

学者型独立董事、产品市场竞争与 公司创新投入*



章永奎¹ 赖少娟² 杜兴强¹

(1. 厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005;

2. 厦门国家会计学院, 福建 厦门 361005)

内容提要: 本文通过手工搜集 A 股上市公司聘用学者型独立董事的数据, 研究了学者型独立董事与公司研发投入 (R&D 支出) 的关系以及产品市场竞争在“学者型独立董事与 R&D 支出”关系中的调节效应。实证结果表明, 学者型独立董事与 R&D 支出正相关; 更进一步, 学者型独立董事与产品市场竞争程度对 R&D 支出的正向作用之间是互相替代的。说明学者型独立董事促进了公司的研发投入, 而产品市场竞争在一定程度上缓解了学者型独立董事和 R&D 支出之间的正向关系。此外, 在采用不同的学者型独立董事和 R&D 支出的衡量方式, 以及采用一阶差分模型控制潜在的内生性之后, 本文的研究结果保持不变。

关键词: 学者型独立董事 产品市场竞争 创新投入 R&D 支出

中图分类号: F276.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2019)10—0123—20

一、引言

影响创新的因素包括制度环境 (法律保护、金融发展和宏观环境) 和公司治理两类 (外部治理和内部治理) (钟凯等, 2017)^[1]。早期文献主要关注制度环境因素如何影响创新, 但无法解释为何外部条件相似的公司创新业绩上差异巨大 (Fagerberg 等, 2005)^[2], 为此, 从公司治理视角研究创新的影响因素成为近期文献的重心 (Belloc, 2012)^[3]。

前期文献中, 独立董事对企业创新影响的发现并不一致。部分文献发现独立董事有利于公司创新 (Dong 和 Gou, 2010)^[4], 但也有部分文献发现独立董事不利于公司创新 (Hill 和 Snell, 1988)^[5]。研究结果不一致的主要原因在于, 前期文献较多地关注了董事异质性 (Güner 等, 2008)^[6]; Krishnan 等, 2011^[7]; Masulis 等, 2012^[8]; Giannetti 等, 2015^[9], 但对“外部 (独立) 董事的异质性是否以及如何影响企业创新”这一问题关注不足。更具体地, 虽然前期文献关注了独立董事在学历、专业、工作背景、性别、海外背景和政治联系方面的差异 (魏刚和肖泽忠, 2007^[10]; 杜兴强等, 2014^[11]) 对公司行为的影响, 却未对独立董事学术背景这一特征保持足够的关注, 分析其对公

收稿日期: 2019-04-12

* 基金项目: 国家自然科学基金重大项目“制度变革、非正式制度因素与会计审计行为研究”(71790602); 国家自然科学基金面上项目“宗教、外部监督与审计质量: 数据挖掘与经验证据”(71572162); 教育部人文社科基地重大项目“文化影响、会计信息质量与审计行为”(16JJD790032)。

作者简介: 章永奎, 男, 副教授, 管理学博士, 研究方向是会计信息披露与盈余管理, 电子邮箱: zhykxm@xmu.edu.cn; 赖少娟, 女, 助理教授, 管理学博士, 研究方向是资本市场会计与审计问题, 电子邮箱: sjlaxmu@163.com; 杜兴强, 男, 教授, 博士生导师, 管理学博士, 研究方向是非正式制度安排与会计审计行为, 电子邮箱: xqdu@xmu.edu.cn。通讯作者: 杜兴强。

司决策、特别是公司创新的影响。实际上,学者型独立董事来自学术界,他们往往是本领域的专家、具有创新思维和较高的声誉,从而使其往往区别于其他董事会成员,并在公司创新相关的决策中发挥重要的决策咨询作用,进而最终有利于公司的创新。此外,党的十九大报告指出,“深化科技体制改革,建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系。”在此背景下,聘请高校教授作为公司的独立董事(学者型独立董事)是否以及如何促进企业创新,将是一个重要和迫切的研究主题。

学者型独立董事有利于公司创新亦可从 Hambrick 和 Mason (1984)^[12]的“高层梯队理论”中得到支持。Hambrick 和 Mason (1984)^[12]认为,公司高管的认知基础、价值观及一些可观察的背景特征将影响企业的战略选择,并最终影响公司决策及结果(如企业的业绩和成长性),因此“高管团队的教育程度与企业创新正相关”。延续上述逻辑,本文研究了独立董事作为公司高管团队(TMT)的重要组成部分,其学术背景是否促进了公司创新。本文的研究能够从一定程度上丰富“董事异质性与公司创新”的文献,并能够为高层梯队理论中高管背景特征影响企业行为提供重要的经验证据。

研究学者型独立董事对公司创新的影响,研究者必须能够获得独立董事详尽的人口学特征的数据(特别是独立董事来自于高校与否)。幸运的是,从中国上市公司的年报中,可以获取独立董事是否来自于高等院校等方面的信息,这为本文分析学者型独立董事是否影响公司创新提供了重要的制度背景和可能性。

本文以研究开发(R&D)支出作为企业创新投入的替代变量,从国泰安数据库(CSMAR)中获取了中国上市公司2007—2013年的R&D支出数据,并手工搜集了有关学者型独立董事的数据。基于此,本文研究了公司是否存在学者型独立董事(学者型独立董事的人数)对公司创新投入的影响,并进一步分析了产品市场竞争对“学者型独立董事与公司创新投入”关系的调节效应。本文研究发现:第一,学者型独立董事与R&D支出显著正相关,即学者型独立董事促进了企业创新投入。第二,产品市场竞争弱化了学者型独立董事与R&D支出间的正关系。换言之,产品市场竞争程度增强(减弱)时,学者型独立董事对企业创新投入的促进作用减弱(增强)。第三,采纳不同的学者型独立董事与R&D支出度量并不改变本文的主要发现。第四,本文结论在采纳差分模型控制内生性后依然成立。

本文可能的贡献如下:第一,本文的研究丰富和补充了学者型独立董事经济后果以及公司创新影响因素的文献。Francis等(2015)^[13]、沈艺峰等(2016)^[14]从不同角度分析了教授董事、学院派独立董事对公司创新的影响,但上述文献要么仅设置了虚拟变量(Francis等,2015)^[13]、要么仅以学术背景的独立董事人数设置“计数”变量(沈艺峰等,2016)^[14]。本文的研究进一步拓展并区别于上述研究。首先,本文界定的学者型独立董事来自于高校、并不包括科研机构(研究所)的独立董事,因此有别于沈艺峰等(2016)^[14]。其次,本文为学者型独立董事存在与否、人数、学者型独立董事比例、职称(教授、副教授等)和不同的高校来源(985高校、211高校、其他)等设置了虚拟变量、数量变量、序数变量和得分变量等,从而可以提供更为坚实的经验证据,也因此有别于Francis等(2015)^[13]。此外,本文还采用了一阶差分法控制内生性,结果仍然成立。因此,本文在研究方法上丰富了Francis等(2015)^[13]和沈艺峰等(2016)^[14]的研究。第二,不同背景的独立董事在治理作用上存在差异,已有的文献主要从学历、专业、工作背景、性别、海外背景和政治联系等角度进行研究。本文则从学术背景的角度进行了研究,在一定程度上丰富了相关文献。第三,本文分析了产品市场竞争度在学者型独立董事与企业创新投入关系中的调节效应,发现在产品市场竞争程度较弱时,学者型独立董事对企业创新投入的促进作用更加明显。这一发现可以促使未来的研究关注董事会治理(内部治理机制)和产品市场竞争(外部治理机制)对公司创新投入决策的替代或互补作用。

二、文献回顾与研究假说

1. 文献回顾

根据代理理论(Jensen和Meckling,1976^[15];Fama和Jensen,1983^[16]),独立董事与公司没有利益上的关联,所以他们可以有效监督和防止公司管理层在R&D投资上因职业安全等原因而发生的风险规避行为,从而促进公司创新(Dong和Gou,2010^[4];Balsmeier等,2014^[17];冯根福和温军,2008^[18];徐向艺和尹映集,2014^[19])。前期文献支持了上述观点,发现外部(独立)董事是否持有股权(Hoskisson等,2002)^[20]、是否来自创新公司(Balsmeier等,2014)^[17]、是否技术专家(胡元木,2012)^[21]、是否有海外背景(宋建波和文雯,2016)^[22]等背景和特征对创新投入均可能产生影响。

Hambrick和Mason(1984)^[12]的“高层梯队理论”认为,企业高管的认知基础、价值观及一些可观察的背景特征(如年龄、职业经历、教育背景等)影响企业的战略选择,并最终影响企业的业绩和成长性;Audretsch和Lehmann(2006)^[23]发现,具有学术背景的独立董事能够使公司更方便地获取知识外溢效应并进而增强其竞争优势;赵昌文等(2008)^[24]发现,具有学术背景的独立董事对企业价值有显著的促进作用;White等(2014)^[25]发现,市场会对自然科学、医学、工程专业的学者型独立董事的任命做出正向反应,但对来自商学院的学者型独立董事的任命没有显著反应;Francis等(2015)^[13]首次全面检验了学者型独立董事的治理作用及对公司业绩的影响,发现学者型独立董事与公司业绩显著正相关,且这一关系主要由无行政职务的学者型独立董事驱动。在治理作用上,学者型独立董事能够显著提高公司的并购业绩、专利数量和专利引用率、股票价格信息含量、CEO变更对业绩的敏感度,并能显著降低公司利润操纵水平和CEO薪酬;Huang等(2016)^[26]发现,会计背景学者型独立董事可以显著提高财务报告信息的价值相关性;沈艺峰等(2016)^[14]发现,公司学术背景独立董事的多少与上市公司的R&D投入存在显著正相关关系。

Francis等(2015)^[13]以专利衡量企业创新,探讨了学者型独立董事存在与否对专利的影响。首先,专利属于创新的产出指标,从产出角度衡量创新的指标可比性差,而从投入角度衡量的指标则主要由管理层控制,更能准确反映包括独立董事在内的企业管理层对创新的影响;沈艺峰等(2016)^[14]将高校教授和科研院所的研究人员统一认定为具有学术背景,并分析了独立董事的学术背景对公司行为的影响^①。不同的是,本文的学者型独立董事仅包括高校教授。高校教授与科研院所的研究人员在性质上存在差异,因为相较于科研院所的研究人员,高校教授有着更为广泛的社会联系如同学、校友、学生资源等。

2. 学者型独立董事与公司R&D投资

董事会多样性强调董事会成员之间的差异,认为不同的差异如专长、管理背景、个性、学习风格、教育背景、年龄、价值观等可以促进董事会的集体决策(Wang,1998)^[27],提高董事会集体决策的有效性(Baysinger和Butler,1985)^[28],因为多样化的董事会更加能够集思广益,并增加创造性和合理性。

高校教授加入公司董事会将大大增加董事会的多样性并进而可能增加董事会集体决策的有效性。第一,学者型独立董事带来更为专业的知识。公司的学者型独立董事来自于高校的不同专业,往往是本领域的专家,熟悉本学科的动向、发展趋势和前沿领域,可能具有比实务工作者更宽广的视野、更精深的研究和更独到的见解。因此,学者型独立董事将大大增加董事会专业知识的多样

^① 沈艺峰等(2016)^[14]只设置了学者型独立董事数量变量,而本文则设置了多维的学者型独立董事变量——虚拟变量、数量变量、学者型独立董事占独董总人数的比例以及基于职称(教授、副教授、助理教授等)和高校来源(985高校、211高校、非985且非211高校)等因素的序数变量和得分变量,以便检验不同学术层次独立董事对公司创新投入的不同影响。

性。第二,学者型独立董事为董事会注入了思维方式和认知方式的多样性。学者型独立董事长期的学术研究训练使其往往具有独立思考的特征;此外,学术研究本质上就是一个探索和创新过程,长期学术研究使学者型独立董事具有较强的创新意识和思维。因此,学者型独立董事往往在思维方式上与董事会其他成员存在较大的差异。进一步,不同的学者型独立董事可能来自于不同专业,专业差异性不仅增加了董事会专业知识的多样性,也会增加认知方式的多样性。

进一步,受中国传统文化的影响,学者型独立董事对董事会的影响力并不亚于内部董事。实际上,“外来的和尚好念经”,中国传统文化往往相对更为重视独立的、外部来源专家的意见,相信他们可能掌握熟人不具备的知识、经验或技能(Du等,2017)^[29]。学者型独立董事作为“外来的和尚”,一则具有独立性;二则往往是某个领域的专家或权威,且具有相当的社会地位。而在董事会成员中,除了学者型独立董事外,其他大部分董事都是董事长或CEO的下属,在地位上存在不平等。因此,相对于董事会的其他多数成员,学者型独立董事可能对董事会有着更大影响力,其对董事会决策提出的意见和建议也更容易被吸纳。

基于上述,学者型独立董事可以在以下几个方面促进企业的R&D投资决策:第一,学者型独立董事具有创新思维,也关注创新,因此他们会更加关注企业的R&D投资决策。同时,由于学者型独立董事是其研究领域的专家,他们可以利用其不同背景的专业知识为企业R&D投资的战略、方向、投资力度、具体方案等提供有价值的咨询与建议。第二,由于R&D投资项目特有的高投入和高风险性,企业管理层基于职业安全和薪酬等因素的考虑倾向于回避高投入和高风险的R&D项目(朱丽娜等,2017)^[30],并进而可能造成企业R&D投资不足和长期竞争力的缺失。而具有较强独立性的学者型独立董事则会从企业的长期利益出发,敦促企业管理层加强R&D投资,防止管理层可能存在的短期化行为。第三,学者型独立董事一般具有较高的声誉,他们会珍视自身来之不易的声誉而坚持在董事会中的超然独立地位,并在R&D投资决策中有效监督企业管理层(王分棉和原馨,2019)^[31]。第四,企业的R&D项目常常具有投资金额大、技术难度高、风险高等特点,因此企业可能需要寻求外部R&D合作以减少资源投入、解决技术难题和分散R&D风险等。而学者型独立董事多样化的关系资源有助于其帮助企业对接到合适的外部资源(如高校的科研团队、科研院所、其他企业等)以进行R&D项目的有效合作,实现产学研的深度融合。

综上所述,学者型独立董事有能力促进企业的R&D投资决策。从对董事会的影响力上看,他们可以影响到企业的R&D投资决策;从增加董事会多样性角度看,他们可能影响到董事会决策包括R&D投资决策的有效性。因此,本文提出如下假设:

H₁:限定其他条件,学者型独立董事与企业研发投入正相关。

3. 产品市场竞争的调节效应

Arrow(1972)^[32]指出,市场竞争是创新的原动力,技术创新与市场集中度之间存在负相关性。首先,竞争可以降低信息不对称,有利于委托人把企业业绩信息和同行业企业的业绩进行比较,借以判断代理人受托责任的履行情况(Schmidt,1997)^[33]、促使企业管理层更加努力工作和进行公司创新。其次,竞争的加剧将使企业面临破产威胁,促使管理层有动力进行研发创新以维持或提升企业的竞争优势、借以降低破产风险(Schmidt,1997)^[33]。最后,为避免业绩不佳甚至破产给自身声誉带来的负面影响,企业管理层必须更加努力工作(Holmstrom,1982)^[34]、开拓创新。实际上,Aghion等(1999)^[35]认为,市场竞争对公司治理形成替代作用;牛建波和李维安(2007)^[36]发现,董事会治理与产品市场竞争存在替代关系;宋增基等(2009)^[37]发现,董事会治理与产品市场竞争对公司绩效的影响具有替代关系。

基于上述,当产品市场竞争程度较强时,管理层会迫于市场的压力而努力工作、努力创新以缓解公司破产压力,进而维护其声誉,因此学者型独立董事对公司创新投入的正影响将被削弱。因

此,本文提出如下假设:

H₂:限定其他条件,产品市场竞争弱化了学者型独立董事与企业创新投入之间的正相关关系。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

从2007年起,我国上市公司开始披露R&D支出数据,因此本文以2007—2013年间沪深两市全部A股上市公司为研究对象,共得到14206个公司年度观测值,并按照如下的原则进行了样本的筛选:一是剔除银行、保险等金融类上市公司的观测值172个;二是剔除控制变量数据缺失的观测值3211个。经过以上筛选,最后得到包含有10823个公司年度有效观测值的研究样本,样本观测值在各行业之间无明显的行业聚集现象。有关学者型独立董事的数据系通过查阅上市公司年度财务报告手工搜集,并根据学者型独立董事有关变量定义手工赋值得到。公司R&D支出及其他数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。

2. 变量定义

(1)因变量:企业创新投入。企业创新可以从投入和产出两个角度进行衡量,投入是指企业研发支出,产出则包括专利数量、专利引用率、新产品的数量、新产品的销售收入等。如前所述,本文采用研发支出衡量企业的创新。为消除规模因素的可能影响,本文把研发支出除以销售收入再乘以100得到因变量*R&D*(%)。

(2)自变量:学者型独立董事。为了更好地刻画学者型独立董事,本文同时使用了学者型独立董事的虚拟变量*PROF_DUM*和数量变量*PROF_NUM*。具体地,当有一个或多个高校教授在公司董事会中担任独立董事时,虚拟变量*PROF_DUM*为1,否则为0;数量变量*PROF_NUM*等于在公司董事会中担任独立董事的高校教授人数^①。高校教授因背景差异在学术上同样存在异质性,因此在稳健性测试中,本文综合考虑学者型独立董事的职称(教授、副教授、助理教授等)、高校来源(985高校、211高校、非985且非211高校)、人数、比例等设置了一系列得分变量和序数变量。

本文界定的学者型独立董事仅包括来自于高等院校的教授,并不包括来自于科研院所的研究人员。相较于科研院所的研究人员,高校教授有着更广泛的社会联系与关系资源(同学、校友、学生资源)等,能够帮助企业对接到合适的外部资源进行R&D项目的有效合作,实现产学研的深度融合。此外,科研院所的独立董事更多的是技术背景,专业单一,而高校教授可能来自不同的专业,这样可以有效增加董事会多样性,促进董事会决策的创新性和合理性。

同时,使用学者型独立董事的两个不同维度——学者型独立董事的虚拟变量与董事会中的学者型独立董事人数,可以更好地分析学者型独立董事对公司创新投入的影响。实际上,虚拟变量与赋值变量也经常被前期文献所采用(Du等,2017^[29];杜兴强等,2014^[11])。是否存在学者型独立董事的虚拟变量,将拥有不同数目(比例)的学者型独立董事的公司等同视之,这与实际情况可能并不吻合。中国资本市场制度背景下,部分企业往往为了迎合证监会的要求引入独立董事,因此董事会中仅有的一名学者型独立董事往往有可能起到的是“装饰”作用,而非关键因素。实际上,虚拟变量往往只能部分捕捉学者型独立董事对企业创新投入的影响,却无法捕捉学者型独立董事的数量(比例)的变化(增加或减少)对创新产生的影响。有鉴于此,本文针对学者型独立董事同时设置了虚拟变量与数量变量(并在敏感性测试中使用了序数变量和得分变量),力图提供更加坚实的经

^① Francis等(2015)^[13]发现,学者型独立董事对公司业绩的贡献主要源自无行政职务的教授。为此,本文中的高校教授不包括同时在高校中担任行政职务的教授。原因是考虑到在高校中担任行政职务的教授通常要承担大量琐碎的行政事务,可能影响其对企业创新的促进作用。

验结果和发现。

(3)产品市场竞争变量。测算产品市场竞争程度的方式主要有两种:一种是用特定行业的企业数目衡量;另一种是用赫芬达尔指数(HHI)衡量。本文采用赫芬达尔指数衡量产品市场竞争度,但鉴于赫芬达尔指数越大,市场竞争程度越低,因此,本文对赫芬达尔指数进行了如下变换: $PMC = (HHI_{max} - HHI) / (HHI_{max} - HHI_{min})$,其中, HHI_{max} 和 HHI_{min} 分别为某年度中赫芬达尔指数的最大值和最小值。经过如此变换,PMC值越大,则产品市场竞争程度越激烈。

(4)控制变量。参照有关研发支出影响因素的研究(Kor, 2006^[38]; Kim和Lu, 2011^[39]; Dharmapala等, 2011^[40]; Hirshleifer等, 2012^[41]; Cassell等, 2012^[42]; 鲁桐和党印, 2014^[43]; 孙早和肖利平, 2015^[44]; 朱德胜, 2019^[45]),本文控制了机构投资者持股、托宾Q、独董比例、董事长和CEO两职合一、董事会规模、董事会成员的平均年龄、董事会成员的平均任期、董事会成员的平均薪酬、董事会持股、CEO年龄、CEO任期、CEO薪酬、CEO持股、公司规模、债务权益比、现金比率、成长性、总资产收益率、最终控制人性质、行业、年度等因素,有关控制变量的定义如表1所示。

表1 变量及定义

变量	定义	来源
R&D(%)	研发支出百分比。公司研发支出除以销售收入,再乘以100	CSMAR
PROF_DUM	学者型独立董事虚拟变量。当有一个或多个高校教授在公司董事会中担任独立董事时,赋值为1,否则为0(不包括同时在高校中担任行政职务的教授)	A°C
PROF_NUM	学者型独立董事人数。在公司董事会中担任独立董事的高校教授人数(不包括同时在高校中担任行政职务的教授)	A°C
PMC	产品市场竞争度。等于 $(HHI_{max} - HHI) / (HHI_{max} - HHI_{min})$ 。其中,HHI是省级水平在两位数行业中所有公司市场份额的赫芬达尔指数, HHI_{max} 和 HHI_{min} 分别是t期赫芬达尔指数的最大值和最小值	CSMAR
INST_OWN	机构投资者持股。机构投资者的持股百分比	CSMAR
TOBINQ	托宾Q。权益和净债务的市场价值除以账面总资产	CSMAR
INDR	独董比例。公司董事会中独立董事人数占董事总人数的比例	CSMAR
DUAL	两职合一虚拟变量。当公司董事长和CEO由同一人担任时,赋值为1,否则为0	CSMAR
BOARD	董事会规模。等于董事会总人数的自然对数	CSMAR
AGE_BOARD	董事会成员的平均年龄	CSMAR
TENURE_BOARD	董事会成员的平均任期。等于董事会成员平均任期加1,然后取自然对数	CSMAR
COMP_BOARD	董事会成员的平均薪酬。董事会成员的平均薪酬的自然对数	CSMAR
BOARD_OWN	董事会持股。董事会成员持股百分比	CSMAR
AGE_CEO	CEO的年龄	CSMAR
TENURE_CEO	CEO任期。CEO任期加1,然后取自然对数	CSMAR
COMP_CEO	CEO薪酬。CEO总薪酬的自然对数	CSMAR
CEO_OWN	CEO持股。CEO持股百分比	CSMAR
SIZE	公司规模。公司总资产的自然对数	CSMAR
LTE	债务权益比。公司总债务与权益的比值	CSMAR
CASH	现金比率。现金和现金等价物与总资产的比率	CSMAR
GROWTH	成长性。等于(本年销售收入-去年销售收入)/去年销售收入	CSMAR
ROA	总资产收益率。公司息税前利润除以总资产	CSMAR

续表 1

变量	定义	来源
STATE	当公司最终控制人为中央政府、地方政府或政府控制的其他国有企业时,赋值为 1,否则为 0	CSMAR
R&D_DUM	研发支出虚拟变量。当公司当年有研发支出时,赋值为 1,否则为 0	CSMAR
R&D_TA	研发支出规模。公司研发支出除以滞后一期的总资产,再乘以 100	CSMAR
PROF_INF	学者型独立董事的序数变量。当学者型独立董事人数占独立董事总人数的百分比分别为 100%、大于 50% 但小于 100%、大于 0 但小于等于 50%、0 时,分别赋值为 3、2、1、0	A [∧] C
PROF_AS	学者型独立董事职称平均分。等于 $\sum P_i/N$; P_i 为在公司担任独立董事的 i 教授的职称分值,当独立董事在高校担任正教授、副教授、助理教授和其他时,分别赋值为 3、2、1; N 表示在公司担任独立董事的高校教授人数	A [∧] C
PROF_TS	学者型独立董事职称总得分。等于 $\sum P_i$,其中, P_i 与 N 定义同上	A [∧] C
PROF_APU	学者型独立董事职称和高校来源平均分。等于 $\sum P_i \times U_i/N$,其中, P_i 与 N 定义同上; U_i 为在公司担任独立董事的 i 教授的高校来源分值,当该教授来源于 985 高校、211 高校、非 985 且非 211 高校时,分别赋值为 3、2、1	A [∧] C
PROF_TPU	学者型独立董事职称和高校来源总得分。等于 $\sum P_i \times U_i$,其中, P_i 、 U_i 与 N 定义同上	A [∧] C
PROF_B_DUM	学者型独立董事虚拟变量。当有一个或多个高校教授在公司董事会中担任独立董事时(包括同时在高校中担任行政职务的教授),赋值为 1,否则赋值为 0	A [∧] C
PROF_B_NUM	学者型独立董事人数。在公司董事会中担任独立董事的高校教授的人数(包括同时在高校中担任行政职务的教授)	A [∧] C

注:A[∧]C 表示由本文手工搜集得到

资料来源:本文整理

3. 研究模型

为检验“学者型独立董事与企业研发投入正相关”的假设 H_1 ,本文构建了以下回归模型:

$$R\&D(\%) = \alpha_0 + \alpha_1 PROF + \alpha_2 PMC + \sum \alpha_j Control\ Variables + Year + Industry + \varepsilon \tag{1}$$

其中,因变量为企业研发支出百分数 $R\&D(\%)$,自变量为学者型独立董事变量 $PROF$,在主测试中, $PROF$ 分别采用学者型独立董事虚拟变量 $PROF_DUM$ 和学者型独立董事人数 $PROF_NUM$ 。若回归结果显示,模型(1)中 $PROF$ 的系数 α_1 显著为正,则假设 H_1 得到经验证据的支持。

为了检验产品市场竞争在学者型独立董事与创新投入关系中的调节效应,本文构建了以下回归模型:

$$R\&D(\%) = \beta_0 + \beta_1 PROF + \beta_2 PMC + \beta_3 PROF \times PMC + \sum \beta_j Control\ Variables + Year + Industry + \delta \tag{2}$$

若回归结果显示,交乘项 $PROF \times PMC$ 的系数 β_3 显著为负,则假设 H_2 得到验证。此外,本文预期 $PROF$ 的系数 β_1 和 PMC 的系数 β_2 均显著为正。

四、实证结果

1. 描述性统计

表 2 列示了各变量描述性统计结果。 $R\&D(\%)$ 均值约为 1.28,说明我国上市公司研发支出

仅占销售收入的 1.28%,显示我国上市公司总体上对创新重视不够,存在着比较严重的研发投资不足。*PROF_DUM* 均值为 0.3373,说明有 33.73% 的公司聘请了高校教授作为独立董事;*PROF_NUM* 均值约为 0.4,说明平均每家上市公司有 0.4 个学者型独立董事。其他变量的统计结果如表 2 所示,不再详述。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值
<i>R&D (%)</i>	10823	1.2818	2.7533	0.0000	0.0000	0.0000	1.1764	15.9339
<i>PROF_DUM</i>	10823	0.3373	0.4728	0	0	0	1	1
<i>PROF_NUM</i>	10823	0.4025	0.6198	0	0	0	1	5
<i>PMC</i>	10823	0.5790	0.2657	0.0000	0.4501	0.6409	0.7855	1.0000
<i>INST_OWN</i>	10823	0.1470	0.1504	0.0000	0.0167	0.0960	0.2402	0.5588
<i>TOBINQ</i>	10823	2.4402	1.7043	0.6346	1.3736	1.9011	2.8418	11.0462
<i>INDR</i>	10823	0.3644	0.0503	0.2500	0.3333	0.3333	0.3750	0.5556
<i>DUAL</i>	10823	0.1831	0.3868	0	0	0	0	1
<i>BOARD</i>	10823	2.1880	0.2006	1.6094	2.0794	2.1972	2.1972	2.7081
<i>AGE_BOARD</i>	10823	49.6843	3.7554	37.2222	47.1111	49.6364	52.1818	64.7500
<i>TENURE_BOARD</i>	10823	1.6568	0.2819	0.6931	1.4663	1.6740	1.8563	2.2336
<i>COMP_BOARD</i>	10823	11.7437	0.9141	0.0000	11.2252	11.7749	12.3020	14.9523
<i>BOARD_OWN</i>	10823	0.0610	0.1512	0.0000	0.0000	0.0000	0.0011	0.6539
<i>AGE_CEO</i>	10823	47.2817	6.0417	33.0000	43.0000	47.0000	51.0000	62.5300
<i>TENURE_CEO</i>	10823	1.1642	0.4310	0.0000	0.6931	1.0986	1.3863	2.3979
<i>COMP_CEO</i>	10823	12.4412	2.1073	0.0000	12.1910	12.7657	13.2924	14.8088
<i>CEO_OWN</i>	10823	0.0227	0.0765	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.4542
<i>SIZE</i>	10823	21.6732	1.2513	18.6625	20.8145	21.5257	22.3600	26.1537
<i>LTE</i>	10823	1.3324	1.7994	-3.0312	0.4434	0.9331	1.6959	15.5659
<i>CASH</i>	10823	0.1445	0.1750	0.0000	0.0000	0.0905	0.2058	0.7700
<i>GROWTH</i>	10823	0.2388	0.6487	-0.7474	-0.0111	0.1392	0.3175	5.0085
<i>ROA</i>	10823	0.0567	0.0697	-0.2924	0.0308	0.0542	0.0854	0.2887
<i>STATE</i>	10823	0.5453	0.4980	0	0	1	1	1

资料来源:本文整理

2. 单变量检验

依据公司董事会中是否存在学者型独立董事,本文把全部样本分为有学者型独立董事的子样本(*PROF_DUM* = 1)和无学者型独立董事的子样本(*PROF_DUM* = 0),然后比较二者的 *R&D (%)* 差异,其结果如表 3 所示。表 3 结果表明,有学者型独立董事的子样本的 *R&D (%)* 均值为 1.4666,无学者型独立董事的子样本的 *R&D (%)* 均值为 1.1877,T 检验和 Z 检验均表明,前者在 1% 的水平上显著高于后者,这与本文的假设 H_1 相符。此外,前者的市场竞争度 *PMC* 也显著高于后者。

本文还进行了 Pearson 相关系数分析(限于篇幅,表格从略,资料备索),其中,研发支出百分数 *R&D (%)* 与学者型独立董事虚拟变量 *PROF_DUM*、学者型独立董事人数 *PROF_NUM* 均在 1% 统计水平上显著正相关,与假设 H_1 相符合;*R&D (%)* 与产品市场竞争度 *PMC* 在 1% 统计水平上显著正相关,显示产品市场竞争对公司研发投入具有促进作用,这也与本文的预期一致。

表 3 分组差异

变量	PROF_DUM = 1 (N = 3651)			PROF_DUM = 0 (N = 7172)			t 值	z 值
	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差		
R&D (%)	1.4666	0.0000	2.9505	1.1877	0.0000	2.6425	4.99***	5.22***
PMC	0.5894	0.6474	0.2549	0.5738	0.6374	0.2710	2.88***	1.82*

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著(双尾)

资料来源：本文整理

3. 多元回归结果与分析

(1) 假设 H_1 的检验。本文首先利用模型(1)进行回归以检验假设 H_1 ，有关回归结果如表 4 所示。其中，第(1)列的自变量为学者型独立董事虚拟变量 PROF_DUM，第(2)列的自变量为学者型独立董事人数 PROF_NUM。

表 4 学者型独立董事对研发支出的回归结果

变量	因变量：R&D (%)					
	(1)			(2)		
	系数	标准化系数	z 值	系数	标准化系数	z 值
PROF_DUM	0.2935***	0.0504***	2.61			
PROF_NUM				0.2117**	0.0477**	2.38
PMC	1.8347***	0.3151***	7.34	1.8304***	0.4120***	7.33
INST_OWN	0.8816**	0.1514**	2.44	0.8858**	0.1994**	2.45
TOBINQ	0.0254	0.0044	0.58	0.0249	0.0056	0.57
INDR	1.4161	0.2432	1.06	1.4277	0.3214	1.07
DUAL	0.2740*	0.0471*	1.72	0.2743*	0.0617*	1.72
BOARD	0.3799	0.0652	1.09	0.3788	0.0853	1.09
AGE_BOARD	0.0111	0.0019	0.67	0.0113	0.0025	0.68
TENURE_BOARD	-0.5954***	-0.1022***	-2.95	-0.5957***	-0.1341***	-2.95
COMP_BOARD	0.0433*	0.0074*	1.70	0.0438*	0.0099*	1.72
BOARD_OWN	8.6392***	1.4835***	7.96	8.6336***	1.9435***	7.95
AGE_CEO	-0.0095	-0.0016	-0.97	-0.0096	-0.0022	-0.99
TENURE_CEO	0.0700	0.0120	1.45	0.0710	0.0160	1.47
COMP_CEO	0.0565*	0.0097*	1.95	0.0567*	0.0128*	1.96
CEO_OWN	-4.8005***	-0.8243***	-3.51	-4.8058***	-1.0818***	-3.51
SIZE	-0.1537**	-0.0264**	-2.25	-0.1551**	-0.0349**	-2.27
LTE	0.0016	0.0003	0.91	0.0015	0.0003	0.88
CASH	0.0549***	0.0094***	11.91	0.0548***	0.0123***	11.88
GROWTH	-0.2537***	-0.0436***	-20.70	-0.2529***	-0.0569***	-19.83
ROA	2.4488**	0.4205**	2.35	2.4575**	0.5532**	2.36
STATE	-0.2459	-0.0422	-1.63	-0.2447	-0.0551	-1.62
截距	-0.4846	-0.0832	-0.17	-0.4566	-0.1028	-0.16
行业/年度	控制			控制		
Pseudo_R ²	15.33%			15.33%		
观测值	10823			10823		
左截尾	6230			6230		
LR chi ² 值	5413.02***			5410.16***		

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著(双尾)；表格中的 z 值均是根据经过公司以及年度 Cluster 调整之后的标准误计算而得

资料来源：本文整理

表4第(1)列显示,研发支出百分数 $R\&D(\%)$ 在1%统计水平上与 $PROF_DUM$ 显著正相关(系数 0.2935, $z = 2.61$),说明聘请高校教授做独立董事的确对企业 $R\&D$ 投资具有正向影响。具体而言,存在学者型独立董事的企业比没有学者型独立董事的企业的 $R\&D(\%)$ 平均高 0.2935,相当于 $R\&D(\%)$ 均值[1.2818]的 22.90%。类似地,表4的第(2)列显示,研发支出百分数 $R\&D(\%)$ 在5%统计水平上与 $PROF_NUM$ 显著正相关(系数 0.2117, $z = 2.38$),说明董事会中学者型独立董事人数的增加的确可显著增加企业的研发支出。具体而言,当董事会中学者型独立董事每增加一名时,企业的 $R\&D(\%)$ 将平均提高 0.2117,相当于 $R\&D(\%)$ 均值[1.2818]的 16.52%。显然,如上结果不仅具有统计上的显著性,也具有经济上的显著性。表4的第(1)列和第(2)列的结果联合支持了假设 H_1 。为消除各变量计量单位不同对实证结果的可能影响,本文在表4中也列示了标准化的回归系数。在第(1)列和第(2)列中, $PROF_DUM$ 和 $PROF_NUM$ 的标准化系数分别为 0.0504 和 0.0477。

$R\&D(\%)$ 与产品市场竞争度 PMC 均在1%水平上显著正相关,即产品市场竞争越激烈,越能促进企业的 $R\&D$ 投资,这与本文的预期相符合。 $R\&D(\%)$ 与机构投资者持股 $INST_OWN$ 、两职合一 $DUAL$ 、董事会成员的平均薪酬 $COMP_BOARD$ 、董事会持股比例 $BOARD_OWN$ 、CEO 薪酬 $COMP_CEO$ 、现金比率 $CASH$ 、总资产收益率 ROA 显著正相关;与董事会成员的平均任期 $TENURE_BOARD$ 、CEO 持股 CEO_OWN 、公司规模 $SIZE$ 、成长性 $GROWTH$ 显著负相关。上述有关变量的回归结果与已有文献的研究结论基本一致(Kor, 2006^[38]; Kim 和 Lu, 2011^[39]; Dharmapala 等, 2011^[40]; Hirshleifer 等, 2012^[41]; Cassell 等, 2012^[42])。

(2)假设 H_2 的检验。本文利用模型(2)检验产品市场竞争在学者型独立董事与创新投入关系中的调节效应,有关回归结果如表5所示。其中,第(1)列检验产品市场竞争度 PMC 与学者型独立董事虚拟变量 $PROF_DUM$ 之间的交互效应,第(2)列检验 PMC 与学者型独立董事人数 $PROF_NUM$ 之间的交互效应。

在表5第(1)列中, $PROF_DUM$ 的系数(0.3137, $z = 2.80$)和 PMC 的系数(2.4278, $z = 8.79$)均在1%统计水平上显著为正,与表4第(1)列结果一致,进一步支持了假设 H_1 ; 交乘项 $PROF_DUM \times PMC$ 的系数(-2.1530, $z = -2.68$) 在1%统计水平上显著为负,说明产品市场竞争与学者型独立董事之间的调节效应确实为替代关系。在第(2)列中, $PROF_NUM$ 的系数(0.2373, $z = 2.81$)和 PMC 的系数(2.4169, $z = 8.87$)均在1%统计水平上显著为正,与表4第(2)列结果一致,为假设 H_1 提供了额外经验证据的支持。交乘项 $PROF_NUM \times PMC$ 的系数(-1.8346, $z = -2.78$) 在1%统计水平上显著为负,同样说明产品市场竞争与学者型独立董事之间的调节效应为替代关系。因此,表5第(1)列和第(2)列的实证结果联合支持了假设 H_2 。此外,表5列示了标准化的回归系数。第(1)列和第(2)列显示, $PROF_DUM$ 和 $PROF_NUM$ 的标准化系数分别为 0.0539 和 0.0534; 交乘项 $PROF_DUM \times PMC$ 和 $PROF_NUM \times PMC$ 的标准化系数分别为 -0.3697 和 -0.4130。

表5 学者型独立董事与产品市场竞争对研发支出影响的交互效应

变量	因变量: $R\&D(\%)$					
	(1)			(2)		
	系数	标准化系数	z 值	系数	标准化系数	z 值
$PROF_DUM$	0.3137***	0.0539***	2.80			
$PROF_NUM$				0.2373***	0.0534***	2.81
PMC	2.4278***	0.4169***	8.79	2.4169***	0.5441***	8.87
$PROF_DUM \times PMC$	-2.1530***	-0.3697***	-2.68			

续表 5

变量	因变量: R&D (%)					
	(1)			(2)		
	系数	标准化系数	z 值	系数	标准化系数	z 值
<i>PROF_NUM</i> × <i>PMC</i>				-1.8346***	-0.4130***	-2.78
<i>INST_OWN</i>	0.8530**	0.1465**	2.38	0.8363**	0.1883**	2.34
<i>TOBINQ</i>	0.0306	0.0053	0.70	0.0290	0.0065	0.66
<i>INDR</i>	1.3482	0.2315	1.00	1.4158	0.3187	1.05
<i>DUAL</i>	0.2673*	0.0459*	1.67	0.2747*	0.0618*	1.72
<i>BOARD</i>	0.3996	0.0686	1.16	0.4258	0.0959	1.23
<i>AGE_BOARD</i>	0.0108	0.0019	0.65	0.0109	0.0025	0.66
<i>TENURE_BOARD</i>	-0.6061***	-0.1041***	-3.01	-0.5925***	-0.1334***	-2.95
<i>COMP_BOARD</i>	0.0440*	0.0076*	1.73	0.0455*	0.0102*	1.79
<i>BOARD_OWN</i>	8.5064***	1.4607***	7.82	8.4783***	1.9086***	7.81
<i>AGE_CEO</i>	-0.0088	-0.0015	-0.91	-0.0088	-0.0020	-0.91
<i>TENURE_CEO</i>	0.0537	0.0092	1.14	0.0554	0.0125	1.18
<i>COMP_CEO</i>	0.0578**	0.0099**	1.99	0.0577**	0.0130**	2.00
<i>CEO_OWN</i>	-4.5822***	-0.7869***	-3.34	-4.5819***	-1.0314***	-3.35
<i>SIZE</i>	-0.1478**	-0.0254**	-2.18	-0.1517**	-0.0341**	-2.24
<i>LTE</i>	0.0020	0.0003	1.13	0.0019	0.0004	1.10
<i>CASH</i>	0.0535***	0.0092***	11.86	0.0534***	0.0120***	11.85
<i>GROWTH</i>	-0.2535***	-0.0435***	-27.45	-0.2517***	-0.0567***	-24.04
<i>ROA</i>	2.4743**	0.4249**	2.32	2.4971**	0.5621**	2.37
<i>STATE</i>	-0.2380	-0.0409	-1.58	-0.2409	-0.0542	-1.60
截距	-0.9498	-0.1631	-0.34	-0.9455	-0.2128	-0.34
行业/年度	控制			控制		
Pseudo_R ²	15.42%			15.43%		
观测值	10823			10823		
左截尾	6230			6230		
LR chi ² 值	5441.72***			5444.04***		
$\beta_{1a} + \beta_{3a} \neq \beta_{1a}$ 测试 (Chi ² 值)	8.58***					
$\beta_{1b} + \beta_{3b} \neq \beta_{1b}$ 测试 (Chi ² 值)				9.57***		

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著(双尾);表格中的 z 值均是经过公司以及年度 Cluster 调整之后的标准误计算而得; β_{1a} 为 *PROF_DUM* 的系数, β_{3a} 为 *PROF_DUM* × *PMC* 的系数, β_{1b} 为 *PROF_NUM* 的系数, β_{3b} 为 *PROF_NUM* × *PMC* 的系数

资料来源:本文整理

4. 稳健性测试结果与分析

(1)如表 6 所示,Panel A 中采用学者型独立董事的序数变量(*PROF_INF*)作为自变量,重新检验假设 H₁ 和假设 H₂。*PROF_INF* 对学者型独立董事人数占独立董事总人数的百分比分别为

100%、大于 50% 但小于 100%、大于 0 但小于等于 50%、0 的观测值,分别赋值为 3、2、1、0,进一步区分了学者型独立董事比例的高低水平。Panel A 的结果与表 4、表 5 一致,为假设 H_1 和假设 H_2 提供了增量证据的支持。

表 6 学者型独立董事的稳健性测试结果

Panel A:使用学者型独立董事序数变量

变量	假设 H_1		假设 H_2	
	(1)		(2)	
	系数	z 值	系数	z 值
<i>PROF_INF</i>	0.1942 **	2.07	0.2252 **	2.42
<i>PMC</i>	1.8353 ***	7.34	2.4431 ***	8.93
<i>PROF_INF</i> × <i>PMC</i>			-2.0414 ***	-2.90
截距	-0.5261	-0.19	-0.9997	-0.36
其他控制变量、行业和年度	控制		控制	
Pseudo_ R^2	15.33%		15.42%	
观测值	10823		10823	
左截尾	6230		6230	
LR χ^2 值	5409.35 ***		5442.87 ***	
$\beta_1 + \beta_3 \neq \beta_1$ 测试 (Chi ² 值)			9.79 ***	

Panel B:使用学者型独立董事职称得分变量

变量	假设 H_1				假设 H_2			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
<i>PROF_AS</i>	0.0968 **	2.38			0.1019 **	2.52		
<i>PROF_TS</i>			0.0741 **	2.27			0.0849 ***	2.62
<i>PMC</i>	1.8393 ***	7.36	1.8347 ***	7.34	2.3947 ***	8.72	2.3923 ***	8.78
<i>PROF_AS</i> × <i>PMC</i>					-0.7517 ***	-4.59		
<i>PROF_TS</i> × <i>PMC</i>							-0.6537 ***	-4.89
截距	-0.4548	-0.16	-0.4357	-0.16	-0.8562	-0.31	-0.8611	-0.31
其他控制变量、行业和年度	控制		控制		控制		控制	
Pseudo_ R^2	15.33%		15.33%		15.41%		15.42%	
观测值	10823		10823		10823		10823	
左截尾	6230		6230		6230		6230	
LR χ^2 值	5411.25 ***		5410.58 ***		5438.17 ***		5442.39 ***	
$\beta_{1a} + \beta_{3a} \neq \beta_{1a}$ 测试 (Chi ² 值)					16.36 ***			
$\beta_{1b} + \beta_{3b} \neq \beta_{1b}$ 测试 (Chi ² 值)							18.38 ***	

续表 6

Panel C: 使用学者型独立董事职称和高校来源得分变量

变量	假设 H ₁				假设 H ₂			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
<i>PROF_APU</i>	0.0572 ***	3.41			0.0584 ***	3.48		
<i>PROF_TPU</i>			0.0438 ***	3.23			0.0465 ***	3.46
<i>PMC</i>	1.8428 ***	7.37	1.8381 ***	7.35	2.2679 ***	8.33	2.2967 ***	8.47
<i>PROF_APU</i> × <i>PMC</i>					-0.2689 ***	-3.93		
<i>PROF_TPU</i> × <i>PMC</i>							-0.2500 ***	-4.44
截距	-0.4310	-0.16	-0.4195	-0.15	-0.6707	-0.24	-0.7032	-0.25
其他控制变量、行业和年度	控制		控制		控制		控制	
Pseudo_R ²	15.36%		15.36%		15.42%		15.43%	
观测值	10823		10823		10823		10823	
左截尾	6230		6230		6230		6230	
LR chi ² 值	5420.52 ***		5418.69 ***		5441.24 ***		5446.00 ***	
$\beta_{1a} + \beta_{3a} \neq \beta_{1a}$ 测试 (Chi ² 值)					10.78 ***			
$\beta_{1b} + \beta_{3b} \neq \beta_{1b}$ 测试 (Chi ² 值)							14.27 ***	

Panel D: 使用包括担任行政职务的学者型独立董事虚拟变量或人数变量

变量	假设 H ₁				假设 H ₂			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
<i>PROF_B_DUM</i>	0.5082 ***	3.72			0.5255 ***	3.76		
<i>PROF_B_NUM</i>			0.1903 ***	3.25			0.1970 ***	3.33
<i>PMC</i>	1.8397 ***	7.35	1.8428 ***	7.36	4.3248 ***	10.10	3.4036 ***	9.58
<i>PROF_B_DUM</i> × <i>PMC</i>					-3.9970 ***	-3.09		
<i>PROF_B_NUM</i> × <i>PMC</i>							-1.3954 ***	-6.57
截距	-0.8628	-0.27	-0.2137	-0.08	-4.6035 ***	-2.78	-1.2901	-0.78
其他控制变量、行业和年度	控制		控制		控制		控制	
Pseudo_R ²	15.38%		15.36%		15.70%		15.58%	
观测值	10823		10823		10823		10823	
左截尾	6230		6230		6230		6230	
LR chi ² 值	5425.94 ***		5421.44 ***		5538.74 ***		5495.97 ***	

续表 6

Panel D:使用包括担任行政职务的学者型独立董事虚拟变量或人数变量

变量	假设 H ₁				假设 H ₂			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$\beta_{1a} + \beta_{3a} \neq \beta_{1a}$ 测试 (Chi ² 值)			7.82 ***					
$\beta_{1b} + \beta_{3b} \neq \beta_{1b}$ 测试 (Chi ² 值)				30.79 ***				

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著(双尾);表格中的 z 值均是根据经过公司以及年度 Cluster 调整之后的标准误计算而得;Panel A 中, β_1 为第(2)列 PROF_INF 的系数, β_3 为第(2)列 PROF_INF × PMC 的系数;Panel B、Panel C、Panel D 中, β_{1a} 为第(3)列学者型独立董事替代变量的系数, β_{3a} 为第(3)列交乘项的系数, β_{1b} 为第(4)列学者型独立董事替代变量的系数, β_{3b} 为第(4)列交乘项的系数

资料来源:本文整理

(2)Panel B 中采用学者型独立董事的职称得分变量(PROF_AS/PROF_TS)作为自变量,重新检验假设 H₁ 和假设 H₂。职称得分变量进一步衡量了学者型独立董事的学术背景的差异,对职称为正教授、副教授和助理教授及其他的学者分别赋值为 3、2、1,然后对一家公司内的所有学者型独立董事的职称得分取平均数(PROF_AS)或求和(PROF_TS)。Panel B 的结果显示,职称得分的平均变量(PROF_AS)和总分变量(PROF_TS)的结果都与表 4、表 5 结果一致,进一步支持了假设 H₁ 和假设 H₂。

(3)Panel C 采用学者型独立董事职称和高校来源得分变量(PROF_APU/PROF_TPU)作为自变量,重新检验假设 H₁ 和假设 H₂。职称和高校来源变量考虑学者型独立董事的个人职称和高校背景两个维度,进一步刻画了学者型独立董事的学术和专业背景。如上所述,对职称为正教授、副教授和助理教授及其他学者分别赋值为 3、2、1,同时对来自于 985 高校、211 高校、非 985 且非 211 高校的学者分别赋值为 3、2、1。将个人职称得分与高校得分相乘、得到每个学者型独立董事的职称和高校来源得分,然后对一家公司内所有学者型独立董事的得分取平均数(PROF_APU)或求和(PROF_TPU)。Panel C 表明,采用学者型独立董事职称和高校来源平均得分(PROF_APU)和总得分(PROF_TPU)的结果都与表 4、表 5 一致,为假设 H₁ 和假设 H₂ 提供了额外经验证据的支持。

(4)Panel D 中采用包括担任行政职务的学者型独立董事作为自变量,重新对假设 H₁ 和假设 H₂ 进行检验。结果显示,当学者型独立董事的范围扩大、包括担任行政职务的学者型独立董事后,对表 4、表 5 结果没有影响。假设 H₁ 和假设 H₂ 仍然得到经验证据的支持。

(5)本文还针对研发支出进行了以下稳健性测试:第一,使用研发支出虚拟变量 R&D_DUM 和研发支出规模 R&D_TA(有关变量定义如表 1 所示)作为 R&D (%) 的替代变量,对假设 H₁ 和假设 H₂ 重新进行了检验,检验结果与表 4、表 5 主测试结果一致,支持假设 H₁ 和假设 H₂;第二,按照会计准则,研发支出应根据研发项目成功可能性大小分别进行资本化或费用化。因此,本文也把研发支出分为资本化研发支出和费用化研发支出两组分别进行了稳健性测试,结果仍然与表 4、表 5 主测试的结果一致,支持假设 H₁ 和假设 H₂。

(6)本文进一步检验独立董事的学术背景与财务背景、海外背景、政治联系对公司创新投入影响的竞争性解释力。为此,本文在模型中加入独立董事财务背景的虚拟变量(FEXP_DUM)或数目(FEXP_NUM)、独立董事海外背景的虚拟变量(GLOBAL_DUM)或数目(GLOBAL_NUM)、以及独立董事政治联系的虚拟变量(PC_DUM)或数目(PC_NUM)。表 7 的结果表明,本文的主要发现保持不变,且独立董事的财务背景与海外背景对公司创新并无影响、政治联系抑制了公司创新投入。如上结果揭示了独立董事的学术背景对公司创新投入具有重要的和增量的解释力。

表7 独立董事的学术背景与财务背景、海外背景、政治联系对公司创新投入的竞争性影响

变量	因变量: R&D (%)							
	H ₁				H ₂			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
PROF_DUM	0.2718**	2.43			0.2908***	2.61		
PROF_NUM			0.1811**	2.06			0.2073**	2.49
PMC	1.8152***	7.33	1.8021***	7.27	2.4237***	8.82	2.4008***	8.86
PROF_DUM × PMC					-2.2117***	-2.75		
PROF_NUM × PMC							-1.8757***	-2.92
FEXP_DUM	-0.2516	-1.52			-0.2830	-1.42		
GLOBAL_DUM	0.0251	0.05			0.0014	0.00		
PC_DUM	-0.1317	-1.49			-0.1344	-1.53		
FEXP_NUM			-0.0218	-0.32			-0.0308	-0.45
GLOBAL_NUM			-0.1258	-0.28			-0.1360	-0.30
PC_NUM			-0.1404***	-2.82			-0.1345***	-2.71
截距	-0.3954	-0.14	-1.0424	-0.35	-0.8632	-0.30	-1.5417	-0.52
其他控制变量、行业 和年度	控制		控制		控制		控制	
Pseudo_R ²	15.34%		15.35%		15.43%		15.45%	
观测值	10823		10823		10823		10823	
左截尾	6230		6230		6230		6230	
LR chi ² 值	5415.34***		5418.27***		5444.12***		5451.48***	
$\beta_{1a} + \beta_{3a} \neq \beta_{1a}$ 测试 (Chi ² 值)					9.28***			
$\beta_{1b} + \beta_{3b} \neq \beta_{1b}$ 测试 (Chi ² 值)							7.30***	
系数测试								
PROF_DUM > FEXP_DUM	11.67***				15.18***			
PROF_DUM > GLOBAL_DUM	4.63**				5.34**			
PROF_DUM > PC_DUM	14.28***				16.70***			
PROF_NUM > FEXP_NUM			10.50***		16.59***			
PROF_NUM > GLOBAL_NUM			4.98**		6.02**			
PROF_NUM > PC_NUM			21.73***		28.07***			

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著(双尾);表格中的 z 值均是根据经过公司以及年度 Cluster 调整之后的标准误计算而得; β_{1a} 为 PROF_DUM 的系数, β_{3a} 为 PROF_DUM × PMC 的系数, β_{1b} 为 PROF_NUM 的系数, β_{3b} 为 PROF_NUM × PMC 的系数

资料来源:本文整理

如上的稳健性测试的结果均与主测试的结果基本保持一致,说明本文回归结果具有一定的稳健性。

5. 使用一阶差分法控制内生性的结果与分析

为控制遗漏变量相关的内生性问题,本文使用一阶差分法对假设 H_1 和假设 H_2 重新进行检验,回归结果如表 8 所示。表 8 中,第(1)列 $\Delta PROF_DUM$ 的系数为 0.5104,第(3)列 $\Delta PROF_DUM \times \Delta PMC$ 的系数为 -3.6603,第(4)列 $\Delta PROF_NUM \times \Delta PMC$ 的系数为 -2.8527 均统计上显著,且符号符合预期;但第(2)列中 $\Delta PROF_NUM$ 的系数为 0.2888,为边际显著。综上所述,考虑了学者型独立董事与公司 R&D 支出的潜在内生性之后,本文发现学者型独立董事能够促进公司创新投入,且产品市场竞争缓解了两者的正关系,本文的假设 H_1 和假设 H_2 仍成立。

表 8

内生性检验

变量	因变量:R&D (%)							
	假设 H_1				假设 H_2			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$\Delta PROF_DUM$	0.5104 **	2.33		0.5401 **	2.46			
$\Delta PROF_NUM$		0.2888	1.60		0.3190 *	1.76		
ΔPMC	1.5684 *	1.71	1.5476 *	1.68	2.8981 **	2.56	2.7348 **	2.46
$\Delta PROF_DUM \times \Delta PMC$		-3.6603 **	-2.00					
$\Delta PROF_NUM \times \Delta PMC$			-2.8527 *	-1.91				
Δ 控制变量	0.0567	0.09	0.0885	0.14	0.0400	0.06	0.0805	0.13
截距	-0.4334	-1.55	-0.4221	-1.50	-0.4549	-1.62	-0.4455	-1.59
其他控制变量	控制		控制		控制		控制	
Adj_ R^2	1.80%		1.67%		1.97%		1.83%	
观测值	9076		9076		9076		9076	
F 值	1.91 ***		1.77 **		2.01 ***		1.86 ***	
$\beta_{1a} + \beta_{3a} \neq \beta_{1a}$ 测试 (Chi ² 值)					2.90 *			
$\beta_{1b} + \beta_{3b} \neq \beta_{1b}$ 测试 (Chi ² 值)							2.89 *	

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著(双尾);表格中的 t 值均是根据经过公司以及年度 Cluster 调整之后的标准误计算而得;Hausman 检验中, $\chi^2 = 17.16$ ($p = 0.7013$),表明零假设没有被拒绝,因此本文使用随机效应模型; β_{1a} 为 $\Delta PROF_DUM$ 的系数, β_{3a} 为 $\Delta PROF_DUM \times PMC$ 的系数, β_{1b} 为 $\Delta PROF_NUM$ 的系数, β_{3b} 为 $\Delta PROF_NUM \times PMC$ 的系数

资料来源:本文整理

五、结论与启示

1. 研究结论

创新能力是企业获取持续竞争优势的重要源泉,良好的董事会治理机制有助于企业创新。

本文从独立董事异质性出发,研究了学者型独立董事对企业创新的影响,并进一步研究产品市场竞争在学者型独立董事与企业 R&D 支出关系中的调节效应。研究发现,学者型独立董事与企业 R&D 投入显著正相关,即学者型独立董事能够促进创新投入;产品市场竞争与学者型独立董事对企业创新投入的影响具有替代效应,即在产品市场竞争程度增强(减弱)时,学者型独立董事对企业创新投入的促进作用减弱(增强)。本文的研究丰富了学者型独立董事如何影响公司决策的相关文献,进一步拓展了 Francis 等(2015)^[13]等的研究。此外,本文的研究揭示了学者型独立董事区别于其他类型独立董事在公司创新投入方面存在的差异,丰富了前期文献——侧重于专业、性别、海外背景和政治联系。本文同时考察了产品市场竞争度在学者型独立董事与企业创新投入正向关系中的调节效应,揭示了产品市场竞争程度与学者型独立董事对企业创新投入的替代效应。根据高阶梯队理论(Hambrick 和 Mason, 1984)^[12],高管的某些背景特征(如教育背景)有助于企业创新。独立董事的学术背景特征能够促进创新,这一发现为高阶梯队理论提供了重要的经验证据。进一步,Hambrick 和 Mason(1984)^[12]仅指出具有市场营销或产品研发背景特征的高管、教育程度更高的高管可能有助于创新,本文则从学术背景角度发现学者型独立董事与公司创新显著正相关,从而丰富了高阶梯队理论中高管背景特征与公司决策的相关文献。

2. 实践启示

本文的研究发现具有如下的政策启示:

第一,创新是我国经济发展的发动机,选择合适的路径并做出恰当的制度安排是促进我国创新发展之关键。实际上,如何建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系是我国目前面临的重要战略任务。但是在我国资本市场发展的现阶段,相当一部分中国上市公司的董事会成员或高管团队(TMT)往往无法把握技术发展的前沿和趋势,导致企业在 R&D 支出等创新决策方面或无能为力,或无动力、或无法获得及时和专业的“咨询”,从而导致来自于企业层面的创新并不充分。高校的教授和学者通常学术背景深厚,深谙技术发展的前沿和趋势,并有着较强的科研能力,具有充分的知识背景和独立性,可以为中国上市公司的创新性投入提供重要的决策咨询作用。实际上,本文研究揭示,鼓励公司聘请高校教授作为独立董事是促进企业进行技术创新的一项恰当制度安排,值得引起有关监管部门的注意。

第二,受到低成本竞争战略的影响,中国企业往往短视行为明显,只看重短期利润、却并不愿意通过研发投入来追求长期竞争优势。这一中国企业的群体性倾向已经明显损害了中国经济的长远发展,使得中国企业在一些基础研究领域或创新领域严重滞后于西方同行企业——最近的中兴通讯和“芯片”事件就是典型一例。学者型独立董事可以显著促进企业创新投入,不仅确认了学者型独立董事在董事会中的重要咨询角色,而且支持了学者型独立董事可以在部分程度上抑制中国企业经营中的短视行为。因此,本文发现为在中国资本市场制度背景下上市公司优化董事会的构成、增强董事会的多样性——特别是学术背景多样性、引进学者型独立董事来促使公司的决策更加战略化和长期化——体现为更多的 R&D 投入,提供了重要的思路。此外,本文发现可以为相关宏观政策部门(如证监会、国资委)等完善独立董事制度提供重要的政策启示——引入学者型独立董事可以丰富董事会的背景多样性,从而有利于董事会做出有利于企业长远发展的 R&D 投资决策。概而言之,聘请高校教授作为董事会的独立董事可以视作是促进企业进行研发创新、保持持续竞争优势的一条有效途径。

第三,中国作为一个新兴市场,不同企业的产品往往面临不同程度的竞争。竞争影响和促进企业创新,并在一定程度上弥合了中国上市公司治理机制不完善的缺点。本文发现产品市场竞争弱化了学者型独立董事对企业创新的正向影响,揭示了学者型独立董事与产品市场竞争对企业创新

的影响具有替代效应。上述发现对市场竞争程度弱的公司具有重要的决策启示,督促产品市场竞争程度低的上市公司积极引入学者型的独立董事、发挥学者型独立董事对企业创新的影响。这一结论可以进一步延伸,越是市场化程度低、市场竞争程度弱的地区或行业,越是要鼓励公司聘请高校教授作为独立董事,借以敦促企业创新。

第四,学者型独立董事存在与否、学者型独立董事在董事会中的人数、董事会中学者型独立董事的比例、学者型独立董事的个人职称越高、学者型独立董事来源于 985 高校与 211 高校等,都会促进公司创新投入。如上发现可以敦促监管部门制定相关政策、引导中国上市公司尽可能地多聘请学者型独立董事、提高学者型独立董事的比例、尽可能引进具有更高学术地位的学者型独立董事、尽量引入来自于 985 高校与 211 高校的学者到公司担任独立董事,借以更好地发挥学者型独立董事在公司创新中的积极作用。

3. 研究局限性及未来的研究方向

本文存在如下的局限性、有待未来的研究进一步开展拓展性的深入研究。第一,本文侧重于公司研究开发支出(R&D)、分析了学者型独立董事对公司创新投入的影响,但并未涉及学者型独立董事是否影响公司创新的其他维度(如专利、专利引用等产出层面)和 R&D 投资效率。第二,受手工搜集数据工作量的制约,本文的样本区间为 2007—2013 年,为此相关研究结论需要经受更长的研究时窗的检验。这些均是未来进一步可能的研究方向。

参考文献

- [1] 钟凯,杨鸣京,程小可. 制度环境、公司治理与企业创新投资:回顾与展望[J]. 北京:金融评论,2017,(6):60-71.
- [2] Fagerberg, J., D. C. Mowery, and R. R. Nelson. The Oxford Handbook of Innovation[M]. Oxford University Press, 2005.
- [3] Belloc, F. Corporate Governance and Innovation: A Survey[J]. Journal of Economic Survey, 2012, 26, (5): 835-864.
- [4] Dong, J., and Y. Gou. Corporate Governance Structure, Managerial Discretion, and the R&D Investment in China[J]. International Review of Economics & Finance, 2010, 19, (2): 180-188.
- [5] Hill, C. W. L., and S. A. Snell. External Control, Corporate Strategy, and Firm Performance in Research-Intensive Industries[J]. Strategic Management Journal, 1988, 9, (6): 577-590.
- [6] Güner, A. B., U. Malmendier, and G. Tate. Financial Expertise of Directors[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88, (2): 323-354.
- [7] Krishnan, J., Y. Wen, and W. Zhao. Legal Expertise on Corporate Audit Committees and Financial Reporting Quality[J]. The Accounting Review, 2011, 86, (6): 2099-2130.
- [8] Masulis, R., C. Wang, and F. Xie. Globalizing the Boardroom-The Effects of Foreign Directors on Corporate Governance and Firm Performance[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 53 (3): 527-554.
- [9] Giannetti, M., G. Liao, and X. Yu. The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China [J]. Journal of Finance, 2015, 70, (4): 1629-1682.
- [10] 魏刚,肖泽忠, Nick Travlos, 邹宏. 独立董事背景与公司经营绩效[J]. 北京:经济研究, 2007, (3): 92-105.
- [11] 杜兴强,曾泉,杜颖洁. 政治联系的独立董事有助于中国民营上市公司涉入高壁垒行业吗? [J]. 香港:中国会计与财务研究, 2014, (4): 90-146.
- [12] Hambrick, D. C., and P. A. Mason. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers[J]. Academy of Management Review, 1984, 9, (2): 193-206.
- [13] Francis, B., I. Hasan, and W. Qiang. Professors in the Boardroom and Their Impact on Corporate Governance and Firm Performance[J]. Financial Management, 2015, 44, (3): 547-581.
- [14] 沈艺峰,王夫乐,陈维. “学院派”的力量:来自具有学术背景独立董事的经验证据[J]. 北京:经济管理, 2016, (5): 176-186.
- [15] Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3, (4): 305-360.
- [16] Fama, E. F., and M. C. Jensen. Separation of Ownership and Control[J]. Journal of Law & Economics, 1983, 26, (2): 301-325.
- [17] Balsmeier, B., A. Buchwald, and J. Stiebale. Outside Directors on the Board and Innovative Firm Performance [J]. Research Policy, 2014, 43, (10): 1800-1815.

- [18]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].北京:中国工业经济,2008,(7):91-101.
- [19]徐向艺,尹映集.家族控股公司独立董事比例与企业成长关系研究——创新行为的中介效应[J].北京:经济与管理研究,2014,(5):33-39.
- [20]Hoskisson, R. E., M. A. Hitt, and R. A. Johnson. Conflicting Voices: The Effects of Institutional Ownership Heterogeneity and International Governance on Corporate Innovation Strategies[J]. *Academy of Management Journal*, 2002, 45, (4): 697-716.
- [21]胡元木.技术独立董事可以提高R&D产出效率吗?——来自中国证券市场的研究[J].天津:南开管理评论,2012,(2):136-42.
- [22]宋建波,文雯.董事的海外背景能促进企业创新吗?[J].北京:中国软科学,2016,(11):109-120.
- [23]Audretsch, D., and E. Lehmann. Entrepreneurial Access and Absorption of Knowledge Spillovers: Strategic Board and Managerial Composition for Competitive Advantage[J]. *Journal of Small Business Management*, 2006, 44, (2): 155-166.
- [24]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].北京:管理世界,2008,(8):119-126.
- [25]White, J. T., T. Woidtke, H. A. Black, and R. L. Schweitzer. Appointments of Academic Directors[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014, 28, (C): 135-151.
- [26]Huang, H., E. Lee, C. Lyu, and Z. Zhu. The Effect of Accounting Academics in the Boardroom on the Value Relevance of Financial Reporting Information[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2016, (45): 18-30.
- [27]Wang, C. J. Board Diversity and Managerial Control as Predictors of Corporate Social Performance[J]. *Journal of Business Ethics*, 1998, 17, (14): 1595-1603.
- [28]Baysinger, B. D., and H. N. Butler. Corporate Governance and the Board of Directors: Performance Effects of Changes in Board Composition[J]. *Journal of Law Economics and Organization*, 1985, 1, (1): 101-124.
- [29]Du, X., J. Wei, and S. Lai. Do Foreign Directors Mitigate Earnings Management? Evidence from China[J]. *International Journal of Accounting*, 2017, 52, (2): 142-177.
- [30]朱丽娜,贺小刚,贾植涵.“穷困”促进了企业的研发投入?——环境不确定性与产权保护力度的调节效应[J].北京:经济管理,2017,(11):69-86.
- [31]王分棉,原馨.学者独立董事的选聘机制研究——人力资本和社会资本的视角[J].北京:经济管理,2019,(2):90-106.
- [32]Arrow, K. J. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention[A]. In: Rowley C. K. Readings in Industrial Economics[C]. London: Palgrave, 1972.
- [33]Schmidt, K. M. Managerial Incentives and Product Market Competition[J]. *The Review of Economic Studies*, 1997, 64, (2): 191-213.
- [34]Holmstrom, B. Moral Hazard in Teams[J]. *The Bell Journal of Economics*, 1982, 13, (2): 324-340.
- [35]Aghion, P., M. Dewatripont, and P. Rey. Competition, Financial Discipline and Growth[J]. *Review of Economic Studies*, 1999, 66, (4): 825-852.
- [36]牛建波,李维安.产品市场竞争和公司治理的交互关系研究[J].南京:南大商学评论,2007,(1):83-103.
- [37]宋增基,李春红,卢溢洪.董事会治理、产品市场竞争与公司绩效:理论分析与实证研究[J].北京:管理评论,2009,(9):120-128.
- [38]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.
- [39]Kim, E. H., and Y. Lu. CEO Ownership, External Governance, and Risk-taking[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 102, (2): 272-292.
- [40]Dharmapala, D., C. F. Foley, and K. J. Forbes. Watch What I Do, Not What I Say: The Unintended Consequences of the Homeland Investment Act[J]. *Journal of Finance*, 2011, 66, (3): 753-787.
- [41]Hirshleifer, D., A. Low, and S. H. Teoh. Are Overconfident CEOs Better Innovators? [J]. *Journal of Finance*, 2012, 67, (4): 1457-1498.
- [42]Cassell, C. A., S. X. Huang, J. M. Sanchez, and M. D. Stuart. Seeking Safety: The Relation between CEO Inside Debt Holdings and the Riskiness of Firm Investment and Financial Policies[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103, (3): 588-610.
- [43]鲁桐,党印.公司治理与技术创新[J].北京:经济研究,2014,(6):115-128.
- [44]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].北京:经济管理,2015,(8):23-34.
- [45]朱德胜.不确定环境下股权激励对企业创新活动的影响[J].北京:经济管理,2019,(2):55-72.

Academic Independent Directors, Product Market Competition and Corporate Innovation

ZHANG Yong-kui¹, LAI Shao-juan², DU Xing-qiang¹

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China;

2. Xiamen National Accounting Institute, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: Institutional environment and corporate governance are two major determinations to affect corporate innovation. Currently, the influence of board structure as a dimension of corporate governance on innovation has received wide attention from the academic. It is an important problem about whether and how the size (proportion) of independent directors on the board of directors affects corporate innovation. In this regard, the findings are mixed at best in previous literature.

In this study, we conjecture that the heterogeneity of independent directors should be responsible for inconsistent findings in the existing literature. From the perspective of board diversity and groupthink, this study explores the relation between academic independent directors and R&D (research and development expenditures), and further addresses the moderating effect of product market competition on above relation. Using hand-collected data on academic independent directors in Chinese listed firms during 2007—2013, our results reveal that academic independent directors are significantly positively associated with corporate R&D expenditures. Moreover, the positive association between academic independent directors and R&D is attenuated by the level of product market competition. The findings validate that academic independent directors improve corporate innovation, and there is a substitute effect between academic independent directors and product market competition in promoting R&D. Our results are robust to a variety of alternative measures of academic independent directors and R&D, respectively. After controlling the potential endogeneity, our conclusions still stand.

This study contributes to prior literature as follows: (1) Few studies address the influence of academic independent directors on corporate innovation, and thus our study adds to prior literature in this regard; (2) Independent directors with different backgrounds may play different roles in corporate governance, and prior literature has focused on independent directors to examine whether and how educational background, major, work background, gender, overseas background and political relations affect corporate behavior. However, they provide little evidence on whether academic background of independent directors influences R&D. This study investigates the governance role of academic independent directors in affecting R&D, providing important supplement to extant studies. (3) This study also examines the moderating effect of product market competition on the relation between academic independent directors and corporate innovation, and finds that when the level of product market competition becomes weaker, the role of academic independent directors in promoting innovation is enhanced.

The practical implications of this study are as follows: (1) According to our findings, academic independent directors play a significant role in promoting corporate innovation, which can motivate regulation bodies to adhere to the current independent director system, and further improve the relevant system according to its governance role. For enterprises, professors as independent directors is an effective way to promote their own innovation and maintain sustainable competitive advantages; and It is also an appropriate institutional arrangement to encourage companies to employ professors as independent directors, which will promote university-industry cooperation; (2) In regions or industries with low degree of Marketization, regulatory bodies should encourage companies to employ professors as independent directors; (3) Regulation bodies should encourage Chinese listed companies to employ professors with a high academic reputation from 985 universities or 211 universities as independent directors as far as possible.

Key Words: academic independent directors; product market competition; innovation; R&D expenditure

JEL Classification: G30, O32, P23

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2019.10.008

(责任编辑:文 川)