作用。此外,应进一步完善知识产权保护制度,保护企业创新获得的正常收益,激发创新主体的活力,提升政府创新补贴政策的实施效果。

## 参考文献

- 安同良,周绍东,皮建才.R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应[J].经济研究,2009,44(10):87-98+120.
- 陈运森,邓祎璐,李哲.证券交易所一线监管的有效性研究:基于财务报告问询函的证据[J].管理世界,2019,35(03):169-185+208.
- 曾颖,陆正飞.信息披露质量与股权融资成本[J].经济研究,2006(02):69-79+91.
- 高良谋,李宇.企业规模与技术创新倒 U 关系的形成机制与动态拓展[J].管理世界,2009(08):113-123.
- 郭玥.政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J].中国工业经济,2018,No.366(09):98-116.
- 胡彬,王道侠.产业集聚如何影响制造业企业的技术创新模式——兼论企业“创新惰性”的形成原因[J].财经研究,2017,43(11):14.
- 蒋伏心,王竹君,白俊红.环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J].中国工业经济,2013(07):44-55.
- 解维敏,唐清泉,陆姗姗.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[J].金融研究,2009,No.348(06):86-99.
- 鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,48(01):4-16.
- 康立,肖云峰.董事会秘书社会资本、信息披露与融资约束[J].投资研究,2020,39(08):107-123.
- 潘红波,夏新平,余明桂.政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J].经济研究,2008(04):41-52.
- 韩超,张伟广,冯展斌.环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J].中国工业经济,2017(04):115-134.
- 黎来芳,薛菲,许少山.学者型独立董事影响企业投资效率吗?——来自中国上市公司的经验证据[J].科学决策,2022(03):1-31.
- 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,2016,51(04):60-73.
- 梁权熙,曾海舰.独立董事制度改革、独立董事的独立性与股价崩盘风险[J].管理世界,2016(03):144-159.
- 李力,刘全齐,唐登莉.碳绩效、碳信息披露质量与股权融资成本[J].管理评论,2019,31(01):221-235.
- 李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(09):192-208.
- 李万福,林斌,宋璐.内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制?[J].管理世界,2011,No.209(02):81-99+188..
- 廖信林,顾炜宇,王立勇.政府 R&D 资助效果、影响因素与资助对象选择——基于促进企业 R&D 投入的视角[J].中国工业经济,2013,No.308(11):148-160.
- 林长泉,毛新述,刘凯璇.董秘性别与信息披露质量——来自沪深 A 股市场的经验证据[J].金融研究,2016(09):193-206.
- 刘青.高管二元资本、组织惯性与创新绩效——基于信息技术企业的实证研究[J].经营与管理,2022(01):122-129.
- 刘贯春,叶永卫,张军.税收征管独立性与企业信息披露质量——基于国地税合并的准自然实验[J].管理世界,2023(06):156-174.
- 逯东,林高,黄莉等.“官员型”高管、公司业绩和非生产性支出——基于国有上市公司的经验证据[J].金融研究,2012,No.384(06):139-153.
- 童馨乐,杨璨,WangJinmin.政府研发补贴与企业创新投入:数量激励抑或质量导向?[J].宏观质量研究,2022,10(01):27-45.
- 万小丽,朱雪忠.专利价值的评估指标体系及模糊综合评价[J].科研管理,2008, No. 154(02): 185-191.
- 万华林,陈信元.治理环境、企业寻租与交易成本——基于中国上市公司非生产性支出的经验证据[J].经济学(季刊),2010,9(02):553-570.
- 王华,黄之骏.经营者股权激励、董事会组成与企业价值——基于内生性视角的经验分析[J].管理世界,2006(09):101-116+172.
- 王红建,曹瑜强,杨庆,杨笋.实体经济金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,2017,20(01):155-166.
- 王红建,李茫茫,汤泰劼.实体经济跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响[J].中国工业经济,2016(11):73-89.
- 王永贵,李霞.促进还是抑制:政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J].中国工业经济,2023,No.419(02):131-149.

- 王运陈,逯东,宫义飞.企业内部控制提高了 R&D 效率吗[J].证券市场导报,2015,No.270(01):39-45.
- 伍健,田志龙,龙晓枫等.战略性新兴产业中政府补贴对企业创新的影响[J].科学学研究,2018,36(01):158-166.
- 肖兴志,王伊攀.政府补贴与企业社会资本投资决策——来自战略性新兴产业的经验证据[J].中国工业经济,2014,No.318(09):148-160.
- 邢斐,董亚娇.企业产品多样化对研发补贴政策绩效的影响[J].科学学研究,2017,35(09):1370-1377.
- 邢会,王飞,高素英.政府补助促进企业实质性创新了吗——资源和信号传递双重属性协同视角[J].现代经济探讨,2019,No.447(03):57-64.
- 徐寿福,徐龙炳.信息披露质量与资本市场估值偏误[J].会计研究,2015(01):40-47+96.
- 许艳.独立董事、税收激进与融资约束[J].审计与经济研究,2021,36(01):90-100.
- 杨亭亭,罗连化,许伯桐.政府补贴的技术创新效应:“量变”还是“质变”?[J].中国软科学,2018,No.334(10):52-61.
- 杨晓妹,刘文龙.财政 R&D 补贴、税收优惠激励制造业企业实质性创新了吗?——基于倾向得分匹配及样本分位数回归的研究[J].产经评论,2019,10(03):115-130.
- 余芬,樊霞,张巧玲.政府补贴促进还是抑制企业创新持续性——基于异质性创新动机视角[J].中国科技论坛,2021,No.301(05):67-78+89.
- 杨其静.企业成长:政治关联还是能力建设?[J].经济研究,2011,46(10):54-66+94.
- 杨志强,唐松,李增泉.资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据[J].管理世界,2020,36(07):89-105+217-218.
- 于蔚,汪淼军,金祥荣.政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J].经济研究,2012,47(09):125-139.
- 于芝麦.环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新[J].外国经济与管理,2021,43(07):22-37.
- 余明桂,钟慧洁,范蕊.民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J].金融研究,2019(04):75-91.
- 张古鹏,陈向东.基于专利存续期的企业和研究机构专利价值比较研究[J].经济学(季刊),2012,11(4):1403-1426.
- 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,2015,50(10):4-17+33.
- 郑素丽,宋明顺.专利价值由何决定?——基于文献综述的整合性框架[J].科学学研究,2012,30(09):1316-1323+1332.
- 赵昌文,唐英凯,周静,邹晖.家族企业独立董事与企业价值——对中国上市公司独立董事制度合理性的检验[J].管理世界,2008(08):119-126+167.
- Albert M B, Avery D, Narin F, et al. Direct validation of citation counts as indicators of industrially important patents[J]. Research Policy, 1991, 20: 251-259.
- Anderson T W, Hsiao C. Estimation of dynamic models with error components[J]. Journal of the American statistical Association, 1981, 76(375): 598-606.
- Arellano M, Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations[J]. The review of economic studies, 1991, 58(2): 277-297.
- Cheng B, Ioannou I, Serafeim G. Corporate Social Responsibility and Access to Finance[J]. Strategic Management Journal, 2014, 35(1): 1-23.
- Cropper M L, Oates W E. Environmental economics: a survey[J]. Journal of economic literature, 1992, 30(2): 675-740.
- Dang J, Motohashi K. Patent statistics: A good indicator for innovation in China? Patent subsidy program impacts on patent quality[J]. China Economic Review, 2015, 35: 137-155.
- Douglas, Holtz-Eakin, Whitney, et al. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data[J]. Econometrica, 1988, 56(6): 1371-1395.
- Diamond D W. Optimal Release of Information by Firms[J]. The Journal of Finance, 1985, 40(4): 1071-1094.
- Eberhardt M, Helmers C, Yu Z. What can explain the Chinese patent explosion?[J]. Oxford Economic Papers, 2016, 69(1): 239-262.
- Fedai M, Koc M, Aksoy A. Entrepreneurial Behaviors: Are the People Restricted by Knowledge Inertia?[J]. International Review of Management & Marketing, 2013, 4(1): 42-48.
- Görg H, Strobl E. The effect of R&D subsidies on private R&D[J]. Economica, 2007, 74(294): 215-234.
- Grant RA, Grantley T B, Roman L C. The impact of board of director oversight characteristics on corporate tax aggressiveness: An empirical analysis[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2013, 32(3): 68-88.

- Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5):1909-1940.
- Hall B H, Jaffe A, Trajtenberg M. Market value and patent citations[J]. *RAND Journal of economics*, 2005: 16-38.
- Harhoff D, Scherer F M, Vopel K. Citations, family size, opposition and the value of patent rights[J]. *Research policy*, 2003, 32(8): 1343-1363.
- Holmstrom B. Agency costs and innovation[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1989, 12(3): 305-327
- Howell S T. Financing innovation: Evidence from R&D grants[J]. *American economic review*, 2017, 107(4): 1136-1164.
- Infante L, Piazza M. Political connections and preferential lending at local level: Some evidence from the Italian credit market[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014, 29:246-262.
- Jia N, Huang K G, Man Zhang C. Public governance, corporate governance, and firm innovation: An examination of state-owned enterprises[J]. *Academy of Management Journal*, 2019, 62(1): 220-247.
- Klein A. Firm Performance and Board Committee Structure[J]. *The Journal of Law and Economics*, 1998, 41(1):275-303.
- Lanjouw J O, Schankerman M. Characteristics of patent litigation: a window on competition[J]. *RAND journal of economics*, 2001: 129-151.
- Lanjouw J O, Schankerman M. Patent quality and research productivity: Measuring innovation with multiple indicators[J]. *The economic journal*, 2004, 114(495): 441-465.
- Merton, Robert C. A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information[J]. *The Journal of Finance*, 1987, 42(3):483-510.
- Roodman D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata[J]. *The stata journal*, 2009, 9(1): 86-136.
- Sapienza P. The effects of government ownership on bank lending[J]. *Journal of financial economics*, 2004, 72(2): 357-384.
- Tong T W, He W, He Z L, et al. Patent regime shift and firm innovation: Evidence from the second amendment to China's patent law[C]. *Academy of Management*, 2014, 2014(1): 14174.
- Tong X, Frame J D. Measuring national technological performance with patent claims data[J]. *Research Policy*, 1994, 23(2): 133-141.
- Trajtenberg M. A penny for your quotes: patent citations and the value of innovations[J]. *The Rand journal of economics*, 1990: 172-187.
- Wuchty S, Jones B F, Uzzi B. The increasing dominance of teams in production of knowledge[J]. *Science*, 2007, 316(5827): 1036-1039.
- Zhang G, Lv X, Zhou J. Private value of patent right and patent infringement: An empirical study based on patent renewal data of China[J]. *China Economic Review*, 2014, 28: 37-54.

## **Green Innovation, "Seeking Support" and Internal and External Regulation: A New Recognition Perspective for Strategic Innovation**

LIU Xiangfeng<sup>a,b</sup>, ZHANG Yuli<sup>c</sup>, XIE Qianying<sup>a</sup>

(a: China Institute of Regulation Research, Zhejiang University of Finance and economics; b: Government regulation and Public Policy Research Institute, Zhejiang University of Finance and economics; c: School of Economics, Nankai University)

**Summary:** Strategic innovation is an important obstacle to China's high-quality development of innovation. Then, effectively identifying strategic innovation and implementing effective regulation of this type of innovative behavior are the core issues that academics, practitioners and even the

government must face. Therefore, this paper constructs a strategic innovation measurement index centered on the patent citation rate, tries to use the dynamic panel model to re-evaluate the strategic innovation behavior of A-share listed companies in China's Shanghai and Shenzhen stock markets from 1999 to 2019, and analyzes the induction mechanism that leads to this behavior and the effectiveness of internal and external regulation. After research, we found that: First, strategic innovation often has a certain behavioral inertia, of which 28.4% comes from previous strategic memory. This reflects that both strategic innovation and empirical innovation have behavioral memory, indicating that corporate strategic innovation behavior has the characteristics of accumulation of innovative behavior experience. Second, the government's environmental protection incentive policy will have a strong inductive effect on the strategic innovation of enterprises, and it still holds after a series of robustness tests and endogenous tests. Third, the lower the level of government positions held by the senior management of the enterprise, the ownership of the enterprise is a non-state-owned enterprise, or the enterprise belongs to a key polluting industry, the government's environmental protection subsidy policy will significantly increase the willingness of the enterprise to adopt strategic innovation. Fourth, financing constraints are an important path for environmental protection subsidies to induce strategic innovation of enterprises. When the financing constraints are low, the inductive effect of environmental protection subsidies is not obvious. As the intensity of the constraints increases, the inductive effects will also increase in the short-term and long-term. Finally, the internal regulatory mechanism of enterprises has not played a role in restricting and supervising strategic innovation behavior. The external regulatory mechanism will improve the quality of information disclosure and effectively reduce the strategic innovation willingness of enterprises through channels such as the government, the media, and external investors.

**Key Words:** Strategic Green Innovation; Environmental Regulation Policy; Subsidy Induction; Governance Mechanism

**JEL Classification:** D21, L52, O32