

文章编号:1005-2542(2021)03-0401-22

党组织参与治理与企业创新 ——来自国有上市公司的经验证据

李明辉¹, 程海艳^{1,2}

(1.南京大学 商学院, 南京 210093; 2.贵州财经大学 会计学院, 贵阳 550025)

【摘要】利用我国A股非金融类国有上市公司2007~2017年数据,以“双向进入”“交叉任职”两个指标衡量党组织参与公司治理的情况,进而检验其对国有上市公司创新活动的影响。结果表明,党组织“双向进入”“交叉任职”与企业创新投入呈显著负向关系,但与创新产出和创新效率呈显著正向关系。该结果表明,尽管党组织参与治理抑制了企业创新投入,但却提高了创新产出和创新效率。进一步检验结果表明,党组织参与治理对创新投入的抑制作用仅存在于企业创新投入水平较高、可能存在创新冲动时;党组织参与治理对创新产出的促进作用并非由于能够更多地获取易于转化的成果所致,其对发明专利的申请和获取均有显著的促进作用;尽管政府补助会增强党组织参与治理对创新投入的抑制作用,但其并不具有中介作用。因此,党组织参与治理有助于优化国有企业创新资源投入结构、提高创新绩效。这一研究有助于更全面地理解党组织参与治理在国有企业中的作用,并可以从政治治理的角度丰富公司治理对企业创新活动影响的文献。

关键词:政治治理;创新投入;创新绩效;双向进入;交叉任职

中图分类号:F272

文献标志码:A

DOI: 10.3969/j.issn.1005-2542.2021.03.001

Participation of Communist Party Organizations in Corporate Governance and Innovation: Empirical Evidence from Listed State-Owned Enterprises

LI Minghui¹, CHENG Haiyan^{1,2}

(1.Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2.School of Accountancy, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China)

【Abstract】This paper investigates the effect of the participation of the committee of the Communist Party of China (CPC) in corporate governance on the innovation of the enterprise, by using the data of Chinese state-owned A-share non-financial listed enterprises from 2007 to 2017. The participation of the CPC committee in corporate governance is measured by PARCG (two-way entry) and PARCR (cross-appointment). PARCG takes the value of 1 if there is at least a party committee member who serves as a director, a supervisor, or a top manager. PARCR takes the value of 1 if the secretary of the party committee serves as the chairman of the corporate board, or the chairman of the corporate board serves as the deputy secretary of the party committee and the vice chairman is also the secretary of the party committee. The results show that the participation of the CPC committee in corporate governance significantly reduces the research and development spending, but increases the innovation output

收稿日期:2020-03-07 修订日期:2020-08-25

基金项目:江苏高校哲学社会科学研究重点项目(2017ZDIXM069);江苏省研究生科研与实践创新计划资助项目(KYCX19_0021)

作者简介:李明辉(1974-),男,博士,教授,博士生导师。研究方向为审计与公司治理。E-mail: xdlmh@163.com

(measured by number of patent applications and patent authorizations) and innovation efficiency of the state-owned enterprise. The above results demonstrate that although the participation of the CPC committee in corporate governance may reduce the innovation input but increase the innovation performance of the enterprise. Further tests show that the negative impact of the participation of the CPC committee in corporate governance on research and development spending only exists when the research and development spending is too high. The tests also indicate that the participation of the CPC committee in corporate governance has an ongoing significant effect on invention patent and that the role that the participation of the CPC organization plays in innovation cannot be attributed to the increase of low-level innovation output. Although government subsidies can strengthen the negative effect of the participation of the CPC organizations in governance on innovation input, they do not have the mediation effect. Overall, the participation of the CPC committee in corporate governance of state-owned enterprises helps to optimize the structure of innovation resources and improve the level of innovation performance. This paper provides empirical evidence on the role of the participation of the CPC committee in corporate governance and corporate innovation. It helps to comprehensively and objectively understand the role party organizations play in the governance in state-owned enterprises and enriches the literature on the association between corporate governance and corporate innovation activities from the perspective of political governance.

Key words: political governance; corporate innovation; innovation performance; two-way entry; cross-appointment

创新是引领发展的第一动力。目前,我国研发经费投入总量已经位居世界第二,仅次于美国;但另一方面,我国国家创新指数仅排名第 17 位,与发达国家相比仍有较大进步空间。党的十八大做出了实施“创新驱动发展战略”的重大部署,2015 年 3 月发布的《中共中央、国务院关于深化体制机制改革加快实施创新驱动发展战略的若干意见》明确提出,“让企业成为技术创新的主体力量”,在“扩大企业在国家创新决策中话语权”的同时,“完善企业为主体的产业技术创新机制”。在此背景下,我国研发投入强度不断加大。根据国家统计局、科学技术部和财政部联合发布的《2017 年全国科技经费投入统计公报》,2017 年,全国 R&D 投入已经高达 17 606.13 亿元,较上年增长 12.31%。从研发活动主体来看,企业研发投入所占比重高达 77.6%,表明企业已成为我国实施创新驱动发展战略的重要主体。但在不同企业中,研发投入和研发产出存在较大差异。对于不同企业创新活动的差异,现有文献从政府支持^[1-2]、产业政策^[3-5]、市场环境^[6-7]和公司治理^[8-10]等角度进行了研究,并发现公司治理是影响企业创新的重要因素之一。

党组织参与治理是我国公司治理尤其是国有企业公司治理的重要特征,且近年来这一特征在不断强化。早在 2004 年 10 月,《中共中央组织部、国务院国资委党委关于加强和改进中央企业党建工作的意见》(以下简称《意见》)就明确提出“党组织参与企

业重大问题决策,要坚持和完善‘双向进入、交叉任职’的企业领导体制。”此后,党和政府针对国有企业党建相继出台了多项方针政策,党组织在国有企业中的政治核心作用不断显现。党组织参与公司治理,尤其是党组织成员通过“双向进入、交叉任职”进入董事会、监事会和管理层,不仅有助于保持企业正确的发展方向,而且会对企业包括创新活动在内的生产经营决策产生重大影响。中科院院长白春礼院士在为《驱动科技创新》一书所撰写的序言中指出“党建工作在国家科研机构的创新价值链中也发挥着方向引领、精神塑造、服务保障等作用……方向引领、精神塑造和服务保障的合力,构成了党建工作对科技创新的‘驱动力’。这种‘驱动力’,虽然不是促进科技创新的唯一动力,但……是最强大的动力之一。”不仅国家基础研究如此,党组织参与治理对于企业创新活动同样具有方向引领、精神塑造、服务保障等作用。一方面,在政治上,党中央要求全党要自觉在思想上、政治上、行动上同党中央保持高度一致,把贯彻落实党中央决策部署作为重要的政治责任和政治纪律;在组织制度上,“党管干部”制度要求党员干部必须积极贯彻落实党中央的各项政策措施,否则,可能会受到相应的惩罚。“实施创新驱动发展战略”是党中央提出的重要战略,因此,参与公司治理的党组织成员有义务积极推动企业落实创新驱动发展战略。另一方面,优化创新模式、提高创新

产出水平是企业发展的重要驱动力,而企业稳定是党和政府关注的大事,作为基层党组织,企业党委有责任维护企业的稳定发展。因此,参与治理的党组织成员有动力推动企业通过技术创新提高核心竞争力,以实现企业的良好发展、维护企业和社会的稳定。从具体路径而言,党组织参与治理可以通过在企业中宣传党和政府关于创新驱动的相关政策措施、推动塑造追求创新的企业文化、在党员职工中开展群众性技术创新活动等手段引领企业加强自主创新,缓解企业创新动力不足的问题;企业党组织同时也是落实“三个区分开来”要求的主体,党组织参与公司治理有助于更好地推动企业建立容错纠错机制、为激励创新创造良好的环境。因此,党组织参与治理不仅可以激励企业通过积极创新来提高企业竞争力、实现稳定发展,而且也能够为企业的创新活动提供精神支撑和服务保障,从而为企业创新提供保障。对参与治理的党组织成员个体而言,党组织成员通过“双向进入、交叉任职”方式进入董事会、监事会和高级管理层后,便兼具企业领导和党员双重身份,党组织的相关纪律和监督、对党的政策更多地了解和理解、党内考核与晋升等激励因素,都会使得他们在参与公司决策时能够更好地执行党的相关政策。公司创新相关决策大部分都是管理层做出并经董事会批准的,参与公司治理的党组织成员会更好地促进企业的创新决策,以便更好地与党的创新驱动战略保持一致。此外,参与治理的党组织成员由于长期受到党的组织纪律约束,其日常经营管理风格会不可避免地体现出党的组织特性,例如集中决策、风险谨慎等,这也可能会影响其在进行创新决策时的风险偏好,并且,他们会在决策程序和内容上对其他治理层、管理层的行为产生影响,减少不利于企业长期稳定和发展的决策的提出和实施。企业创新活动可以从创新投入、创新产出以及创新效率等角度加以考察,以往文献多侧重于创新投入,然而,一方面,加大创新投入是提高创新产出的重要方式,但不考虑创新绩效的过度创新可能会导致重复投入、浪费资源等问题;另一方面,与投入相比,创新产出以及创新效率的提高对于增强企业创新能力可能更为重要。那么,在我国加快实施创新驱动发展战略的背景下,党组织参与治理将对国有企业的创新投入和创新绩效产生何种影响?根据检索,未发现有公开文献专门对此问题加以研究。

基于上述考虑,本文立足于我国进一步加强和改进国有企业党的建设以及加快实施国家创新驱动发展战略的现实背景,考察党组织参与治理对国有

企业创新活动的影响。具体而言,利用2007~2017年我国沪深A股非金融类国有上市公司数据,探讨党组织参与治理这种特殊的政治治理机制对企业创新投入及产出的影响。值得一提的是,近年来,我国也加强了非公有制企业的党组织建设,在一些非公企业中,党组织也以“双向进入、交叉任职”等多种方式参与公司治理,但是由于非公有制企业党组织参与治理并非强制性要求,实践中,非公有制企业党组织参与治理的比重相对较低,且其动机较为复杂,具有较强的内生性问题。因此,本文仅对国有企业进行研究,不仅可以避免不同企业之间差异度过低从而影响检验效力的问题,而且可以在一定程度上减少内生性问题的干扰。

本文丰富了有关研究内容:

(1) 从企业创新的角度进一步拓展了党组织参与治理的经济成效的研究,从而有助于加深对党组织治理作用的理解。现有文献较少将党组织参与治理与企业创新联系起来,因此,本文从企业创新的角度考察党组织参与治理的成效,有助于进一步拓展对党组织参与治理与企业行为之间关系的理解,并丰富党组织参与治理经济成效的文献。同时,本文的研究结果表明,在提高企业创新产出及创新效率方面,党组织参与治理有其积极作用,这有助于全面、客观地评价党组织参与公司治理的作用,从而为我国国企相关改革提供理论和证据的支持。

(2) 从党组织参与治理的角度提供了公司治理与企业创新活动之间关系的经验证据,从而拓展了企业创新活动影响因素的文献。尽管已有一些文献考察了董事会等治理机制对企业创新活动的影响,但尚无文献考察党组织参与治理对企业创新的影响,本文的研究有助于丰富党组织参与治理这种中国特色的治理机制与企业创新之间关系的文献。

(3) 本文同时从研发投入和专利产出的维度考察党组织参与治理对企业创新活动的影响,并结合技术投入产出全过程分析党组织参与治理对创新效率的影响,而不是仅从创新投入的角度来考虑,因而能够更全面、深入地理解党组织参与治理对企业创新活动的影响。

(4) 本文发现,党组织参与治理会抑制企业创新冲动,但不会抑制企业正常的创新投入,这有助于进一步深入理解党组织对企业创新活动的作用机理。

1 文献回顾

1.1 国内外相关文献综述

1.1.1 企业创新影响因素 现有文献从宏观和微

观两方面考察了企业创新活动的影响因素。在宏观因素方面,已有文献发现,经济和金融环境的发展均有助于企业技术创新^[6,11-13],市场竞争^[14-15]与行业特征^[9,15]对企业创新也具有重要影响,而法律保护会通过保护投资者利益^[16]和保护创新成果^[17-19]等方式促进企业创新。在微观因素方面,大量文献研究了所有权结构、公司治理机制等因素对企业创新的影响。

(1) 股权集中度。研究发现,股权集中度与企业创新之间存在正向关系^[20],但过高的股权集中度可能会降低企业创新意愿,因此,股权集中度与企业创新之间是倒 U 型关系^[21]。

(2) 机构投资者持股。一些文献研究并发现了机构投资者在企业创新投资方面的促进作用^[22-23],但这种促进作用可能会因企业性质的差异而有所不同^[24-25]。

(3) 董事会特征。一种观点认为,董事会对管理层的有效监督促进了企业的研发投入水平^[26-27],而独立董事^[8]、风险投资^[28]参与董事会决策均有助于发挥咨询与监督功能,进而对企业创新产生积极影响;但也有文献发现,董事会独立性的提高会抑制企业的研发投入^[29-30]。

(4) 管理层激励。现有文献发现,薪酬激励(包括股权激励)是提高企业高管创新积极性的重要机制^[31-34],而晋升激励作为隐性激励机制对企业研发投入具有促进作用^[35]。

1.1.2 政府干预、政治关联与企业创新之间关系 在我国独特的新兴加转轨经济制度背景下,政府干预可能成为影响企业创新的重要因素。现有文献发现,政府干预会通过资源分配、政策保护等方式对企业创新产生影响。其中,一种观点主张政府干预对企业创新具有积极影响。该观点认为,政府干预可以通过财政补贴、税收优惠等政策工具降低企业的基础研发成本、分担企业的研发风险,进而促进企业加大研发投入,这有助于企业创新绩效的提升^[1-2,36-39]。另一种观点则主张,政府干预挤占了企业自身的研发投入,增加了市场对研发资源的需求,使得企业研发成本上升,因而对企业创新效率具有消极影响^[40-41]。基于上述两种不同观点,毛其淋等^[42]认为,政府补贴应把握“适度区间”,高额度的补贴容易抑制企业新产品创新。事实上,政府干预对企业创新的“挤出”或“激励”效应与企业行业特征、内部控制水平及外部法制环境密切相关^[43-45]。

还有一些文献探讨了政治关联对企业创新的影响,但相关结论并不一致。“资源效应观”认为,政治

关联帮助企业获得融资便利、产权保护等资源优势^[46-47],从而有助于企业更好地开展创新活动。但也有学者认为,政治关联与研发投资是企业发展的两种不同甚至是互斥的战略选择^[48],因为政治关联会通过缓解市场竞争、助长过度投资等途径影响企业创新,导致企业技术创新乏力、资源分散并产生挤出效应^[49]。其中:陈爽英等^[50]发现,政治关系资本对企业研发投入倾向和强度有着显著的负向影响;谢家智等^[51]也发现,政企双重身份的高管对企业研发投入具有消极影响;党力等^[52]则发现,反腐败增加了企业谋求政治关联的相对成本,显著提高了企业的创新激励。

1.1.3 关于党组织参与治理成效的文献 一些早期文献基于西方理论,将党组织视为政府干预企业的手段,认为党组织嵌入不利于企业绩效的提高^[53],甚至可能会导致腐败^[54];近年来,一些文献开始从治理效应角度探讨党组织参与治理的成效。从结论来看,研究发现,国有企业党组织参与治理在提高董事会效率^[55]、保护国有资产^[56]、提升投资效率^[57]、减少内部人控制^[58]、抑制高管攫取超额薪酬^[59-60]等方面具有积极作用;但也有文献发现,党组织参与治理可能会导致冗余雇员、权力过于集中等问题^[58-59]。尤其值得一提的是,现有文献较少考察党组织参与治理对公司创新活动的影响,公开文献中仅李翠芝等^[61]考察了民营企业建立党组织对企业研发投入的影响。

1.2 相关文献的总结与评价

由上述分析可以看出,较多文献考察了知识产权保护、机构投资者持股、董事会以及管理层激励等治理机制对公司创新活动的影响,但尚无文献考察政治治理尤其是党组织参与治理对企业创新的影响。事实上,党组织嵌入治理是我国公司治理的重要特色,尤其是对国有企业而言,党组织具有政治核心作用,其必然会对企业包括创新在内的生产经营决策产生重大影响。因此,本文探讨党组织参与治理对企业创新的影响及其作用机制,不仅可以为考察国有企业创新的影响因素提供一个新的视角,而且可以从政治治理的角度丰富公司治理机制与企业创新之间关系的文献。

与本文最相关的文献是李翠芝等^[61]的研究。两者的不同之处主要体现在:① 研究角度(党组织治理的度量)不同。本文探讨的是党组织通过“双向进入、交叉任职”制度参与治理对企业创新活动的影响,而文献^[61]中研究的是民营企业建立党组织对研发投入的影响。② 研究对象不同。本文是以国

有上市公司为对象进行研究,而文献[61]是对民营企业调研对象展开研究。③ 对公司创新活动的研究维度不同。文献[61]中只考虑了研发投入,而本文更为注重技术创新的全过程,不仅同时考察了党组织参与治理对创新投入、创新产出的影响,还在此基础上进一步考察其对创新效率的影响,因而可以更全面地了解党组织参与治理对企业创新行为的影响。

2 制度背景

2.1 党组织参与治理制度

一直以来,我国高度重视党对国有企业的领导。党中央、国务院出台了一系列重要文件,积极推动国有企业加强党的建设。其中,2004年10月颁布的《意见》强调,“建立健全企业党组织发挥政治核心作用、参与企业重大问题决策的体制和机制。”2015年8月,《中共中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》指出,“坚持党对国有企业的领导……充分发挥党组织政治核心作用……为国有企业改革发展提供坚强有力的政治保证、组织保证和人才支撑。”2015年9月,中共中央办公厅印发《关于在深化国有企业改革中坚持党的领导加强党的建设的若干意见》(以下简称《若干意见》),对在深化国有企业改革中坚持党的领导、加强党的建设提出了进一步的要求。2016年10月,习近平总书记在全国国有企业党的建设工作会议上指出,坚持党对国有企业的领导是重大政治原则,必须一以贯之。

在实践中,党组织参与企业治理的方式包括“双向进入、交叉任职”、“三重一大”参与决策制度、经常性地开展党建活动等多种渠道,但“双向进入、交叉任职”是党组织参与治理的重要渠道,对于保证党组织在国有企业中的核心领导地位、引领企业正确的生产经营方向具有重要意义。所谓“双向进入、交叉任职”制度包括两个方面:党委成员通过法定程序分别进入董事会、监事会和经理班子,董事会、监事会和经理班子中的党员依照有关规定进入党委会(双向进入);党委(党组)书记、董事长由一人担任,或董事长兼任党委副书记且副董事长兼任党委书记(交叉任职)。该制度最早由1997年1月发布的《中共中央关于进一步加强和改进国有企业党的建设工作的通知》(以下简称《通知》)提出。2004年10月《意见》正式提出了“双向进入、交叉任职”的概念,明确“党组织参与企业重大问题决策,要坚持和完善‘双向进入、交叉任职’的企业领导体制。”2015年9月《若干意见》则进一步细化了“双向进入、交叉任职”制度的内容。

值得一提的是,“三重一大”(即重大决策、重要干部任免、重要项目安排、大额度资金使用等重要问题应经党委(常委)会集体决定的制度)也是党组织参与治理的重要手段,并且可能会对公司创新活动产生影响,但由于公司较少披露何时实施“三重一大”,故本文不研究“三重一大”对公司创新活动的影响,只考虑“双向进入、交叉任职”的影响。

2.2 创新驱动发展战略

党的十八大明确提出我国要“实施创新驱动发展战略”,并强调“科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑,必须摆在国家发展全局的核心位置”。2015年3月,《中共中央、国务院关于深化体制机制改革加快实施创新驱动发展战略的若干意见》(中发〔2015〕8号)中进一步明确了企业在实施创新驱动发展战略中的重要作用。2016年5月,中共中央、国务院发布的《国家创新驱动发展战略纲要》(以下简称《纲要》)中提出,要“发挥企业家在创新创业中的重要作用”,“完善激励企业研发的普惠性政策,引导企业成为技术创新投入主体”。同时,《纲要》也指出,要“完善突出创新导向的评价制度……改革完善国有企业评价机制,把研发投入和创新绩效作为重要考核指标。”这意味着,对企业创新活动的考量,要兼顾创新投入和创新绩效两方面。

“双向进入、交叉任职”制度将党组织与董事会、监事会等治理机制有机地结合在一起,使党组织成员有机会介入到公司生产经营决策及其监督中,这必然会对包括企业创新在内等生产经营活动产生重要影响,故以“双向进入、交叉任职”来度量党组织参与国有企业治理的情况,进而实证考察党组织参与治理对企业创新的影响。

3 理论分析及假说提出

3.1 党组织参与治理对创新投入的影响

作为一种特殊的治理机制,党组织通过“双向进入、交叉任职”参与治理对企业创新投入的影响效应可能存在正反两方面。

一方面,党组织通过“双向进入、交叉任职”参与治理有助于促进企业增加创新投入。首先,根据《中国共产党党章》,国有企业党委(党组)有责任保证监督党和国家的方针、政策在企业的贯彻执行。而国有企业的特殊性使其有义务、有责任发挥模范带头作用,积极贯彻落实党和国家的政策,兼具国企高管和党组织成员身份的管理者的行为也更偏向于代表党和政府的“管家”角色^[59]。在创新驱动发展战略下,提高企业创新投入在一定程度上代表着企业对

实施创新驱动发展战略的重视与支持,这与党委赋予“双向进入、交叉任职”的党组织成员的职责相契合。因此,党组织参与治理有助于推动企业积极响应国家号召,加快落实创新驱动发展战略,提高企业的创新投入水平。从企业创新活动的决策过程来看,国有企业在执行包括创新投资在内的重大决策时,需在充分论证的基础上听取党委(党组)意见,党组织参与治理下的集中讨论和民主决策更容易在创新投资决策中监督管理层的自利行为,减少管理决策人员因过度规避风险而导致研发投入不足的问题。其次,政治晋升是国有企业高管人员的重要激励机制,在创新驱动发展战略下,高水平的创新产出不仅可以增加企业价值,而且有助于向上级传递党员高管能力的信息,使其在晋升博弈中获取竞争优势,因为增加创新投入是提高创新产出的重要方式,所以党组织参与治理也有助于通过“晋升锦标赛”改变高管层对创新投资的风险态度,促使企业进行创新投资。最后,党组织参与治理有助于企业加强与政府等外部相关方的联系,为企业争取政策和资源,进而促使企业加大研发投入^[61]。在我国,政府在很大程度上主导着科技资源配置,企业为获得政策性资源的支持,通常会积极地与政府构建良好关系。党组织参与治理的企业有更多的途径通过建立与上级主管部门和政府部门的联系,获取技术创新相关的资源信息以缓解企业因“资源匮乏”导致创新投资不足的问题,而且可以更大程度地将信息资源优势传递至企业决策环节,在决策过程中扩大其影响,增加企业加大创新投入水平的可能性。

另一方面,过高的创新投入也可能是代理问题的体现,党组织参与治理也可能会抑制企业的创新投入,尤其是无效的创新投入,从而抑制管理层在创新投入方面的代理问题。首先,企业创新投资决策容易受到管理层风险偏好的影响,而过高的风险承担不利于国有企业政治目标和社会稳定功能的实现^[62]。在管理层自利动机驱动下,过多的研发支出不仅难以提升企业的创新水平^[63-64],反而可能给企业带来不利影响^[65]。“双向进入、交叉任职”的国企领导兼具“经济人”与“政治人”的双重属性,而党对国有企业领导人的考核并不仅限于经济绩效,这使得党组织参与治理的企业更注重经济与社会的发展和稳定,在重大投资决策方面更倾向于稳健保守,避免出现重大损失而给企业和社会带来不稳定。因此,从风险防御的角度,党组织参与治理的企业更倾向于选择低风险、低成本的研发项目,降低高风险、高成本研发项目通过的可能性,进而降低企业的创

新投入水平。其次,企业创新活动具有高风险性,因此,在项目选择时需进行充分论证、科学决策。当管理层权利过于集中时,容易出现话语权垄断所导致的创新项目立项不科学等问题,从而给企业造成不必要的损失。党组织参与治理可以对管理者权力产生适当制衡,在一定程度上削弱了管理层的过度自由裁量权,避免“一言堂”现象导致的决策失败和价值损失。同时,过多的研发支出也可能是研发过度投资的表现,过度投资实际上是代理问题的体现,“双向进入、交叉任职”加大了高风险、高成本研发项目有关议案通过的难度,有助于避免因极端决策导致企业过度投资于创新项目造成的资源浪费。再次,党组织治理促进了企业减少研发活动中的浪费现象,从而降低创新成本。党组织参与治理有助于企业更好地执行“全面从严治党”相关政策,“八项规定”等抑制腐败的政策不仅对企业高管行为产生影响,也对企业的各项活动产生影响,对于研发活动而言,在党组织的监督和推动下,通过提高设备使用效率、减少不必要的设备购置,可以大大节约研发投入。最后,党组织参与治理有助于国有企业更便利地获取党和国家相关政策信息,这不仅有利于信息资源共享和发掘创新项目,而且有助于降低企业的创新成本。

综上所述,党组织参与治理对企业创新投入的影响具有不确定性,故提出如下竞争性假说:

H_{1a} 其他条件不变,党组织参与治理会促进国有上市公司的创新投入。

H_{1b} 其他条件不变,党组织参与治理会抑制国有上市公司的创新投入。

3.2 党组织参与治理对创新产出的影响

对于创新活动而言,资源的稀缺性意味着不仅要重视企业创新投入,更应该关注创新产出。产品和技术创新是一项长期性的活动,其结果具有高度不确定性^[66-67],这意味着事前需要慎重决策,并注重过程管理,以降低投资风险、提高创新产出。较高水平的创新产出能够为企业及其领导带来多方面的好处。对企业而言,高水平的创新产出不仅意味着企业拥有大量能产生预期经济效益的产品和技术成果,提高生产效率、产品质量以及客户对产品的美誉度,从而提高企业竞争力,而且可以对外释放“高科技企业”、发展前景良好等积极信号,缓解信息不对称带来的融资约束问题,帮助企业争取更多的外部资金和市场机会,推动企业良性发展。对企业高管而言,较高水平的创新产出不仅有助于企业获取市场竞争优势,更好地实现国有资产保值增值目标,从

而体现其个人经营企业的能力,而且,相对大量的研发投入而言,既定投入下高水平的创新产出更能体现企业贯彻落实国家创新驱动发展战略的实际成果与真实水平,在结果导向下,上级部门对国有企业创新活动的评价不会仅限于研发支出,而是会关注创新产出,甚至其对创新绩效的关注可能甚于简单的增加研发投入。因此,高水平的创新产出有助于兼具党组织成员和企业高管身份的领导人员建立个人良好的职业声誉,使其从“标尺竞争”中脱颖而出,从而获取更多的非经济收益。反之,大量低水平的创新投入不仅不会产生创新产出,反而意味着企业资源的大量浪费,甚至会给企业带来巨大损失,这不符合上级党委政府的利益,同样也违背了党组织及其参与企业治理的成员推动企业积极创新的初衷。因此,在党组织参与治理的国有企业中,基于服务党和政府中心大局的考虑,党员高管在晋升激励作用下,有动力推动企业优化企业创新模式、提高创新绩效,以实现贯彻执行党中央文件精神和构建企业自身创新竞争优势的双赢局面。

企业投入大量的资源和资金进行研发最终能否如期转化为高水平的创新产出,除了受到企业自身能力的限制外,还在很大程度上与企业对绩效的关注、企业创新文化、产权保护与外部政策支持等有关。党组织参与治理将从创新对象、创新过程、创新团队以及创新内外部环境等方面影响企业的创新绩效,促进创新产出。

(1) 创新对象的选择。不同的创新对象会直接影响创新的产出水平。党组织参与治理将从如下两个方面促进创新对象的优化:其一,可研和投资决策程序。在晋升激励作用下,通过“双向进入、交叉任职”方式参与企业治理的党组织成员更倾向于在充分的可行性分析基础上选择高质量的创新项目,督促企业集中优势资源用于核心技术的研发,以促进技术成果转化,避免企业创新资源过于分散或集中导致创新成果产出过低。同时,党组织特别强调组织性,集体领导、个人负责的运作机制有助于发挥“决策把关”作用,因此,尽管党组织参与治理在一定程度上可能会导致企业决策链条加长,但这有助于降低投资风险,使得企业的创新投入决策建立在充分论证的基础上,这对于提高企业创新产出是有利的。其二,信息优势。党组织参与治理的企业有更多的途径建立与上级党委、主管部门和地方政府的沟通渠道,从而及时获取更多的技术及产业信息,也更为熟知产业和企业未来的发展趋势,这有助于企业对创新资源进行合理分配,降低企业创新失败的可能性,

提高科研成果转化率,进而提高企业创新产出。

(2) 创新过程。如上所述,党组织本身具有提高创新产出的动力,因此,在条件具备的情况下,会推动企业积极申请专利,从而使企业更好地实现创新成果转化。同时,参与治理的党组织可以通过精神塑造和服务保障为创新活动提供支撑,从而促进研发人员提高效率。

(3) 创新团队。党组织的组织性特征,有助于充分调动各方面的积极性、主动性和创造性,提高企业以及研发团队的凝聚力和协作精神,推动研发人员积极发挥其主观能动性进行集体攻关,从而提高创新产出。党组织在整合资源、凝聚力量、化解矛盾等方面有着不可替代的作用,这对于及时化解研发过程中产生的思想、利益矛盾,调动各方面力量团结协作,共同保证研发目标的实现具有重要意义。

(4) 内部创新环境。党组织参与公司治理,有助于在企业中贯彻尊重劳动、尊重知识、尊重人才、尊重创造的方针,去除阻碍创新的不利因素,支持企业全体职工尤其是研发人员积极创新,从而在企业中塑造一种有利于创新的环境。具体而言,参与治理的党组织可以通过思想动员、政策宣讲、激励措施制定等手段在企业中推动创新驱动战略相关思想的落地,在企业中树立起一种注重创新、追求卓越的文化。参与治理的党组织还可以通过发动群众性创新活动、对相关的技改创新行为给予精神鼓励等措施来推动研发人员和全体职工提高研发绩效(效率),从而在不增加研发支出的情况下提高创新产出。

(5) 外部创新环境。党组织参与治理有助于为企业创新提供一个有利的外部环境。除了可以通过与上级党委、政府的积极沟通来取得政策等方面的支持外,党组织参与治理还有助于加强知识产权保护,降低企业创新成果被剽窃的风险,消除企业对因为申请专利而导致被其他竞争对手模仿等不利后果的忧虑,从而促进企业创新成果转化、提高创新产出。技术创新有赖于相关知识产权保护制度安排,良好的知识产权保护制度有助于减少企业创新成果被剽窃的风险,增加企业开展创新活动的动力^[17]。理论上,知识产权保护应当公平地适用于所有的企业,执法部门对于不同企业不应差别对待。然而,由于如下原因,党组织参与治理对知识产权保护仍具有积极的作用:其一,党组织尤其强调纪律性,因此,党组织参与治理,有助于在企业内部强化保密意识并有助于推动相关内部控制建设^[68],从而降低企业研发相关秘密泄露、被竞争对手窃取的风险;其二,

法律的制定与实施是两个并行的重要方面,知识产权等法律保护环境很重要,但执法机制的质量也同等重要,当企业知识产权受到侵害后,党组织可以通过与上级党委、政府的沟通来更好地推动执法,从而保护自身权益;其三,在转型经济下,知识产权制度安排可能存在缺失,党组织参与治理可以通过与上级主管部门和政府相关部门形成良好关系来获取相关的产权保护,从而弥补知识产权立法的不足。这种作用,并非建立在牺牲市场公平竞争的基础上,而是党组织参与治理作为产权保护的替代机制,从保护自身企业利益的角度而主动发挥的一种积极作用。因此,本文认为,党组织参与治理有助于提高企业的创新产出,故提出假说:

H₂ 其他条件不变,党组织参与治理有助于提高国有上市公司的创新产出。

4 研究设计

4.1 主要研究变量

4.1.1 企业创新活动(INNOVATION)的度量 从创新投入及其产出两方面度量企业的创新活动:

(1) 创新投入(RDIN)。借鉴现有文献的做法^[5,9],采用年度研发支出占营业收入的比重衡量企业创新投入情况,记为 RDIN。

(2) 创新产出(LNPT)。借鉴现有文献的做法^[4,49,69-70],采用专利申请总量和专利授权总量衡量企业的创新产出情况。其中:LNPT_A 表示企业专利申请总量,以公司年度专利申请总和加 1 再取对数加以度量;LNPT_G 表示企业专利授权总量,以公司年度专利授权总和加 1 再取对数加以度量。在进一步检验中,将对专利予以细分,分别使用发明专利申请(授权)数量、实用新型申请(授权)数量以及外观设计申请(授权)数量作为创新产出的替代变量分别进行回归。

4.1.2 党组织参与治理(PARTY)的度量 采用“双向进入、交叉任职”指标衡量党组织参与国有企业治理的情况。其中:双向进入指标(PARCG)的定义是,若有党组织成员同时也是董事会成员、监事会成员或高级管理人员时,PARCG 取值为 1,否则取值为 0;交叉任职指标(PARCR)是指,党委书记同时担任公司董事长,或董事长兼任党委副书记且副董事长兼任党委书记时,PARCR 取值为 1,否则取值为 0。

4.2 模型设定及估计方法

采用如下模型考察党组织参与治理对国有上市公司创新活动的影响:

INNOVATION_{i,t} =

$$\begin{aligned} & \beta_0 + \beta_1 \text{PARTY}_{i,t} + \beta_2 \text{SIZE}_{i,t} + \beta_3 \text{LEV}_{i,t} + \\ & \beta_4 \text{ROA}_{i,t} + \beta_5 \text{OCF}_{i,t} + \beta_6 \text{GROWTH}_{i,t} + \\ & \beta_7 \text{AGE}_{i,t} + \beta_8 \text{TOP1}_{i,t} + \beta_9 \text{MSH}_{i,t} + \\ & \beta_{10} \text{BOARD}_{i,t} + \beta_{11} \text{DUAL}_{i,t} + \beta_{12} \text{LOCAL}_{i,t} + \\ & \text{YEAR\&INDDummies} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

式中:PARTY 为解释变量,包括衡量党组织双向进入指标(PARCG)和交叉任职指标(PARCR);INNOVATION 为被解释变量,包括创新投入(RDIN)、创新产出(LNPT_A、LNPT_G)3 项指标。其中:RDIN 为企业年度研发支出占营业收入的比重,用于衡量企业年度创新投入成本;LNPT_A 和 LNPT_G 两个指标用于衡量企业年度创新产出水平,分别表示企业年度专利申请和专利授权情况。由于专利申请和专利授权相关流程是一个相对复杂且具有时滞性的过程,为了更好地考察党组织参与治理对企业创新产出的影响,本文分别考察党组织参与治理对企业当年以及未来两年共 3 期专利申请和专利授权的影响。

本文控制了如下可能影响企业创新的因素:

(1) 公司规模(SIZE)。关于公司规模对创新活动的影响,现有文献存在不同的研究结果:He 等^[71]发现,企业规模对创新具有显著的促进作用;聂辉华等^[72]发现,企业规模与创新投入之间存在倒 U 型的非线性关系。因此,本文控制公司规模对企业创新的影响,但不预期其符号。

(2) 资产负债率(LEV)。高杠杆的公司由于财务风险较高,很难有足够的资金支持研发活动^[66],而低杠杆率的资本结构有利于进行技术创新投资^[73]。因此,本文预期其符号为负。

(3) 资产收益率(ROA)。盈利能力越强的企业拥有更多的资源进行技术创新投资,借鉴文献^[33,69],本文以资产收益率衡量企业盈利能力并控制其影响,预期 ROA 符号为正。

(4) 经营现金流(OCF)。研发是一项高成本、高风险的投资活动,需花费大量的现金流,因此,是否有足够的现金流支持是企业能否进行研发活动的重要影响因素之一。借鉴文献^[1],本文控制企业经营活动现金流的影响,并预期其符号为正。

(5) 销售收入增长率(GROWTH)。销售收入增长越高的企业成长性越高,对内部资源消耗也越大,可用于创新投资的资源相对有限。李文贵等^[10]发现,销售收入增长率与研发投入呈现出负向关系。因此,本文预期其符号为负。

(6) 企业年龄(AGE)。年轻的企业缺乏明显可

供支配的知识基础和研发基础,因此,在研发活动上的投入更多。参考文献[4,6],本文控制企业成立年限,并预期其符号为负。

(7) 第一大股东持股比例(TOP1),用于衡量股权集中度。赵洪江等^[74]认为股权集中度与企业创新之间存在着严格的正向关系;杨建君等^[21]认为股权集中度与企业创新之间呈现的是倒U型关系。因此,本文控制股权集中度,但不预期其符号。

(8) 管理层持股(MSH)。高管持股比例的增加使其个人财富与企业价值紧密相联,这可能会降低高管承担创新风险的意愿^[75],但合理的股权激励安排能够促使企业保持创新动力,并形成更多创新成果^[76]。因此,本文控制管理层持股的影响,但不预期其符号。

(9) 董事会规模(BOARD)。规模太大的董事

会容易被管理层所俘获,从而降低董事会治理效率,但就创新活动而言,刘小元等^[77]的研究表明,董事会规模与企业研发强度显著正相关。因此,本文控制其影响,并预期其符号为正。

(10) 两职合一(DUAL)。现有文献发现,两职合一与企业创新显著正相关^[78-79]。因此,本文控制其影响,并预期其符号为正。

(11) 是否地方国有企业(LOCAL)。地方国企和中央企业所面临的激励和约束存在差异,地方国企受到当地政府的影响相对更大,且两者党组织参与治理的要求和实施情况也有所不同,本文通过控制是否地方国有企业以观察其对创新活动的影响,并预期其符号为负。此外,本文还控制了年度(YEAR)和行业(IND)对企业创新的影响。具体变量定义如表1所示。

表1 变量定义

分类	变量	变量含义	具体定义
被解释变量	RDIN	创新投入	等于公司年度研发支出总额占营业收入的比重
	LNPT_A	创新产出1	等于公司年度专利申请总量加1再取自然对数
	LNPT_G	创新产出2	等于公司年度专利授权总量加1再取自然对数
解释变量	PARCG	双向进入	虚拟变量,党组织成员同时也是董事、监事或高级管理人员时,PARCG取值为1,否则取值为0
	PARCR	交叉任职	虚拟变量,党委书记兼任董事长,或董事长兼任党委副书记且副董事长兼任党委书记时,PARCR取值为1,否则取值为0
控制变量	SIZE	公司规模	等于年末资产总额的自然对数
	LEV	资产负债率	等于年末负债总额/年末资产总额
	ROA	资产报酬率	等于当年净利润/年末资产总额
	OCF	经营现金流	等于年度经营活动产生的现金流量净额/年末资产总额
	GROWTH	销售增长率	等于(当年销售收入-上年销售收入)/上年销售收入
	AGE	设立年限	等于企业自成立年份起的年数取自然对数
	TOP1	股权集中度	第一大股东持股比例(小数)
	MSH	管理者持股比例	等于管理层(董事、监事及高级管理人员)持股数量/总股数
	BOARD	董事会规模	等于董事会人数加1后取自然对数
	DUAL	两职合一	董事长与总经理是否由同一人担任,是取值为1,否则取值为0
	LOCAL	地方国有企业	虚拟变量。当企业的大股东/实际控制人属于地方各级国资委、地方各级政府/部门或地方国有企/事业单位时取值为1,属于国务院国资委、中央国家机关或中央国有企/事业单位时取值为0
	YEAR	年度	虚拟变量。样本期为10年,故设9个年度虚拟变量
	IND	行业	虚拟变量。根据证监会行业分类标准(2012),制造业细化到二级

4.3 样本及数据来源

为避免新旧会计准则转换的影响,本文选择2007~2017年度沪深A股上市公司作为初始样本,共25 789个。对初始样本按照如下次序进行筛选后剩下7 562个样本用于检验:①剔除金融类上市公司;②剔除当年新上市的公司样本;③剔除非国有企业样本;④剔除关键数据缺失的公司样本。样本筛选过程如表2所示。

上市公司研发支出数据、专利数据、高管信息及财务数据均来自国泰安金融数据库(CSMAR),党组织参与治理相关信息通过查阅公司年报、企业官

表2 样本筛选

项目	样本量
初始样本	25 789
剔除:	
(1) 金融类上市公司	(989)
(2) 当年新上市企业	(2 040)
(3) 非国有企业样本	(12 626)
(4) 关键数据缺失样本	(2 572)
最终样本	7 562

方网站等方式手工逐条收集整理获得。为消除异常值的影响,对所有连续变量在上下1%位置进行缩尾处理。

5 实证结果

5.1 描述性统计

表 3 给出了主要变量的描述性统计结果。由表 3 可以看出,衡量企业创新水平的指标中,创新投入指标(RDIN)均值为 0.016,中位数为 0.002,标准差为 0.027;创新产出指标(LNPT_A)均值为 1.217,中位数为 0.000,标准差为 1.625;LNPT_

G 均值为 1.095,中位数为 0.000,标准差为 1.499。虽然样本中有研发能力相对较强的企业(在 winsorize 处理前,专利申请和专利授权的最大值均超过了 1 000,其中,年度最大专利申请总量为 5 488 件,年度最大专利授权总量为 3 812 件),但整体创新水平仍有待提高,企业之间创新产出差异也相对较大。上述结果与现有文献较为接近^[35,70]。

表 3 描述性统计

变量	观察值	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
RDIN	7 562	0.016	0.002	0.000	0.222	0.027
LNPT_A	7 562	1.217	0.000	0.000	5.986	1.625
LNPT_G	7 562	1.095	0.000	0.000	5.673	1.499
PARCG	7 562	0.520	1	0	1	0.500
PARCR	7 562	0.237	0	0	1	0.425
SIZE	7 562	22.430	22.260	19.230	25.830	1.358
LEV	7 562	0.518	0.527	0.051	0.996	0.206
ROA	7 562	0.029	0.028	-0.214	0.198	0.056
OCF	7 562	0.045	0.044	-0.199	0.249	0.074
GROWTH	7 562	0.179	0.088	-0.594	4.464	0.571
AGE	7 562	2.841	2.890	1.946	3.497	0.302
TOP1	7 562	0.386	0.374	0.088	0.750	0.154
MSH	7 562	0.003	0.000	0.000	0.328	0.015
BOARD	7 562	2.314	2.303	1.792	2.773	0.178
DUAL	7 562	0.096	0	0	1	0.294
LOCAL	7 562	0.644	1	0	1	0.479

党组织参与治理的指标中,双向进入指标(PARCG)均值为 0.520,表明样本中约 52.0%的上市公司存在党组织成员同时也是董事、监事或高级管理人员;交叉任职指标(PARCR)均值为 0.237,表明样本中约 23.7%的上市公司董事长兼任党委书记,或董事长兼任党委副书记且副董事长兼任党委书记。从双向进入的分项指标来看(未报告),双向进入董事会情况指标(PARDIR)均值为 0.394,表明约 39.4%的样本存在党组织成员进入董事会;双向进入高管层情况指标(PARMAN)均值为 0.276,表明约 27.6%的样本党组织成员进入高管层;双向进入监事会情况指标(PARSUP)均值为 0.233,表明约 23.3%的样本党组织成员进入监事会。整体而言,样本中“双向进入、交叉任职”的平均水平相对较高,但不同企业之间仍存有差异。

本文按照企业党组织成员双向进入(PARCG)、交叉任职(PARCR)分组考察关键变量的组间差异。由表 4 的差异性检验结果可以看出:对创新投入而言,双向进入(PARCG)、交叉任职(PARCR)的公司,年度创新投入水平均相对较低,与假说 H_{1b}相符;对创新产出而言,除双向进入组 LNPT_G 的均

值在 10%的水平上显著、交叉任职组 LNPT_G 的中位数在 5%的水平上显著以外,其他指标未发现显著差异。

另外,本文对中央企业与地方国有企业中党组织双向进入(PARCG)、交叉任职(PARCR)情况进行卡方检验(见表 5),以考察党组织参与治理情况在中央企业与地方国有企业之间是否存在显著差异。结果发现,地方国有企业的党组织成员双向进入(PARCG)、交叉任职(PARCR)的比例(54.11%、27.77%)均显著高于中央企业(48.29%、16.28%)。

5.2 相关性分析

表 6 给出了主要变量相关性分析的结果。由表 6 可以看出,党组织成员“双向进入”“交叉任职”与企业创新投入(RDIN)显著负相关,但与企业创新产出(LNPT_A、LNPT_G)之间没有显著关系。整体而言,党组织参与治理对企业创新投入的影响符合预期,但对创新产出的影响需进一步考察。

从相关系数矩阵还可以看到,控制变量之间相关系数的绝对值均不超过 0.60,此外,在后续的回归分析中,本文计算了各个变量的 VIF,VIF 值均小于 10,说明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表4 差异性检验

按照双向进入分组		PARCG=1			PARCG=0			差异性检验	
变量	N1	均值	中位数	N2	均值	中位数	均值差异(1~0)	Chi ²	
RDIN	3 935	0.014	0.002	3 627	0.018	0.003	-0.004***	7.757***	
LNPT_A	3 935	1.239	0.000	3 627	1.194	0.000	0.045	1.637	
LNPT_G	3 935	1.122	0.000	3 627	1.065	0.000	0.057*	0.847	
SIZE	3 935	22.530	22.330	3 627	22.330	22.180	0.196***	14.777***	
LEV	3 935	0.523	0.535	3 627	0.513	0.518	0.010**	7.253***	
ROA	3 935	0.030	0.029	3 627	0.028	0.026	0.003**	7.253***	
OCF	3 935	0.047	0.046	3 627	0.042	0.040	0.005***	10.534***	
GROWTH	3 935	0.158	0.083	3 627	0.202	0.094	-0.044***	2.980*	
AGE	3 935	2.876	2.890	3 627	2.803	2.833	0.074***	103.109***	
TOP1	3 935	0.384	0.376	3 627	0.388	0.374	-0.004	0.064	
MSH	3 935	0.001	0.000	3 627	0.004	0.000	-0.002***	57.350***	
BOARD	3 935	2.320	2.303	3 627	2.307	2.303	0.013***	1.857	
按照交叉任职分组		PARCR=1			PARCR=0			差异性检验	
变量	N1	均值	中位数	N2	均值	中位数	均值差异(1~0)	Chi ²	
RDIN	1 791	0.011	0.001	5 771	0.017	0.003	-0.006***	27.820***	
LNPT_A	1 791	1.183	0.000	5 771	1.228	0.000	-0.045	0.971	
LNPT_G	1 791	1.059	0.000	5 771	1.106	0.000	-0.047	5.947**	
SIZE	1 791	22.620	22.410	5 771	22.380	22.230	0.241***	12.942***	
LEV	1 791	0.526	0.535	5 771	0.515	0.523	0.011*	2.377	
ROA	1 791	0.031	0.029	5 771	0.029	0.027	0.002	4.115**	
OCF	1 791	0.048	0.049	5 771	0.044	0.042	0.005**	10.015***	
GROWTH	1 791	0.156	0.084	5 771	0.187	0.088	-0.031**	0.323	
AGE	1 791	2.871	2.890	5 771	2.832	2.833	0.040***	42.496***	
TOP1	1 791	0.372	0.355	5 771	0.391	0.382	-0.018***	20.896***	
MSH	1 791	0.002	0.000	5 771	0.003	0.000	-0.001	39.719***	
BOARD	1 791	2.314	2.303	5 771	2.314	2.303	-0.000	0.035	

注:***, **, * 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著(下同);均值差异为 t 值,中位数差异为 Wilcoxon 秩和检验显著性 Chi² 值

表5 中央企业与地方国有企业中党组织“双向进入、交叉任职”情况卡方检验

变量		LOCAL=0	LOCAL=1	合计	卡方检验
双向进入	PARCG=0	1 391 (51.71%)	2 236 (45.89%)	3 627 (47.96%)	23.481 3***
	PARCG=1	1 299 (48.29%)	2 636 (54.11%)	3 935 (52.04%)	
交叉任职	PARCR=0	2 252 (83.72%)	3 519 (72.23%)	5 771 (76.32%)	126.552 1***
	PARCR=1	438 (16.28%)	1 353 (27.77%)	1 791 (23.68%)	
合计		2 690 (100%)	4 872 (100%)	7 562 (100%)	

表6 相关系数矩阵

变量	RDIN	LNPT_A	LNPT_G	PARCG	PARCR	SIZE	LEV	ROA	OCF	GROWTH	AGE	TOP1	MSH	BOARD	DUAL	LOCAL
RDIN		0.527***	0.543***	-0.042***	-0.070***	-0.006	-0.148***	-0.005	-0.083***	-0.016	0.078***	-0.037***	0.135***	-0.004	0.003	-0.209***
LNPT_A	0.390***		0.859***	0.013	-0.014	0.092***	0.065***	0.010	-0.005	0.033***	0.084***	0.014	0.110***	0.040***	0.001	-0.187***
LNPT_G	0.388***	0.899***		0.014	-0.023*	0.108***	0.062***	0.006	-0.014	0.022	-0.059***	0.015	0.114***	0.030*	-0.004	-0.208***
PARCG	-0.081***	0.014	0.019		0.535***	0.070***	0.025*	0.039***	0.039***	-0.017	0.132***	-0.011	0.071***	0.041***	-0.026*	0.056***
PARCR	-0.092***	-0.012	-0.013	0.535***		0.069***	0.019	0.027*	0.033***	-0.011	0.075***	-0.051***	0.073***	0.002	0.016	0.129***
SIZE	-0.085***	0.174***	0.193***	0.072***	0.075***		0.341***	0.035***	0.059***	0.091***	0.080***	0.248***	0.035***	0.201***	-0.055***	-0.033***
LEV	-0.208***	-0.046***	-0.038***	0.024*	0.022	0.316***		-0.429***	0.182***	0.027*	0.021	-0.010	-0.053***	0.055***	0.005	0.005
ROA	0.045***	0.054***	0.040***	0.026*	0.015	0.092***	-0.404***		0.384***	0.290***	0.037***	0.130***	0.101***	0.039***	-0.024*	0.007
OCF	-0.048***	0.017	0.008	0.036***	0.028*	0.053***	-0.187***	0.347***		0.094***	0.055***	0.098***	0.026*	0.090***	-0.014	0.039***
GROWTH	-0.045***	-0.034***	-0.034***	-0.039***	-0.023*	0.049***	0.055***	0.153***	0.015		-0.069***	0.019	0.040***	0.038***	-0.039***	-0.025*
AGE	0.044***	-0.057***	-0.031***	0.122***	0.056***	0.021	0.028*	-0.027*	-0.057***	-0.016		-0.221***	0.126***	-0.052***	0.015	0.076***
TOP1	-0.079***	0.032***	0.037***	-0.014	-0.051***	0.275***	-0.015	0.125***	0.101***	0.037***	0.226***		-0.274***	-0.006	-0.071***	0.008
MSH	0.250***	0.065***	0.053***	-0.079***	-0.018	-0.069***	-0.107***	0.083***	0.003	0.024*	0.003	-0.123***		0.004	0.085***	-0.042***
BOARD	-0.029*	0.048***	0.043***	0.037***	-0.001	0.209***	0.050***	0.044***	0.079***	-0.017	-0.044***	-0.004	-0.025*		-0.062***	-0.008
DUAL	0.008	0.005	0.001	-0.026*	0.016	-0.054***	0.010	-0.021	-0.012	-0.024*	0.018	-0.073***	0.056***	-0.057***		0.049***
LOCAL	-0.215***	-0.190***	-0.207***	0.056***	0.129***	-0.059***	0.009	0.021	0.033***	0.005	0.089***	0.015	-0.066***	-0.020	0.049***	

注:左下角为 Pearson 相关性检验,右上角为 Spearman 相关性检验

5.3 多元回归分析

5.3.1 党组织参与治理对创新投入的影响 由表 7 可以看出,在控制相关因素后,党组织双向进入

(PARCG)、交叉任职(PARCR)与企业本期和下期创新投入均呈显著负向关系。假说 H_{1b} 得到支持,即党组织参与治理降低了企业创新投入水平。

表 7 党组织参与治理对国有企业创新投入的影响

变量	预期符号	RDIN _{<i>t</i>}		RDIN _{<i>t+1</i>}	
		PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
		(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY _{<i>t</i>}	—	-0.002* (-1.955)	-0.002*** (-2.661)	-0.002* (-1.812)	-0.002** (-2.407)
SIZE _{<i>t</i>}	?	-0.001*** (-3.378)	-0.001*** (-3.310)	-0.002*** (-3.449)	-0.002*** (-3.386)
LEV _{<i>t</i>}	—	-0.019*** (-6.452)	-0.019*** (-6.487)	-0.019*** (-6.054)	-0.019*** (-6.092)
ROA _{<i>t</i>}	+	0.014* (1.690)	0.013 (1.638)	0.027*** (3.373)	0.026*** (3.319)
OCF _{<i>t</i>}	+	-0.006 (-1.341)	-0.006 (-1.325)	-0.007 (-1.584)	-0.007 (-1.559)
GROWTH _{<i>t</i>}	—	-0.001*** (-2.893)	-0.001*** (-2.825)	-0.000 (-0.953)	-0.000 (-0.895)
AGE _{<i>t</i>}	—	-0.006*** (-2.619)	-0.006*** (-2.758)	-0.005** (-2.474)	-0.006*** (-2.603)
TOP1 _{<i>t</i>}	?	-0.004 (-1.187)	-0.004 (-1.303)	-0.004 (-1.193)	-0.005 (-1.311)
MSH _{<i>t</i>}	?	0.303*** (3.450)	0.306*** (3.471)	0.241*** (2.937)	0.244*** (2.959)
BOARD _{<i>t</i>}	+	0.002 (0.586)	0.001 (0.516)	0.002 (0.598)	0.002 (0.538)
DUAL _{<i>t</i>}	+	0.000 (0.310)	0.001 (0.388)	0.002 (1.305)	0.002 (1.393)
LOCAL _{<i>t</i>}	—	-0.005*** (-3.796)	-0.004*** (-3.655)	-0.005*** (-3.632)	-0.005*** (-3.500)
YEAR&IND		YES	YES	YES	YES
Constant		0.047*** (4.166)	0.047*** (4.172)	0.050*** (4.178)	0.050*** (4.183)
N		7 562	7 562	6 492	6 492
Adjusted R ²		0.387	0.387	0.391	0.391

注:括号内为 *t* 值,标准误经公司层面聚类(cluster)调整(下同)

就控制变量而言,公司规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、销售增长率(GROWTH)、企业年龄(AGE)与企业创新投入(RDIN)呈显著负向关系,这意味着公司规模越大、负债水平越高、销售增长越快、成立时间越长的上市公司,其创新投入水平相对更低。另外,还可以发现,地方国有企业(LOCAL)的创新投入水平相对较低,而管理层持股比例(MSH)越高的公司,创新投入水平越高。上述结果与预期一致。

5.3.2 党组织参与治理对创新产出的影响 由表 8 可以看出,在控制相关因素后,党组织双向进入(PARCG)、交叉任职(PARCR)与企业专利申请总量(LNPT_A)和专利授权总量(LNPT_G)呈显著正向关系,且这种正向关系持续 3 年均显著。这意味着党组织通过“双向进入、交叉任职”参与企业治理有效地促进了企业创新产出的提高,假说 H₂ 得到支持。

创新投入和创新产出是紧密联系的两个方面。那么,为什么党组织参与治理没有显著提高企业的创新投入,却提高了创新产出?进一步,以企业创新效率(PTRD)为被解释变量,考察党组织参与治理对企业创新效率的影响效应。其中,对企业创新效率(PTRD)的衡量,借鉴现有文献的做法^[70,80],分别以企业年度专利申请总量、年度专利授权总量与年度研发投入绝对额自然对数的比值度量企业创新效率,分别记为 PTRD_A 和 PTRD_G。表 9 给出了党组织参与治理对企业创新效率影响的检验结果。

由表 9 可以看出,党组织双向进入(PARCG)、交叉任职(PARCR)与企业创新效率(PTRD_A、PTRD_G)呈显著正向关系,且这种正向影响持续 3 年均显著,即党组织参与治理显著提高了企业创新效率。这一结果表明,党组织参与治理在降低企业创新投入的同时提高了企业的创新产出水平,进而实现创新效率的提升,因此,党组织参与治理有助于督促企业调整创新结构、优化企业创新模式。其原因在于,党组织参与治理的企业出于提高国有资产利用效率的目标,在创新项目的选择上会更倾向于那些投入较少、但产出可能相对更高的创新项目,从而有助于提高企业创新绩效。“双向进入、交叉任职”党员高管出于政治晋升的考量,为彰显其经营和管理企业的能力,获取政治晋升优势,也更为注重创新效率和企业绩效的提升。同时,党组织参与治理的企业,更容易建立与上级主管部门的联系,有助于企业获取更多与创新活动相关的技术知识、市场需求以及政策支持等信息,可以帮助企业更有效地分配创新资源,通过减少研发成本^[39]、促进专利成果转化^[81],进而提高创新效率。这一结果有助于进一步理解党组织参与治理与企业创新投入产出之间的关系。

5.4 进一步检验:竞争性理论的排除

5.4.1 党组织参与治理一味地抑制创新投入吗? 由前面的检验看到,党组织参与治理与创新投入呈显著负向关系。然而,创新投入和创新产出是创新活动相互关联的两个方面,创新产出规模在很大程度

表8 党组织参与治理对国有企业创新产出的影响

变量	LNPT_A _t		LNPT_A _{t+1}		LNPT_A _{t+2}		LNPT_G _t		LNPT_G _{t+1}		LNPT_G _{t+2}	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY _t	0.386*** (2.826)	0.384*** (2.676)	0.419*** (2.934)	0.443*** (2.846)	0.369** (2.513)	0.517*** (3.146)	0.346*** (2.763)	0.278** (2.053)	0.389*** (2.966)	0.312** (2.141)	0.367*** (2.680)	0.338** (2.174)
SIZE _t	0.408*** (5.519)	0.402*** (5.405)	0.420*** (5.418)	0.412*** (5.286)	0.451*** (5.608)	0.439*** (5.440)	0.388*** (5.616)	0.385*** (5.522)	0.412*** (5.734)	0.408*** (5.622)	0.429*** (5.774)	0.423*** (5.644)
LEV _t	-1.054** (-2.543)	-1.008** (-2.419)	-1.093** (-2.529)	-1.043** (-2.393)	-1.342*** (-2.999)	-1.291*** (-2.869)	-1.020*** (-2.669)	-0.988** (-2.568)	-1.202*** (-3.047)	-1.163*** (-2.922)	-1.418*** (-3.431)	-1.380*** (-3.315)
ROA _t	1.930* (1.842)	2.078** (1.975)	3.016*** (2.698)	3.183*** (2.825)	2.881** (2.461)	3.053*** (2.604)	1.301 (1.323)	1.414 (1.426)	1.623 (1.553)	1.782* (1.692)	1.930* (1.795)	2.098* (1.947)
OCF _t	0.197 (0.295)	0.180 (0.271)	0.237 (0.350)	0.223 (0.332)	0.583 (0.795)	0.575 (0.793)	0.270 (0.439)	0.265 (0.432)	0.140 (0.217)	0.125 (0.195)	0.341 (0.516)	0.327 (0.498)
GROWTH _t	-0.197*** (-2.954)	-0.199*** (-2.989)	-0.214*** (-2.735)	-0.214*** (-2.741)	-0.200** (-2.329)	-0.196** (-2.267)	-0.147** (-2.312)	-0.150** (-2.361)	-0.153** (-2.288)	-0.154** (-2.321)	-0.054 (-0.722)	-0.057 (-0.752)
AGE _t	-0.359 (-1.116)	-0.279 (-0.878)	-0.449 (-1.371)	-0.363 (-1.124)	-0.442 (-1.329)	-0.369 (-1.132)	-0.196 (-0.653)	-0.122 (-0.412)	-0.268 (-0.871)	-0.185 (-0.609)	-0.320 (-1.024)	-0.241 (-0.786)
TOPI _t	0.137 (0.265)	0.224 (0.433)	-0.086 (-0.158)	0.027 (0.050)	-0.308 (-0.540)	-0.178 (-0.313)	0.194 (0.408)	0.258 (0.542)	0.072 (0.147)	0.152 (0.308)	-0.107 (-0.206)	-0.022 (-0.042)
MSH _t	8.947*** (3.368)	8.213*** (3.154)	6.758** (2.523)	5.992** (2.288)	3.648 (1.135)	3.035 (0.976)	6.114** (2.470)	5.393** (2.197)	5.674** (2.236)	4.902* (1.945)	4.132 (1.444)	3.418 (1.211)
BOARD _t	0.362 (0.820)	0.411 (0.930)	0.293 (0.640)	0.347 (0.755)	0.243 (0.518)	0.296 (0.629)	0.261 (0.639)	0.301 (0.736)	0.170 (0.405)	0.210 (0.497)	0.168 (0.385)	0.205 (0.469)
DUAL _t	0.095 (0.516)	0.079 (0.431)	0.007 (0.039)	-0.015 (-0.077)	-0.010 (-0.050)	-0.040 (-0.196)	0.089 (0.525)	0.078 (0.456)	0.095 (0.540)	0.078 (0.445)	0.005 (0.025)	-0.014 (-0.074)
LOCAL _t	-0.455*** (-2.809)	-0.480*** (-2.960)	-0.440*** (-2.633)	-0.471*** (-2.809)	-0.398** (-2.318)	-0.443** (-2.564)	-0.543*** (-3.628)	-0.557*** (-3.714)	-0.513*** (-3.335)	-0.530*** (-3.431)	-0.469*** (-2.955)	-0.491*** (-3.078)
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-10.437*** (-5.604)	-10.579*** (-5.679)	-9.811*** (-4.824)	-9.958*** (-4.910)	-10.245*** (-4.904)	-10.296*** (-4.968)	-10.577*** (-6.251)	-10.725*** (-6.314)	-9.706*** (-5.297)	-9.876*** (-5.372)	-9.733*** (-5.158)	-9.872*** (-5.230)
N	7562	7562	6492	6492	5630	5630	7562	7562	6492	6492	5630	5630
R ²	0.157	0.157	0.160	0.160	0.161	0.162	0.165	0.164	0.167	0.166	0.169	0.166

表9 党组织参与治理对国有企业创新效率的影响

变量	PTRD_A _t		PTRD_A _{t+1}		PTRD_A _{t+2}		PTRD_G _t		PTRD_G _{t+1}		PTRD_G _{t+2}	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY _t	0.966*** (2.827)	0.926** (2.555)	1.012*** (2.792)	1.046** (2.465)	0.941** (2.482)	1.112** (2.410)	0.726*** (2.775)	0.570** (2.023)	0.751*** (2.733)	0.665** (2.024)	0.778*** (2.650)	0.723** (1.988)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-31.075*** (-4.934)	-31.513*** (-4.939)	-31.837*** (-4.588)	-32.274*** (-4.603)	-33.219*** (-4.542)	-33.479*** (-4.544)	-24.397*** (-4.989)	-24.716*** (-4.977)	-24.386*** (-4.586)	-24.696*** (-4.583)	-25.607*** (-4.510)	-25.896*** (-4.500)
N	4581	4581	4135	4135	3754	3754	4581	4581	4135	4135	3754	3754
R ²	0.054	0.053	0.055	0.055	0.056	0.056	0.060	0.059	0.060	0.059	0.061	0.060

上受到投入水平的限制,必要的创新投入对于保证创新产出而言同样是重要的,如果只注重创新效率,而忽视必要的投入,则创新产出水平不可能高。因此,如果党组织参与治理一味地抑制企业创新投入,可能导致企业创新资源配备过少,这同样不利于企业创新。实际上,在保证有效创新资源利用的前提下,创新投入在较大程度上代表了创新意愿,从党组织参与治理对企业创新的动力角度而言,也不应当绝对地抑制创新投入。当然,过度的、效率低下的创

新投入,意味着代理成本,这是党组织参与治理需要关注并加以抑制的。因此,本文预期,当企业创新水平较高时,党组织参与治理更可能对创新投入起到抑制作用;但是,如果企业创新投入本身较低,则党组织参与治理不应再有显著抑制作用。为此,进一步采用分位数回归,考察不同分位点研发投入水平下党组织参与治理的影响。

由表10可以看出,从低到高的分位数点,党组织参与治理对企业研发投入的负向作用由不显

表 10 不同研发投入水平下党组织参与治理作用的差异(分位数回归)

变量	$q=0.25$				$q=0.50$				$q=0.75$			
	RDIN _t		RDIN _{t+1}		RDIN _t		RDIN _{t+1}		RDIN _t		RDIN _{t+1}	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY _t	-0.000 (-0.055)	-0.000 (-0.059)	-0.000 (-0.051)	-0.000 (-0.054)	-0.000 (-1.151)	-0.000 (-0.276)	-0.000 (-0.894)	-0.000 (-0.405)	-0.001*** (-3.774)	-0.001*** (-2.651)	-0.001*** (-4.018)	-0.000* (-1.914)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.000 (0.016)	0.000 (0.012)	0.000 (0.028)	0.000 (0.032)	0.002*** (2.809)	0.002*** (2.871)	0.003*** (2.961)	0.003*** (2.884)	0.021*** (6.572)	0.021*** (6.415)	0.028*** (6.948)	0.027*** (6.945)
N	7 562	7 562	6 492	6 492	7 562	7 562	6 492	6 492	7 562	7 562	6 492	6 492
R ²	0.287	0.287	0.306	0.307	0.351	0.351	0.353	0.353	0.368	0.367	0.365	0.364

著到显著,其中在 0.75 分位数点党组织参与治理与企业研发投入呈显著的负相关关系。由此可见,党组织参与治理只对企业高水平研发费用具有负向影响作用。

采用门限回归方法对此进行检验。由表 11 可以看出,党组织参与治理对企业研发投入的影响存在门限效应:当企业研发投入水平较高($RDIN > \gamma$)时,党组织参与治理有助于抑制企业研发投入;当企

业研发投入水平较低($RDIN \leq \gamma$)时,党组织参与治理对企业研发投入反而具有促进作用。综上所述,党组织参与治理并非一味地抑制公司的创新投入,而是在创新投入本身处于较高水平时才具有显著的抑制作用。这表明,党组织参与治理在抑制公司创新冲动时,并不会抑制正常的创新投入。实际上,惟其如此,才能保证公司更好地落实创新驱动战略,提高公司创新产出。

表 11 不同研发投入水平下党组织参与治理作用的差异(门限回归模型)

变量	(1)	(2)	(1)	(2)
	RDIN _t	RDIN _t	RDIN _{t+1}	RDIN _{t+1}
PARCG _t ($RDIN > \gamma$)	-0.005*** (-7.604)		-0.005*** (-6.991)	
PARCG _t ($RDIN \leq \gamma$)	0.026*** (23.525)		0.025*** (20.699)	
PARCR _t ($RDIN > \gamma$)		-0.003*** (-4.577)		-0.003*** (-3.663)
PARCR _t ($RDIN \leq \gamma$)		0.021*** (14.023)		0.020*** (12.362)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Constant	-0.114*** (-11.009)	-0.119*** (-10.777)	-0.126*** (-11.139)	-0.128*** (-10.656)
N	4 810	4 810	4 329	4 329
R ²	0.322	0.233	0.286	0.201
Number of stked	481	481	481	481
F	0.245	0.145	0.194	0.098

5.4.2 党组织参与治理只是促进低层次的开发型创新? 根据《专利法》,我国的专利分为 3 种不同的类型:发明专利、实用新型和外观设计,这三者的“含金量”存在较大差异。在前面的检验中,本文未对这 3 类专利加以细分,因此,前面所发现的党组织参与治理对创新产出的促进作用也可能是由于企业较多地选择那些容易“转化”、创新层次较低、获取难度较低的实用新型和外观设计所致。由于此类创新所产生的竞争优势并不牢靠,故若党组织参与治理是通过这种方式促进企业提高创新产出,从而向上级党委、部门显现企业“创新绩效”的,那么,党组织参与治理对企业创新的积极作用将大打折扣。为了排除这一可能,对专利进行细分,分别采用发明专利、实用新型和外观设计 3 种不同专利数量替代前文的专利总量作为创新产出的衡量,以考察党组织

参与治理对企业不同类型的创新产出的影响。其中:LNPI_A 和 LNPI_G 分别表示企业当年发明专利申请和授予情况,分别以公司年度发明专利申请、发明专利授予数量加 1 取对数度量;LNPU_A 和 LNPU_G 分别表示企业当年实用新型申请和授予情况,分别以公司年度实用新型申请、实用新型授予数量加 1 取对数加以度量;LNPD_A 和 LNPD_G 分别表示企业当年外观设计申请和授予情况,分别以公司年度外观设计申请、实用新型授予数量加 1 取对数度量。

由表 12 可以看出,党组织参与治理对企业发明专利的申请和获取具有显著正向影响,且这种影响在 3 年内均显著存在;而对于实用新型和外观设计专利,党组织参与治理并未呈现出稳定的促进作用。这一结果表明,党组织参与治理对创

新产出的促进作用,并非是由于追求数量而忽视质量所致。实际上,相较于含金量相对较低、更容易获取的实用新型和外观设计,党组织参与治理对于企业申请和获取发明专利的促进作用反而更为明显。其原因可能在于,一方面,党组织参与治理对企业创新过程、决策、环境等的促进作用有助

于企业提高创新绩效;另一方面,实用新型、外观设计的含金量较低,各类企业均较容易获取,此时,党组织参与治理的作用自然也就不那么明显了。但不管何种原因,均可以排除党组织参与治理对创新产出的促进作用是由于增加了容易转化的专利所致。

表 12 党组织参与治理对不同类型(发明专利、实用新型、外观设计)创新产出的影响

不同专利类型		Y_t		Y_{t+1}		Y_{t+2}	
		PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
发明专利申请	LNPI_A	0.284** (2.322)	0.322** (2.569)	0.328** (2.554)	0.398*** (2.895)	0.301** (2.264)	0.425*** (2.877)
发明专利授权	LNPI_G	0.218** (2.024)	0.211* (1.883)	0.233** (2.063)	0.225* (1.862)	0.253** (2.132)	0.263** (2.057)
实用新型申请	LNPU_A	0.311** (2.168)	0.207 (1.332)	0.251* (1.673)	0.142 (0.832)	0.198 (1.287)	0.231 (1.288)
实用新型授权	LNPU_G	0.303** (2.111)	0.184 (1.213)	0.305** (2.034)	0.174 (1.051)	0.229 (1.482)	0.171 (0.965)
外观设计申请	LNPD_A	0.433* (1.775)	0.198 (0.706)	0.434* (1.709)	0.251 (0.817)	0.446* (1.706)	0.347 (1.077)
外观设计授权	LNPD_G	0.347 (1.453)	0.280 (1.026)	0.387 (1.533)	0.169 (0.559)	0.448* (1.716)	0.376 (1.183)

5.4.3 政府补助的影响 理论上,政府补助对企业创新投资存在刺激效应^[1-2,36-37]和挤出效应^[40]两种不同的影响。一方面,企业获得的政府补助越多,在一定程度上代表着较好的市场声誉,有助于增强企业对外融资能力,以获得更多创新资源的支持;另一方面,由于技术溢出等效应,政府补助也可能完全或部分挤出企业自身的创新投资,引发企业对创新资金的寻租行为。同时,党组织参与治理也具有信号传递效应,“双向进入、交叉任职”的党组织成员可以通过制度化的交流网络向上级传递企业创新投资的相关信息,并通过改变企业创新投入对外释放高科技企业的信号,有助于进一步加强企业与外部利益者之间的联系,进而争取更多的社会资源用于创新投资。那么,政府补助是否对党组织参与治理与企业创新投入之间的关系存在调节作用?本文在原模型中加入党组织参与治理指标(PARTY)与政府补助指标(SUBSIDY)的交乘项(PARTY×SUBSIDY),以进一步考察政府补助对党组织参与治理与公司创新投入之间的关系是否存在显著的调节效应。其中,政府补助指标(SUBSIDY)用(政府补助金额+1)的自然对数来衡量, PARTY×SUBSIDY 的系数可以度量政府补助对于党组织参与治理与企业创新投入之间关系的调节作用。

由表 13 可以看出, PARCR×SUBSIDY 的系数显著为负。这表明,政府补助对党组织成员交叉任

职与企业创新投入之间的关系具有负向调节作用,但 PARCG×SUBSIDY 的系数并不显著为负,这可能是由于企业创新投入决策受到董事长等关键职位的影响更大。总之,政府补助在一定程度上可以强化交叉任职对企业创新投入的负向作用。

表 13 政府补助对党组织参与治理与创新投入关系的调节作用

变量	$RDIN_t$		$RDIN_{t+1}$	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY	0.001 (0.422)	0.002 (1.194)	0.002 (0.688)	0.003 (1.269)
SUBSIDY	0.000*** (4.808)	0.000*** (5.425)	0.001*** (4.469)	0.001*** (5.223)
PARTY×SUBSIDY	-0.000 (-1.518)	-0.000*** (-2.737)	-0.000 (-1.398)	-0.000** (-2.248)
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES
Constant	0.048*** (4.264)	0.049*** (4.326)	0.057*** (4.708)	0.059*** (4.846)
N	7 562	7 562	6 443	6 443
R ²	0.394	0.395	0.400	0.400

党组织参与治理对企业创新投入的负向影响可能是由于党组织参与治理的企业更容易与政府部门建立良好的关系,从而获取政府相关资源支持^[44-45],进而降低企业创新成本。那么,政府补助在党组织参与治理与企业创新投资的关系中是否起着中介作用?为此,将政府补助(SUBSIDY)作为中介变量,采用中介效应检验程序^[82-83]以及 Bootstrap 检验方法^[84],进一步对政府补助在党组织参与治理与企业

创新投资的关系中是否起中介作用进行检验,对三者的逻辑关系作进一步研究。在进行中介检验前,对所有连续变量进行了中心化处理。在 Bootstrap 抽样过程中,抽样次数为 500 次,置信区间为 95%。检验模型设计如下所示:

$$RDIN_{i,t} = a_0 + a_1 PARTY_{i,t} + \sum \beta_k X_k + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$SUBSIDY_{i,t} = b_0 + b_1 PARTY_{i,t} + \sum \beta_k X_k + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$RDIN_{i,t} = c_0 + c_1 PARTY_{i,t} + c_2 SUBSIDY_{i,t} + \sum \beta_k X_k + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

由表 14 模型(2)结果可以看出,党组织参与治理(包括 PARCG 和 PARCR)对企业研发投入(RDIN)的回归系数显著为负。根据中介效应检验程度^[83],表示暂按中介效应立论,可以继续第 2 步检验。模型(3)中,党组织参与治理(包括 PARCG 和 PARCR)对中介变量政府补助(SUBSIDY)的回

归系数都不显著(PARCG 和 PARCR 的系数分别为 0.156 和 0.299,标准差分别为 0.940 和 1.551)。模型(4)中,中介变量政府补助(SUBSIDY)对企业研发投入(RDIN)的回归系数显著为负,由于两者至少有一个不显著,故需进行第 3 步检验。根据 Bootstrap 法检验两者系数乘积间接效应的 Z 值结果,PARCG 检验结果中 $Z = 2.14(p = 0.032)$,直接效应上下限不包括 0,表明中介效应显著,继续第 4 步;PARCR 检验结果中 $Z = 1.66(p = 0.097)$,直接效应上下限包括 0,表明中介效应不显著。由模型(4)可以看出,PARCG 的系数显著为负,即直接效应显著,继续进行第 5 步,比较 $b_1 \times c_2$ 和 c_1 的符号,结果发现,两者异号,说明中介效应不显著,应按遮掩效应解释。上述结果表明,政府补助在党组织参与治理与企业创新投资的关系中不存在中介作用。这意味着,党组织参与治理对企业创新投入的抑制作用并非由于其带来了更多的政府补助所致。

表 14 政府补助对党组织参与治理与创新投入关系的中介效应

变量	模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	因变量=RDIN		中介变量=SUBSIDY		因变量=RDIN	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY	-0.002*	-0.002***	0.156	0.299	-0.002**	-0.002***
	(-1.955)	(-2.661)	(0.940)	(1.551)	(-2.031)	(-2.808)
SUBSIDY			.		0.000***	0.000***
					(5.252)	(5.278)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.047***	0.047***	-7.381***	-7.366***	0.049***	0.050***
	(4.166)	(4.172)	(-3.059)	(-3.065)	(4.415)	(4.422)
N	7 562	7 562	7 562	7 562	7 562	7 562
R ²	0.390	0.390	0.298	0.299	0.394	0.394
Adjusted R ²	0.387	0.387	0.294	0.295	0.391	0.391
Bootstrap Z					2.14(p=0.032)	1.66(p=0.097)

5.5 稳健性测试

本文进行了如下稳健性检验,结果保持稳定。

5.5.1 自选择与内生性问题

(1) 倾向得分匹配法(Propensity Score Matching,PSM)。党组织是否通过“双向进入、交叉任职”方式参与公司治理,并非完全随机的结果,而可能与公司特质有关,因此,党组织参与治理可能存在自选择问题。对此,采用 PSM 加以解决。在 PSM 第 1 阶段,以党组织是否参与企业治理(PARTY)作为因变量,加入可能影响党组织参与治理倾向的解释变量(SIZE、LEV、ROA、OCF、GROWTH、AGE、TOP1、MSH、BOARD、DUAL、LOCAL),通过 1:1 最邻近距离匹配法进行样本匹

配,匹配后变量的标准化偏差均小于 10%,且大多数 T 检验的结果不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设,同时对比匹配前后的结果,大多数变量的标准化偏差均缩小。本文重新对匹配后的样本进行回归,结果发现,PSM 后回归结果与主检验结果基本一致(见表 15)。

(2) 双重差分模型(Difference-in-Difference,DID)。由于不同企业执行“双向进入、交叉任职”制度的时间点不同,为捕捉党组织“双向进入、交叉任职”制度对企业创新活动的净影响效应,利用双重固定效应的渐进 DID 模型评估党组织参与治理对于企业创新的影响。具体而言,本文构建了关键解释变量 PARTY_TREAT,该变量为上市公司党组织

表 15 稳健性检验——PSM 后样本回归结果

变量	RDIN		LNPT_A		LNPT_G	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY	-0.002*	-0.002***	0.360**	0.399***	0.285**	0.287**
	(-1.805)	(-2.608)	(2.543)	(2.608)	(2.229)	(1.961)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.052***	0.057***	-11.923***	-13.725***	-11.800***	-13.580***
	(4.800)	(4.981)	(-6.329)	(-6.978)	(-7.001)	(-7.438)
N	5 952	3 192	5 952	3 192	5 952	3 192
R ²	0.395	0.407	0.162	0.186	0.169	0.195

是否存在“双向进入、交叉任职”与是否为披露党组织参与治理信息后所属期间的交互项。处理组为样本期间披露党组织“双向进入、交叉任职”信息的上市公司在披露该信息之后的样本,控制组为样本期间未披露党组织“双向进入、交叉任职”信息的上市公司,以及样本期间披露党组织“双向进入、交叉任职”的上市公司在披露该信息之前的样本。即对于整个样本期间未披露党组织“双向进入、交叉任职”信息的上市公司,PARTY_TREAT 取值始终为 0;

而披露党组织“双向进入、交叉任职”信息的上市公司,在披露该信息之前 PARTY_TREAT 取值为 0,在披露该信息之后 PARTY_TREAT 取值为 1。将原模型中 PARTY 替换为 PARTY_TREAT,并在控制个体固定效应和年度固定效应的估计框架下重新进行回归。结果发现,除了在考察企业创新投入(RDIN)时,PARCG 的系数负向不显著,以及在考察企业创新产出(LNPT_A)时,PARCR 的系数正向不显著以外,回归结果与主检验结果基本一致(见表 16)。

表 16 稳健性检验——DID 模型回归结果

变量	RDIN		LNPT_A		LNPT_G	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY	-0.001	-0.001*	0.094***	0.051	0.076***	0.054*
	(-1.408)	(-1.698)	(2.872)	(1.475)	(2.712)	(1.854)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-0.025	-0.024	-3.430***	-3.491***	-4.658***	-4.711***
	(-1.160)	(-1.125)	(-3.394)	(-3.449)	(-5.057)	(-5.104)
N	7 527	7 527	7 527	7 527	7 527	7 527
R ²	0.777	0.777	0.835	0.835	0.842	0.842

(3) 固定效应模型。双重固定效应模型结果表明,除了在考察企业创新投入(RDIN)时,PARCG 的系数负向不显著,以及在考察企业创新产出(LNPT_A)时,PARCR 的系数正向不显著以外,回归结果与主检验结果基本一致(见表 17)。

5.5.2 样本选择偏误问题 由于党组织参与治理数据为手工收集,在实际中可能存在党组织通过“双向进入、交叉任职”参与治理但未在年报或官网中披露的情况,故存在样本选择偏误的问题。借鉴现有文献的做法^[56],采用 Heckman 两阶段模型解决样本的选择性偏误问题。由于上市公司实际控制人为国务院国有资产监督管理委员会(简称国务院国资委)或政府、直接控股股东为非集团的,党组织参与治理的可能性越大,故在

模型中引入表示上市公司的直接控股股东是否为集团、实际控制人是否是国务院国资委或政府的哑变量,并作为外生的工具变量,以此判断党组织参与公司治理的倾向。根据 Heckman 第 1 阶段回归结果计算出 IMR(Inverse Mills Ratio)后,将其代入第 2 阶段进行回归。结果发现,在加入 IMR 纠正样本选择偏误后,前文结果保持不变(见表 18)。

5.5.3 被解释变量采用其他替代指标衡量

(1) 采用经行业均值调整后的指标衡量企业创新情况。考虑企业技术创新可能存在行业差异(主检验中已经控制了行业因素),进一步采用将企业创新的原指标进行分年度行业均值调整后重新回归(见表 19),结果与前文一致。

表 17 稳健性检验——固定效应模型回归结果

变量	RDIN		LNPT_A		LNPT_G	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY	-0.001 (-1.200)	-0.001* (-1.698)	0.093*** (2.861)	0.051 (1.475)	0.075*** (2.695)	0.054* (1.854)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-0.024 (-1.157)	-0.024 (-1.125)	-3.430*** (-3.394)	-3.491*** (-3.449)	-4.658*** (-5.057)	-4.711*** (-5.104)
N	7 527	7 527	7 527	7 527	7 527	7 527
R ²	0.777	0.777	0.835	0.835	0.842	0.842

表 18 稳健性检验——Heckman 两阶段结果

变量	RDIN		LNPT_A		LNPT_G	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY	-0.002** (-1.972)	-0.002*** (-2.609)	0.387*** (2.830)	0.400*** (2.798)	0.349*** (2.788)	0.294** (2.179)
IMR	-0.004 (-0.448)	0.005 (0.707)	0.133 (0.117)	1.864** (2.041)	0.522 (0.493)	1.831** (2.123)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.058** (2.134)	0.013 (0.275)	-10.792*** (-2.960)	-23.679*** (-3.502)	-11.975*** (-3.606)	-23.601*** (-3.737)
N	7 562	7 562	7 562	7 562	7 562	7 562
R ²	0.387	0.387	0.157	0.157	0.165	0.165

表 19 稳健性检验——创新指标经行业均值调整后结果

变量	RDIN		LNPT_A		LNPT_G	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY	-0.002** (-1.983)	-0.002** (-2.530)	0.234** (2.173)	0.252** (2.186)	0.217** (2.110)	0.198* (1.750)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.051*** (4.573)	0.051*** (4.584)	-10.388*** (-6.895)	-10.475*** (-6.943)	-10.717*** (-7.499)	-10.809*** (-7.532)
N	7 562	7 562	7 562	7 562	7 562	7 562
R ²	0.172	0.171	0.118 8	0.118 6	0.119 3	0.118 8

(2) 分别采用累计 2 年、累计 3 年专利申请总量和专利授权总量衡量企业创新产出。其中: LNPT_A2(LNPT_G2)表示企业累计 2 年专利申请(授予)总量情况,以公司累计 2 年专利申请(授予)总量加 1 取对数加以度量;LNPT_A3(LNPT_G3)表示企业累计 3 年专利申请(授予)总量情况,以公司累计 3 年专利申请(授予)总量加 1 取对数加以度量。同时,分别考察党组织参与治理对上述指标在企业当期、未来 1 期和 2 期的影响(见表 20),结论与前文一致。

5.5.4 控制期权激励的影响 现有文献发现,风险

资本通过提高企业股权激励促使企业加大了研发投入^[86],而期权激励也有助于提高企业的专利产出^[87],因此,在高管创新激励中,期权激励具有重要的作用。在主检验中,本文之所以控制高管持股而非期权激励,是由于样本中实施期权激励的样本所占比重较低,仅为 1.73%,且管理层激励并非只包括期权激励一种方式。考虑到期权激励对企业创新活动具有重要影响,因此,在稳健性检验中,将原模型中高管持股比例(MSH)改为管理层期权激励(OPTION)后重新进行回归(见表 21),研究结论保持不变。

表 20 稳健性检验——党组织参与治理对企业创新产出的影响(累计专利总量)

变量	替代指标	Y_t		Y_{t+1}		Y_{t+2}	
		PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY	LNPT_A2	0.322** (2.230)	0.278* (1.830)	0.313** (2.059)	0.290* (1.767)	0.285* (1.836)	0.390** (2.242)
PARTY	LNPT_G2	0.319** (2.400)	0.208 (1.475)	0.299** (2.154)	0.190 (1.243)	0.293** (2.037)	0.245 (1.519)
PARTY	LNPT_A3	0.319** (2.400)	0.208 (1.475)	0.301** (1.973)	0.253 (1.516)	0.278* (1.759)	0.347** (1.966)
PARTY	LNPT_G3	0.319** (2.400)	0.208 (1.475)	0.308** (2.172)	0.175 (1.120)	0.286* (1.944)	0.225 (1.359)

表 21 稳健性检验——采用高管期权激励替换高管持股比例后样本回归结果

变量	RDIN		LNPT_A		LNPT_G		PTRD_A		PTRD_G	
	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR	PARCG	PARCR
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PARTY _t	-0.003*** (-2.680)	-0.002*** (-3.095)	0.321** (2.391)	0.307** (2.151)	0.296** (2.415)	0.210 (1.588)	0.884*** (2.637)	0.786** (2.222)	0.648** (2.530)	0.442 (1.603)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR&IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.061*** (5.428)	0.063*** (5.487)	-9.136*** (-5.010)	-9.302*** (-5.103)	-9.410*** (-5.728)	-9.590*** (-5.811)	-29.210*** (-4.757)	-29.648*** (-4.764)	-22.990*** (-4.814)	-23.308*** (-4.803)
N	7562	7562	7562	7562	7562	7562	4581	4581	4581	4581
R ²	0.386	0.385	0.152	0.152	0.160	0.160	0.054	0.053	0.059	0.058

6 结 论

企业创新能力不仅关系到企业可持续的利益增长,对国家整体科技创新水平也具有重要意义。而国有企业作为我国经济发展的“顶梁柱”,对于加快落实国家创新驱动发展战略具有重要意义。党组织参与治理是我国公司治理的一个鲜明特色,党组织通过“双向进入、交叉任职”等制度参与企业治理,不仅有助于保证国有企业经营的社会主义方向,而且对公司的经营政策、理念和绩效产生重大影响。但党组织参与治理对国有企业创新活动的影响如何,尚缺乏研究,理论上也存在不同预期。

基于我国进一步加强党在国有企业中的政治核心地位以及加快实施创新驱动发展战略的双重背景,采用我国A股非金融类国有上市公司的数据,实证检验了党组织通过“双向进入、交叉任职”参与国有企业治理对企业创新的影响。结果表明,国有企业党组织成员“双向进入”“交叉任职”与企业创新投入呈显著负向关系,但与企业创新产出、创新效率呈显著正向关系。上述结论在考虑内生性问题后依然存在。进一步研究发现,党组织参与治理对创新投入的抑制作用仅存在于企业创新投入处于较高水平、企业更可能存在创新冲动的情况下,而不会抑制企业正常的创新投入;党组织参与治理对创新产出的促进作用并非由于增加了创新层次较低、容易获

取的实用新型和外观设计所致,其对发明专利的促进作用更为明显;此外,党组织参与治理对创新投入的抑制作用并非由于能够获取更多政府补助所致。因此,党组织参与治理可以引导企业优化创新模式、提高创新资源的利用效率,在抑制企业投资冲动的同时促进创新成果转化,双管齐下,从而提高企业的创新效率。

本文的意义在于,发现了党组织参与治理对国有上市公司创新活动影响的证据,有助于评价党组织通过“双向进入、交叉任职”制度参与公司治理对企业创新决策的影响,从而为客观评价党组织参与治理的作用提供支撑。

本文的发现具有如下启示:

(1) 创新能力是资源投入与使用效率的综合体现。虽然加大创新投资是提高企业创新产出的重要方式,但在资源有限的情况下,创新产出以及创新效率的提高更能体现出企业在技术创新方面的竞争优势。本文的结果表明,党组织参与治理能够在抑制过多的企业创新投入的同时显著提高企业创新产出,进而提高创新效率,因此,党组织参与治理有助于国有企业更好地落实创新驱动发展战略。从这一意义上讲,加强党对国有企业的政治领导,让党组织通过“双向进入、交叉任职”等制度与董事会、监事会等制度有机地结合起来,对于中国特色公司治理机制的建立和完善具有重要意义。

(2) 企业创新不仅意味着要增加企业创新投入,更重要的是提高企业创新产出和创新效率,以较少的创新资源实现更大的创新绩效。不注重创新产出和创新效率的创新活动,不仅无益于企业核心竞争力的提高,而且会导致企业资源的极大浪费。研究发现,党组织参与治理对企业创新的影响,既包括对创新产出和创新效率的促进,也体现在对过度创新投入的抑制。实际上,提高企业创新效率,在不增加创新投入的基础上取得更多的创新产出,对于我国国有企业创新能力的意义更为重要。因此,本文的结果表明,党组织参与治理对企业创新的影响是系统性的。当然,党组织参与治理抑制的不是正常的企业创新投入,而是在企业创新投入水平较高、可能存在过度投资倾向时,才会具有显著的抑制作用。这一结果在一定程度上表明,党组织更为重视企业的创新产出而非粗放地增加创新投入,在企业创新投入可能过度时,党组织会抑制企业过度的创新冲动。

(3) 本文研究发现,党组织参与治理对企业创新投入的负向影响并不是因为党组织治理会给企业带来较多的政府补助,而是因为其有助于抑制创新过度投资、提高企业创新绩效,所以西方的“扶持之手”理论并不适合于解释这一现象,党组织参与治理对企业创新的影响实际上是党组织发挥积极的公司治理作用的一个体现。

本文的不足之处主要包括:

(1) 党组织参与治理的方式包括开展党组织活动、“三重一大”党委会参与决策以及“双向进入、交叉任职”的领导体制等多种手段,由于上市公司年报中关于企业党建信息的披露缺乏统一的标准,难以全面获取“三重一大”等其他相关数据,故仅采用“双向进入、交叉任职”作为党组织参与治理的代理变量,这在一定程度上确实难以全面考察党组织参与治理的影响。在未来有关企业党建的信息披露更加完善和统一的情况下,可以进一步考察“三重一大”决策制度、企业党建活动开展情况等对企业创新活动的影响。

(2) 企业创新是一项长期且复杂的活动,现有文献也采用多种指标衡量企业创新,但关于国有企业技术创新滞后的争议一直存在。本文力求从国有企业创新的投入、产出和绩效等多角度考察党组织参与治理对企业创新的影响,发现党组织参与治理对企业创新投入具有抑制作用,对创新产出和创新效率具有促进作用,但不能排除指标设计存在结构缺陷或其他未观察到的遗漏变量等因素对本文结论的影响。因此,党组织参与治理对企业创新的影响机理还有待进一步研究。

参考文献:

- [1] 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[J]. 金融研究, 2009(6): 86-99.
- [2] 白俊红. 中国的政府 R&D 资助有效吗?来自大中型工业企业的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2011(4): 1375-1400.
- [3] 孙早,肖利平. 产业特征、公司治理与企业研发投入——来自中国战略性新兴产业 A 股上市公司的经验证据[J]. 经济管理, 2015(8): 23-34.
- [4] 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.
- [5] 谭劲松,冯飞鹏,徐伟航. 产业政策与企业研发投入[J]. 会计研究, 2017(10): 58-64.
- [6] 解维敏,方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入[J]. 金融研究, 2011(5): 171-183.
- [7] 张杰,芦哲,郑文平,等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入[J]. 世界经济, 2012, 35(10): 66-90.
- [8] 冯根福,温军. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析[J]. 中国工业经济, 2008(7): 91-101.
- [9] 鲁桐,党印. 公司治理与技术创新:分行业比较[J]. 经济研究, 2014(6): 115-128.
- [10] 李文贵,余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界, 2015(4): 112-125.
- [11] AMORE M D, SCHNEIDER C, ŽALDOKAS A. Credit supply and corporate innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 835-855.
- [12] HSU P H, TIAN X, XU Y. Financial development and innovation: Cross-country evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [13] 马光荣,刘明,杨恩艳. 银行授信、信贷紧缩与企业研发[J]. 金融研究, 2014(7): 76-93.
- [14] 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.
- [15] 朱恒鹏. 企业规模、市场力量与民营企业创新行为[J]. 世界经济, 2006(12): 41-52.
- [16] BROWN J R, MARTINSSON G, PETERSEN B C. Law, stock markets, and innovation [J]. Journal of Finance, 2013, 68(4): 1517-1549.
- [17] SPULBER D F. How do competitive pressures affect incentives to innovate when there is a market for inventions?[J]. Journal of Political Economy, 2013, 121(6): 1007-1054.
- [18] 史宇鹏,顾全林. 知识产权保护、异质性企业与创新:来自中国制造业的证据[J]. 金融研究, 2013(8): 136-149.

- [19] 吴超鹏,唐药. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效[J]. 经济研究, 2016(11): 125-139.
- [20] HILL C W L, SNELL S A. External control, corporate strategy, and firm performance in research-intensive industries [J]. Strategic Management Journal, 1988, 9(6): 577-590.
- [21] 杨建君,王婷,刘林波. 股权集中度与企业自主创新行为:基于行为动机视角[J]. 管理科学, 2015(2): 1-11.
- [22] HANSEN G S, HILL C W L. Are institutional investors myopic? A time-series study of four technology-driven industries [J]. Strategic Management Journal, 1991, 12(1): 1-16.
- [23] AGHION P, VAN REENEN J, ZINGALES L. Innovation and institutional ownership [J]. The American Economic Review, 2013, 103(1): 277-304.
- [24] 温军,冯根福. 异质机构、企业性质与自主创新[J]. 经济研究, 2012(3): 53-64.
- [25] 唐跃军,左晶晶. 所有权性质、大股东治理与公司创新[J]. 金融研究, 2014(6): 177-192.
- [26] KOR Y Y. Direct and interaction effects of top management team and board compositions on R&D investment strategy [J]. Strategic Management Journal, 2006, 27(11): 1081-1099.
- [27] SHAIKH I A, PETERS L. The value of board monitoring in promoting R&D: A test of agency-theory in the US context [J]. Journal of Management and Governance, 2018, 22(2): 339-363.
- [28] CELIKYURT U, SEVILIR M, SHIVDASANI A. Venture capitalists on boards of mature public firms [J]. The Review of Financial Studies, 2012, 27(1): 56-101.
- [29] DEUTSCH Y. The impact of board composition on firms' critical decisions: A meta-analytic review [J]. Journal of Management, 2005, 31(3): 424-444.
- [30] YOO T, SUNG T. How outside directors facilitate corporate R&D investment? Evidence from large Korean firms [J]. Journal of Business Research, 2015, 68(6): 1251-1260.
- [31] COLES J L, DANIEL N D, NAVEEN L. Managerial incentives and risk-taking [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 431-468.
- [32] MANSO G. Motivating innovation [J]. Journal of Finance, 2011, 66(5): 1823-1860.
- [33] 李春涛,宋敏. 中国制造业企业的创新活动:所有制和CEO激励的作用[J]. 经济研究, 2010(5): 55-67.
- [34] 卢锐. 企业创新投资与高管薪酬业绩敏感性[J]. 会计研究, 2014(10): 36-42.
- [35] 周铭山,张倩倩. “面子工程”还是“真才实干”? ——基于政治晋升激励下的国有企业创新研究[J]. 管理世界, 2016(12): 116-132.
- [36] HU A G. Ownership, government R&D, private R&D, and productivity in Chinese industry [J]. Journal of Comparative Economics, 2001, 29(1): 136-157.
- [37] 李汇东,唐跃军,左晶晶. 用自己的钱还是用别人的钱创新? ——基于中国上市公司融资结构与公司创新的研究[J]. 金融研究, 2013(2): 170-183.
- [38] 林洲钰,林汉川,邓兴华. 所得税改革与中国企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2013(3): 111-123.
- [39] 李万福,杜静. 税收优惠、调整成本与 R&D 投资[J]. 会计研究, 2016(12): 58-63.
- [40] BOEING P. The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies-evidence from listed firms [J]. Research Policy, 2016, 45(9): 1774-1789.
- [41] 肖文,林高榜. 政府支持、研发管理与技术创新效率——基于中国工业行业的实证分析[J]. 管理世界, 2014(4): 71-80.
- [42] 毛其淋,许家云. 政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J]. 中国工业经济, 2015(6): 94-107.
- [43] 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.
- [44] 柳光强. 税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析——基于信息不对称理论视角的实证研究[J]. 管理世界, 2016(10): 62-71.
- [45] 李万福,杜静,张怀. 创新补助究竟有没有激励企业自主创新投资[J]. 金融研究, 2017(10): 130-145.
- [46] FACCIO M, MASULIS R W, MCCONNELL J J. Political connections and corporate bailouts [J]. Journal of Finance, 2006, 61(6): 2597-2635.
- [47] LIN C, LIN P, SONG F. Property rights protection and corporate R&D: Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2010, 93(1): 49-62.
- [48] 杨其静. 企业成长:政治关联还是能力建设? [J]. 经济研究, 2011(10): 54-66.
- [49] 袁建国,后青松,程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察[J]. 管理世界, 2015(1): 139-155.
- [50] 陈爽英,井润田,龙小宁,等. 民营企业社会关系资本对研发投资决策影响的实证研究[J]. 管理世界, 2010(1): 88-97.
- [51] 谢家智,刘思亚,李后建. 政治关联、融资约束与企业研发投入[J]. 财经研究, 2014, 40(8): 81-93.
- [52] 党力,杨瑞龙,杨继东. 反腐败与企业创新:基于政治关联的解释[J]. 中国工业经济, 2015(7): 146-160.
- [53] CHANG E C, WONG S M L. Political control and performance in China's listed firms [J]. Journal of

- Comparative Economics, 2004, 32(4): 617-636.
- [54] QIAN Y. Enterprise reform in China: Agency problems and political control [J]. Economics of Transition, 1996, 4(2): 427-447.
- [55] 马连福,王元芳,沈小秀. 中国国有企业党组织治理效应研究——基于“内部人控制”的视角[J]. 中国工业经济, 2012(8): 82-95.
- [56] 陈仕华,卢昌崇. 国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗? [J]. 管理世界, 2014(5): 106-120.
- [57] 赖明发.“从严治党”情境下国有企业党组织的投资治理效应分析[J]. 商业研究, 2018(4): 1-10.
- [58] 王元芳,马连福. 国有企业党组织能降低代理成本吗?——基于“内部人控制”的视角[J]. 管理评论, 2014(10): 138-151.
- [59] 马连福,王元芳,沈小秀. 国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约[J]. 管理世界, 2013(5): 100-115.
- [60] 陈红,胡耀丹,纳超洪. 党组织参与公司治理、管理者权力与薪酬差距[J]. 山西财经大学学报, 2018, 40(2): 84-97.
- [61] 李翠芝,陈东. 党组织、制度环境与私营企业研发投入[J]. 云南财经大学学报, 2018, 34(8): 75-91.
- [62] 李文贵,余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J]. 中国工业经济, 2012(12): 115-127.
- [63] 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.
- [64] 孙刚,孙红,朱凯. 高科技资质认定与上市企业创新治理[J]. 财经研究, 2016, 42(1): 30-39.
- [65] ABOODY D, LEV B. Information asymmetry, R&D, and insider gains [J]. The Journal of Finance, 2000, 55(6): 2747-2766.
- [66] BHAGAT S, WELCH I. Corporate research & development investments international comparisons [J]. Journal of Accounting and Economics, 1995, 19(2): 443-470.
- [67] KOTHARI S P, LAGUERRE T E, LEONE A J. Capitalization versus expensing: Evidence on the uncertainty of future earnings from capital expenditures versus R&D outlays [J]. Review of Accounting Studies, 2002, 7(4): 355-382.
- [68] 吴秋生,王少华. 党组织治理参与程度对内部控制有效性的影响——基于国有企业的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2018(5): 50-58.
- [69] 陈思,何文龙,张然. 风险投资与企业创新:影响和潜在机制[J]. 管理世界, 2017(1): 158-169.
- [70] 冯根福,刘虹,冯照桢,等. 股票流动性会促进我国企业技术创新吗? [J]. 金融研究, 2017(3): 192-206.
- [71] HE J, TIAN X. The dark side of analyst coverage: The case of innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 856-878.
- [72] 聂辉华,谭松涛,王宇峰. 创新、企业规模 and 市场竞争: 基于中国企业层面的面板数据分析[J]. 世界经济, 2008(7): 57-66.
- [73] 汪晓春. 企业创新投资决策的资本结构条件[J]. 中国工业经济, 2002(10): 89-95.
- [74] 赵洪江,陈学华,夏晖. 公司自主创新投入与治理结构特征实证研究[J]. 中国软科学, 2008(7): 145-149.
- [75] 陈闯,刘天宇. 创始经理人、管理层股权分散度与研发决策[J]. 金融研究, 2012(7): 196-206.
- [76] LERNER J, WULF J. Innovation and incentives: Evidence from corporate R&D [J]. The Review of Economics and Statistics, 2007, 89(4): 634-644.
- [77] 刘小元,李永壮. 董事会、资源约束与创新环境影响下的创业企业研发强度——来自创业板企业的证据[J]. 软科学, 2012(6): 99-104.
- [78] LANE P J, CANNELLA A A, LUBATKIN M H. Agency problems as antecedents to unrelated mergers and diversification: Amihud and lev reconsidered [J]. Strategic Management Journal, 1998, 19(6): 555-578.
- [79] MALLETT P, FOWLER K L. Effects of board composition and stock ownership on the adoption of “poison pills” [J]. Academy of Management Journal, 1992, 35(5): 1010-1035.
- [80] HIRSHLEIFER D, HSU P H, LI D. Innovative efficiency and stock returns [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 107(3): 632-654.
- [81] 杨战胜,俞峰. 政治关联对企业创新影响的机理研究[J]. 南开经济研究, 2014(6): 32-43.
- [82] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [83] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [84] PREACHER K J, HAYES A F. SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models [J]. Behavior Research Methods, Instruments & Computers, 2004, 36(4): 717-731.
- [85] ROYCHOWDHURY S. Earnings management through real activities manipulation [J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(3): 335-370.
- [86] 黄福广,王建业. 风险资本、高管激励与企业创新[J]. 系统管理学报, 2019, 28(4): 601-614.
- [87] 王姝勋,方红艳,荣昭. 期权激励会促进公司创新吗?——基于中国上市公司专利产出的证据[J]. 金融研究, 2017(3): 176-191.