

技术独董、经济政策不确定性与企业创新产出

刘中燕

(安徽建筑大学 经济与管理学院,安徽 合肥 230601)

[摘要] 创新产出是企业创新能力的直观体现,也是企业价值创造的源泉。以 2008—2017 年披露了专利授权信息的中国 A 股上市公司为样本,研究了独立董事技术专长对企业创新产出的影响。结果显示:(1)技术独立董事显著地促进了企业创新产出,且这种促进作用受到经济政策不确定性的负向调节;(2)技术独立董事是通过提高企业的创新投入来促进企业的创新产出的;(3)技术独立董事兼职职位与企业创新产出呈倒 U 型关系。根据上述研究结论,企业应当增加技术独立董事的引入并适当限制技术独立董事在其他企业兼职的行为,以充分发挥技术独立董事的创新驱动效应,提高企业创新产出。

[关键词] 技术独立董事;经济政策不确定性;创新产出;创新投入;兼职职位

[中图分类号] F275.5 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2021)04-0061-10

一、引言

自 2008 年国际金融危机以来,中国经济发展逐渐从高速增长阶段进入中高速增长阶段。同时,由于土地和劳动力等成本的上升,那些曾经为中国经济高速增长做出重要贡献的制造型企业逐渐失去了其传统的竞争优势,中国经济可持续发展的压力逐渐显现。在市场竞争日趋激烈、营商环境瞬息万变的时代背景下,创新是决定企业生存能力和竞争优势的关键因素^[1],也是国家竞争力的重要基石。在此背景下,党的十九大明确了创新在发展战略中的地位,着力建设以企业为主体的创新体系,把提高国家自主创新能力、实现由中国制造向中国创造的转变作为新常态下中国经济工作的重要内容。因此,探讨企业技术创新的影响因素,提高企业自主创新能力,是企业管理者、政策制定者和学术界共同关注的重要话题。

作为重要的外部治理机制,独立董事对企业创新的影响深受学术研究青睐。研究显示,独立董事对企业创新投入、创新产出和商业模式创新均具有显著的正向影响^[2-4]。这说明在企业技术创新上,独立董事发挥了实质性的治理功能。但是,随着监管制度的完善,各企业独立董事的比例逐渐趋同,将独立董事整体作为研究对象已经不能够很好地解释公司治理行为的差异。学术研究开始探讨独立董事个体的人口统计特征、人力资本和社会资本等异质性特征对企业技术创新的影响^[5-10]。由于技术创新具有专业性和复杂性的特征,独立董事的职业背景会对其产生重要影响。已经逐渐有研究关注到独立董事的技术背景对企业技术创新的影响,但现有文献多集中于研究技术独立董事对企业创新投入^[5-8]和创新效率^[9-10]的影响,鲜有研究直接考察技术独立董事对企业创新产出的影响。创新产出作为企业技术创新活动的成果,是企业创新能力最直观的体现,而有关技术独立董事与企业创新产出关系的经验证据仍然相对匮乏。基于此,本文拟研究技术独立董事对于企业创新产出的影响及其作用机理。

为了应对经济增速放缓的局面、配合经济结构调整的需要,国家出台了一系列宏观经济政策,在提高企业创新积极性的同时,也提高了经济政策的不确定性。研究显示,经济政策的变化会改变企业面临

[收稿日期] 2020-12-15

[基金项目] 安徽省哲学社会科学规划项目(AHSKQ2018D13)

[作者简介] 刘中燕(1988—),女,河南固始人,安徽建筑大学经济与管理学院讲师,博士,主要研究方向为公司治理与资本市场会计问题,邮箱:yunhai207@126.com。

的宏观环境,最终也会影响企业的创新行为^[11-12]。那么,技术独立董事对企业创新产出的影响会不会因经济政策不确定性的高低而异?为解答这一问题,本文将进一步研究经济政策不确定性对技术独立董事与企业创新产出之间关系的调节作用。

本文可能的贡献主要体现在:(1)已有研究多集中于探讨技术独立董事对企业创新投入和创新效率的影响,鲜有研究直接探讨技术独立董事与企业创新产出之间的关系。本文拟研究技术独立董事对企业创新产出的影响,将丰富技术独立董事经济后果的研究。(2)现有研究多倾向于讨论独立董事比例与企业创新产出之间的关系,甚少涉及独立董事的个人特征的差别。本文拟研究独立董事技术专长对企业创新产出的影响及其作用机制,将为企业创新产出影响因素的研究提供增量的经验证据。(3)已有少量研究关注了经济政策不确定性对企业技术创新的影响,但相关理论机制研究和经验证据仍旧匮乏。本文将探讨经济政策不确定性和技术独立董事对企业创新产出的交互影响,不仅可以为经济政策不确定性与企业技术创新之间关系的研究提供增量的经验证据,对于政府宏观经济政策和企业微观治理机制的调整也会具有一定的启示意义。

二、理论分析与研究假设

(一) 技术独立董事与企业创新产出

在公司治理结构中,董事会是连接股东和管理层的重要纽带。其中,代表董事会独立性和专业性的独立董事是上市公司完善治理结构、维护公司整体利益的重要机制安排。由于独立董事具有广泛的视野、深刻的洞察力和独立的判断力,他们能够纠正管理层的错漏或帮助其捕捉商机。一言以蔽之,独立董事主要通过监督和咨询来实现其改善公司治理的职能。本文认为,通过将监督和咨询职能与其专家角色相结合,技术独立董事能够在企业技术创新中发挥积极作用,提高企业的创新产出。

基于委托代理理论,技术独立董事能够有效监督并纠正管理层在企业技术创新中的机会主义行为。在两权分离的现代企业治理机制下,管理者与股东利益的不一致导致了委托代理问题,而技术创新活动的特性又加剧了这一问题。一方面,技术创新具有长期性和外部性等风险特征^[13],导致企业管理层在短期内无法享受到技术创新成果带来的业绩奖励,而且可能还要承担创新失败的责任。因此,在有限的任期内,管理者可能会有意规避周期较长、风险较高的创新项目,从而缺乏进行技术创新的动机,不利于企业创新产出。另一方面,我国技术创新活动的信息披露并非强制性的,一定程度上增加了信息不对称程度,为管理层操控研发费用等技术创新支出提供了空间,降低了企业创新投入的产出效率。如冯晓晴等的研究显示,管理层为避免因终止研发项目时将已资本化的研发投入金额转为费用对当期盈余造成的负面冲击,会进行过度的研发投入,从而降低企业创新投入的产出效率^[14]。然而,技术独立董事的专业化背景、技术才能、信息优势能够帮助其提高监督效率。研究显示,技术独立董事不仅能够显著地抑制管理层基于研发费用操控的真实盈余管理行为^[15],还能够抑制大股东对中小股东的利益侵占^[16]、降低企业的产能过剩^[17]。因此,本文认为,技术独立董事将其监督职能与专家角色相结合,能够有效地抑制管理层机会主义行为对技术创新的负面影响,提高企业的创新产出。

基于资源基础理论,技术独立董事咨询职能的发挥可以为企业提供技术创新所需的稀缺资源。一方面,技术独立董事是企业获取外界专业技术知识的桥梁。技术创新活动本身具有专业性和高度复杂性的特点,需要专业技术人才的支持。引进技术专家作为独立董事,可以使企业内部有限的专业技术知识得到补充。技术独立董事拥有专业技术知识和从业经验并且熟知相关领域的前沿科技,使其既能够在董事会有关技术创新的决策中发表专家意见,帮助企业抓住创新机会、提高研发决策的质量,又可以在技术创新活动中提供技术指导,从而提高企业创新投入的产出效率^[9-10]。另一方面,在与管理层进行沟通、研讨的过程中,技术独立董事的技术经验和价值理念等隐性知识得以在企业内部共享和传播。知识的共享有利于企业创新氛围的形成、增加企业的创新活动^[18],并进一步提高企业的技术水平^[19]。而

且,知识的共享还会促进企业内部知识的积累和应用,在某一个领域拥有更多专业知识的企业,对本领域或其他相关领域的先进技术成果的吸收能力也会更强^[20],因而可以通过技术追赶来提高自身的创新能力。因此,本文认为,技术独立董事将其咨询职能与专家角色相结合,能够为企业提供技术创新所需的稀缺资源,提高企业的创新产出。

基于上述分析,本文提出假设1:

H1:限定其他条件,技术独立董事提高了企业的创新产出。

(二) 经济政策不确定性的调节作用

已有研究显示,政治稳定性和政府效率均可以作为衡量企业技术创新水平的重要指标^[21]。因此,宏观经济政策的变化对企业技术创新产生重要影响,同时也可能影响技术独立董事与企业创新产出之间的关系。与对其他投资活动的负面影响不同,经济政策不确定性对企业技术创新的影响可能是正面的。一方面,不确定性会加剧行业洗牌,淘汰生产率和创新能力较低的企业,因而只有具有核心竞争力的企业才能获得更多的市场资源。由于技术创新是企业持久竞争优势的核心来源^[22],企业可能会通过技术创新来增强核心竞争力,以应对市场风险和竞争^[23]。而企业面临的市场风险会因经济政策不确定性的上升而加剧,有可能促使企业更加深入地推进技术创新以保持或重拾市场竞争优势^[12]。另一方面,不确定性在某种程度上也代表着在未来有机会增加收益,是企业利润的核心来源^[24]。为获得未来的增量收益,企业会通过加强技术创新来提升其长期获利能力,因而不确定性的存在会促使企业加强技术创新^[12]。实证研究也显示,经济政策不确定性对企业创新投入和创新产出均具有显著的正向影响^[12,25-27]。因此,在经济政策不确定性上升的时候,创新投资为企业带来的先发优势更大,企业管理层会更加重视创新投资的战略意义,在管理决策中会为企业的技术创新活动争取和分配更多的资源,对于技术独立董事的咨询功能会起到一定的替代作用。而且,经济政策不确定性的上升会增加企业的经营风险和代理成本,企业倾向于支付更高的审计费用以换取更优质的审计服务^[28],对于技术独立董事的监督功能也会起到一定的替代作用。根据上述分析,我们可以合理预期,在企业创新产出方面,经济政策不确定性在一定程度上替代了技术独立董事的促进作用。据此,本文提出假设2:

H2:限定其他条件,经济政策不确定性削弱了技术独立董事对企业创新产出的促进作用。

三、研究设计

(一) 变量定义与度量

1. 被解释变量。现有研究常用专利授权数量来测度微观主体的创新产出^[14]。因此,本文以企业当年获得的专利授权数加1后再取自然对数来衡量企业创新产出。

2. 解释变量。本文以技术独立董事作为解释变量。依据国泰安(CSMAR)数据库对高管职业背景的分类,本文将具有生产、研发和设计背景的独立董事定义为技术独立董事,并从三个方面对技术独立董事进行度量:①技术独立董事数量,以技术独立董事人数加1后再取自然对数来度量;②技术独立董事比例,以技术独立董事人数除以独立董事总人数来度量;③技术独立董事虚拟变量,若企业有技术独立董事,取值为1,否则取值为0。

3. 控制变量。顾夏铭等和赵萌等的研究发现,经济政策的变化会改变企业面临的宏观环境并最终影响企业的创新产出^[12,27],本文将检验经济政策变化对技术独立董事与企业创新产出之间关系的影响。因此,本文选择经济政策不确定性作为控制兼调节变量,并以Baker等构建的月度经济政策不确定性指数^[29]取均值后再除以100来衡量。同时,参考虞义华等和沈毅等的研究^[30-31],本文控制了董事会规模(董事会总人数的自然对数)、董事长与总经理两职合一(若企业的董事长同时兼任总经理,取值为1,否则取值为0)、独立董事比例(独立董事人数/董事会总人数)、股权集中度(第一大股东持股数/总股数)、管理层持股比例(管理层持股数量/总股数)等公司治理变量,公司规模(总资产的自然对数)、资

本密集度(资产总计除以职工人数后再取自然对数)、成长能力(总资产增长率)、盈利能力(净利润/总资产平均余额)、上市年龄(企业自上市至研究年度的年数取自然对数)、资产负债率(负债总计/资产总计)等公司特征变量,以及年度虚拟变量和行业虚拟变量。

(二) 数据来源与描述性统计

本文选取了沪、深两市 2008—2017 年披露了专利产出信息的非金融、非保险行业上市公司作为研究样本,并剔除了处于非正常交易状态、在 B 股或 H 股交叉上市、资不抵债以及存在数据缺失的观测值,最终得到 4876 个观测值。另外,考虑到数据统计偏差导致的异常值对实证研究结果的影响,本文对所有连续变量在 1% 分位上进行双边缩尾处理。本文的专利产出数据取自中国研究数据服务平台(CNRDS)的企业社会责任数据库,高管特征和财务数据分别取自国泰安(CSMAR)数据中心的人物特征和公司研究系列数据库。

从描述性统计结果看(见表 1),样本企业平均每年获得 $9.7575(e^{2.3756} - 1)$ 个专利授权;每家企业平均拥有 $0.4040(e^{0.3393} - 1)$ 个技术独立董事;有 17.32% 的独立董事具有技术背景;42.19% 的样本企业拥有技术独立董事。变量名称、变量符号及相关控制变量的描述性统计情况见表 1。

表 1 变量符号与描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	标准差	最小值	均值	中位数	最大值
创新产出	PATENT	4876	1.8387	0.0000	2.3756	2.3979	6.9334
技术独立董事数量	TECHIND_N	4876	0.4183	0.0000	0.3393	0.0000	1.3863
技术独立董事比例	TECHIND_R	4876	0.2418	0.0000	0.1732	0.0000	1.0000
技术独立董事虚拟变量	TECHIND_D	4876	0.4939	0.0000	0.4219	0.0000	1.0000
经济政策不确定性	EPU	4876	1.1175	0.9889	2.2099	1.7904	4.6047
董事会规模	BOARD	4876	0.2021	1.6094	2.1905	2.1972	2.7081
两职合一	DUAL	4876	0.3901	0.0000	0.1872	0.0000	1.0000
独立董事比例	INDDIR	4876	0.0537	0.3077	0.3722	0.3333	0.5714
股权集中度	FIRST	4876	0.1597	0.0811	0.3709	0.3567	0.7600
管理层持股	MNGHOLD	4876	0.1546	0.0000	0.0727	0.0002	0.6409
公司规模	SIZE	4876	1.2782	20.2070	22.7474	22.6247	26.2296
资本密集度	LNCI	4876	1.0333	12.5346	14.5641	14.4163	17.6860
成长能力	GROWTH	4876	0.2693	-0.2112	0.1765	0.1117	1.6105
盈利能力	ROA	4876	0.0543	-0.1159	0.0504	0.0419	0.2321
上市年龄	LISTY	4876	0.7029	0.0000	2.2914	2.4849	3.1781
资产负债率	LEV	4876	0.2008	0.0603	0.4758	0.4901	0.8673

(三) 模型设计

为检验假设 1,本文采用 OLS 回归分析方法,构建模型(1):

$$PATENT = \alpha_0 + \alpha_1 TECHIND + \alpha_2 EPU + \alpha_3 BOARD + \alpha_4 DUAL + \alpha_5 INDDIR + \alpha_6 FIRST + \alpha_7 MNGHOLD + \alpha_8 SIZE + \alpha_9 LNCI + \alpha_{10} GROWTH + \alpha_{11} ROA + \alpha_{12} LISTY + \alpha_{13} LEV + \lambda YEAR + \gamma INDUS + \varepsilon \quad (1)$$

若假设 1 成立,则模型(1)中回归系数 α_1 将显著大于 0。

为检验假设 2,本文在模型(1)的基础上以经济政策不确定性为调节变量构建模型(2):

$$PATENT = \alpha_0 + \alpha_1 TECHIND + \varphi_1 TECHIND \times EPU + \alpha_2 EPU + \alpha_3 BOARD + \alpha_4 DUAL + \alpha_5 INDDIR + \alpha_6 FIRST + \alpha_7 MNGHOLD + \alpha_8 SIZE + \alpha_9 LNCI + \alpha_{10} GROWTH + \alpha_{11} ROA + \alpha_{12} LISTY + \alpha_{13} LEV + \lambda YEAR + \gamma INDUS + \varepsilon \quad (2)$$

若假设 2 成立,则模型(2)中回归系数 φ_1 将显著小于 0。

四、实证结果分析

(一) 相关性分析

表 2 报告了主要变量的相关性分析结果。结果显示,创新产出 PATENT 与技术独立董事数量

TECHIND_N、技术独立董事比例 TECHIND_R 和技术独立董事虚拟变量 TECHIND_D 均在 1% 的水平上显著正相关;创新产出与经济政策不确定性 EPU 也在 1% 的水平上显著正相关。相关性分析结果初步支持了假设 1。至于经济政策不确定性对技术独立董事与企业创新产出之间关系的调节作用,本文将在下面的多元回归分析中进行检验。

(二) 回归分析

表 3 报告了技术独立董事 TECHIND 对企业创新产出 PATENT 影响的 OLS 回归分析结果。可以看出,在表 3 的第(1)列至第(3)列中,分别以技术独立董事数量 TECHIND_N、技术独立董事比例 TECHIND_R 和技术独立董事虚拟变量 TECHIND_D 作为技术独立董事 TECHIND 的代理变量时,技术独立董事与企业创新产出均在 5% 或 1% 的水平上显著正相关(系数 = 0.1290, T 值 = 2.7150; 系数 = 0.1849, T 值 = 2.2735; 系数 = 0.1077, T 值 = 2.6836)。说明技术独立董事显著地提高了企业创新产出,回归分析结果支持了假设 1。

控制变量中,EPU 的回归系数显著为正,说明经济政策不确定性能够刺激企业进行研发创新。INDDIR、MNGHOLD、SIZE 和 ROA 的回归系数显著为正,说明董事会独立性越高、管理层持股越多、企业规模越大、盈利能力越强,越有利于提高企业的创新产出。FISRT、LNCI 和 GROWTH 的回归系数显著为负,说明股权集中度较高、资本密集度较大、处于快速成长阶段的企业创新产出较少。

表 4 报告了经济政策不确定性 EPU 对技术独立董事 TECHIND 与企业创新产出 PATENT 之间关系调节作用的回归分析结果。可以看出,在表 4 的第(1)列至第(3)列中,分别以技术独立董事数量 TECHIND_N、技术独立董事比例 TECHIND_R 和技术独立董事虚拟变量 TECHIND_D 度量技术独立董事时,经济政策不确定性与技术独立董事的交乘项 TECHIND × EPU 的回归系数分别在 5%、1% 和 10% 的水平上显著为负(系数 = -0.0893, T 值 = -2.1319; 系数 = -0.2080, T 值 = -3.0795; 系数 = -0.0603, T 值 = -1.7110)。说明在企业创新产出方面,经济政策不确定性对技术独立董事具有一定的替代效应,削弱了技术独立董事对企业创新产出的促进作用,分析结果支持了假设 2。

表 2 主要变量的相关性分析

变量	PATENT	TECHIND_N	TECHIND_R	TECHIND_D	EPU
PATENT	1.0000	0.1302 ***	0.1225 ***	0.1260 ***	0.1474 ***
TECHIND_N	0.1291 ***	1.0000	0.9651 ***	0.9723 ***	0.0146
TECHIND_R	0.1046 ***	0.8793 ***	1.0000	0.9545 ***	0.0379 ***
TECHIND_D	0.1228 ***	0.9497 ***	0.8389 ***	1.0000	0.0177
EPU	0.1633 ***	0.0049	0.0609 ***	0.0101	1.0000

注:左(下)三角报告的是 Pearson 相关性分析结果,右(上)三角报告的是 Spearman 相关性分析结果,***、** 和 * 表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著(双尾)。

表 3 技术独立董事与企业创新产出

变量	因变量: PATENT		
	(1) TECHIND_N	(2) TECHIND_R	(3) TECHIND_D
C	-10.0710 *** (-17.4077)	-10.1660 *** (-17.5778)	-10.1075 *** (-17.4822)
TECHIND	0.1290 *** (2.7150)	0.1849 ** (2.2735)	0.1077 *** (2.6836)
EPU	0.2048 *** (6.7660)	0.2026 *** (6.6863)	0.2049 *** (6.7690)
BOARD	0.0235 (0.2103)	0.0546 (0.4906)	0.0314 (0.2817)
DUAL	0.0785 (1.5084)	0.0788 (1.5146)	0.0774 (1.4886)
INDDIR	0.8469 ** (2.1311)	0.9246 ** (2.3236)	0.8608 ** (2.1664)
FIRST	-0.2664 ** (-1.9815)	-0.2689 ** (-1.9996)	-0.2685 ** (-1.9971)
MNGHOLD	0.6469 *** (3.9968)	0.6488 *** (4.0071)	0.6464 *** (3.9940)
SIZE	0.6662 *** (29.5588)	0.6679 *** (29.6547)	0.6666 *** (29.5798)
LNCI	-0.3048 *** (-11.8161)	-0.3061 *** (-11.8682)	-0.3046 *** (-11.8055)
GROWTH	-0.2112 *** (-2.6014)	-0.2088 ** (-2.5715)	-0.2096 *** (-2.5819)
ROA	1.9431 *** (4.4755)	1.9359 *** (4.4580)	1.9445 *** (4.4787)
LISTY	-0.0166 (-0.4459)	-0.0192 (-0.5166)	-0.0163 (-0.4385)
LEV	0.1605 (1.1167)	0.1551 (1.0792)	0.1627 (1.1319)
YEAR/INDUS	控制	控制	控制
N	4876	4876	4876
Adj. R ²	0.4730	0.4727	0.4730
F	116.1378 ***	116.0272 ***	116.1293 ***

注:***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著(双尾)。括号中为 t 值。下同。

(三) 稳健性测试

首先,考虑到上述分析结果可能受到样本选择偏差问题的影响,本文采用 Heckman 两阶段回归模型进行控制。在第一阶段,以企业是否披露专利授权信息为因变量,以同年同行业其他企业披露专利授权信息概率的均值、企业是否属于高技术行业、董事会规模、董事会独立性、董事长是否兼任总经理、管理层持股比例、企业产权性质、企业规模、固定资产投资、发展能力、盈利能力、资产负债率、企业成立年数、行业虚拟变量和年度虚拟变量为自变量构建 Probit 回归模型,并计算出逆米尔斯比率 *IMR*。在第二阶段,将第一阶段计算出的 *IMR* 作为新增控制变量加入模型(1)和模型(2)中重新进行回归分析。分析结果显示,在控制了 *IMR* 以后,技术独立董事的回归系数仍然显著为正,技术独立董事与经济政策不确定性的交乘项的回归系数仍然显著为负,假设 1 和假设 2 依然得到了经验证据的支持。

其次,考虑到技术独立董事和企业创新产出之间可能存在反向的因果关系,本文分别采用两阶段最小二乘法和滞后变量法进行控制。一方面,本文选用同年同行业其他企业技术独立董事的均值和滞后一期的技术独立董事作为当期技术独立董事的工具变量,采用两阶段最小二乘法进行回归分析;另一方面,本文以滞后一期的技术独立董事代替当期技术独立董事重新对模型(1)和模型(2)进行回归分析。两阶段最小二乘法和滞后变量法的回归分析结果仍然支持了假设 1 和假设 2。说明在考虑了反向因果关系引起的内生性问题后,本文的研究结论依然成立。

最后,考虑到技术独立董事的创新促进效应可能会受到其他非独立技术董事的影响,本文在模型(1)和模型(2)中加入非独立技术董事作为控制变量再次进行回归分析,研究结论没有发生实质性变化。囿于文章篇幅,上述稳健性测试的数据结果未披露,备索。

五、进一步研究

(一) 技术独立董事对企业创新产出影响的机制分析

已有研究表明,技术独立董事会影响企业的创新投入,而创新投入又是创新产出的基础。基于此,本文进一步研究技术独立董事影响企业创新产出的内在机理,即技术独立董事是否通过创新投入影响创新产出。本文设计了模型(3)和模型(4)来检验技术独立董事、创新投入和创新产出之间的关系。

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 TECHIND + \alpha_2 EPU + \alpha_3 BOARD + \alpha_4 DUAL + \alpha_5 INDDIR + \alpha_6 FIRST + \alpha_7 MNGHOLD +$$

表 4 技术独立董事与企业创新产出:经济政策不确定性的调节作用

变量	因变量: <i>PATENT</i>		
	(1) <i>TECHIND_N</i>	(2) <i>TECHIND_R</i>	(3) <i>TECHIND_D</i>
<i>C</i>	-10.1596 *** (-17.5220)	-10.3015 *** (-17.7762)	-10.1848 *** (-17.5659)
<i>TECHIND</i>	0.3261 *** (3.1375)	0.6917 *** (3.7688)	0.2417 *** (2.7469)
<i>TECHIND × EPU</i>	-0.0893 ** (-2.1319)	-0.2080 *** (-3.0795)	-0.0603 * (-1.7110)
<i>EPU</i>	0.2296 *** (7.0829)	0.2374 *** (7.3468)	0.2261 *** (6.9143)
<i>BOARD</i>	0.0286 (0.2562)	0.0602 (0.5417)	0.0332 (0.2976)
<i>DUAL</i>	0.0760 (1.4616)	0.0799 (1.5360)	0.0749 (1.4402)
<i>INDDIR</i>	0.8622 ** (2.1700)	0.9352 ** (2.3522)	0.8723 ** (2.1956)
<i>FIRST</i>	-0.2643 ** (-1.9665)	-0.2643 ** (-1.9672)	-0.2679 ** (-1.9932)
<i>MNGHOLD</i>	0.6511 *** (4.0243)	0.6547 *** (4.0467)	0.6507 *** (4.0207)
<i>SIZE</i>	0.6654 *** (29.5291)	0.6671 *** (29.6443)	0.6663 *** (29.5750)
<i>LNCI</i>	-0.3033 *** (-11.7563)	-0.3035 *** (-11.7722)	-0.3034 *** (-11.7607)
<i>GROWTH</i>	-0.2144 *** (-2.6423)	-0.2171 *** (-2.6745)	-0.2121 *** (-2.6124)
<i>ROA</i>	1.9714 *** (4.5403)	1.9681 *** (4.5347)	1.9685 *** (4.5326)
<i>LISTY</i>	-0.0130 (-0.3500)	-0.0129 (-0.3468)	-0.0134 (-0.3608)
<i>LEV</i>	0.1681 (1.1694)	0.1622 (1.1290)	0.1692 (1.1769)
<i>YEAR/INDUS</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	4876	4876	4876
Adj. <i>R</i> ²	0.4734	0.4737	0.4732
<i>F</i>	113.3594 ***	113.4935 ***	113.2718 ***

$$\alpha_8 SIZE + \alpha_9 LNCI + \alpha_{10} GROWTH + \alpha_{11} ROA + \alpha_{12} LISTY + \alpha_{13} LEV + \lambda YEAR + \gamma INDUS + \varepsilon \quad (3)$$

$$PATENT = \alpha_0 + \alpha_1 TECHIND + \varphi_1 RD + \alpha_2 EPU + \alpha_3 BOARD + \alpha_4 DUAL + \alpha_5 INDDIR + \alpha_6 FIRST + \alpha_7 MNGHOLD + \alpha_8 SIZE + \alpha_9 LNCI + \alpha_{10} GROWTH + \alpha_{11} ROA + \alpha_{12} LISTY + \alpha_{13} LEV + \lambda YEAR + \gamma INDUS + \varepsilon \quad (4)$$

模型(3)验证技术独立董事对企业创新投入的影响。其中, *RD* 代表企业创新投入,以企业研发支出加1的自然对数衡量,其余变量的定义与模型(1)相同。模型(4)进一步验证创新投入对创新产出的影响及其在技术独立董事和创新产出之间的中介作用,回归结果见表5。表5的第(1)列至第(3)列中,技术独立董事 *TECHIND* 的回归系数均显著为正,说明技术独立董事显著地促进了企业的创新投入。第(4)列至第(6)列中,创新投入 *RD* 的回归系数显著为正,说明创新投入显著地促进了企业的创新产出;并且,加入创新投入 *RD* 后,技术独立董事 *TECHIND* 的回归系数小于模型(1)中相应的回归系数,且不再显著,说明技术独立董事、创新投入和创新产出之间存在中介效应。

表5 技术独立董事与企业创新产出:创新投入的中介作用

变量	因变量:RD			因变量:PATENT		
	(1) <i>TECHIND_N</i>	(2) <i>TECHIND_R</i>	(3) <i>TECHIND_D</i>	(4) <i>TECHIND_N</i>	(5) <i>TECHIND_R</i>	(6) <i>TECHIND_D</i>
<i>C</i>	2.0439*** (3.2016)	1.9468*** (3.0553)	1.9873*** (3.1156)	-10.3885*** (-15.5767)	-10.4365*** (-15.6866)	-10.3949*** (-15.6101)
<i>RD</i>				0.4744*** (27.1026)	0.4748*** (27.1348)	0.4745*** (27.1209)
<i>TECHIND</i>	0.1179** (2.4798)	0.1387* (1.7170)	0.0725* (1.7759)	0.0586 (1.1805)	0.0794 (0.9418)	0.0657 (1.5428)
<i>EPU</i>	0.4101*** (9.4992)	0.4078*** (9.4405)	0.4097*** (9.4869)	0.1357*** (2.9763)	0.1343*** (2.9450)	0.1356*** (2.9739)
<i>BOARD</i>	-0.1454 (-1.2339)	-0.1117 (-0.9553)	-0.1274 (-1.0849)	0.1515 (1.2319)	0.1679 (1.3773)	0.1521 (1.2419)
<i>DUAL</i>	0.1075** (2.1033)	0.1067** (2.0861)	0.1063** (2.0791)	0.0006 (0.0118)	0.0003 (0.0054)	0.0005 (0.0092)
<i>INDDIR</i>	-0.3552 (-0.8684)	-0.2776 (-0.6784)	-0.3299 (-0.8068)	1.2773*** (2.9931)	1.3183*** (3.0893)	1.2813*** (3.0047)
<i>FIRST</i>	-0.0903 (-0.6419)	-0.1007 (-0.7160)	-0.0974 (-0.6920)	-0.3643** (-2.4811)	-0.3685** (-2.5118)	-0.3615** (-2.4631)
<i>MNGHOLD</i>	0.4657*** (3.0677)	0.4639*** (3.0544)	0.4630*** (3.0488)	0.3714** (2.3419)	0.3709** (2.3384)	0.3727** (2.3508)
<i>SIZE</i>	0.8778*** (36.5496)	0.8795*** (36.6358)	0.8786*** (36.5691)	0.2730*** (9.2885)	0.2734*** (9.3044)	0.2725*** (9.2712)
<i>LNCI</i>	-0.3625*** (-12.3764)	-0.3633*** (-12.3952)	-0.3620*** (-12.3541)	-0.2159*** (-6.9180)	-0.2163*** (-6.9271)	-0.2156*** (-6.9123)
<i>GROWTH</i>	-0.1522* (-1.8810)	-0.1498* (-1.8493)	-0.1509* (-1.8641)	-0.1220 (-1.4443)	-0.1206 (-1.4270)	-0.1210 (-1.4331)
<i>ROA</i>	4.2664*** (10.0229)	4.2617*** (10.0076)	4.2659*** (10.0174)	-0.0435 (-0.0965)	-0.0473 (-0.1050)	-0.0416 (-0.0924)
<i>LISTY</i>	-0.1576*** (-4.2094)	-0.1621*** (-4.3324)	-0.1612*** (-4.3007)	0.0084 (0.2149)	0.0069 (0.1763)	0.0107 (0.2736)
<i>LEV</i>	0.0101 (0.0684)	0.0029 (0.0192)	0.0090 (0.0606)	0.4044*** (2.6170)	0.4010*** (2.5957)	0.4076*** (2.6370)
<i>YEAR/INDUS</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3589	3589	3589	3589	3589	3589
Adj. R ²	0.5247	0.5243	0.5243	0.4707	0.4706	0.4709
<i>F</i>	108.0504***	107.8667***	107.8785***	84.9740***	84.9486***	85.0236***

进一步地,参考孙健等的研究^[32],本文再次采用Sobel的方法对创新投入的中介效应进行检验^[33]。如果模型(3)中回归系数 α_1 和模型(4)中回归系数 φ_1 的乘积 $\alpha_1 \times \varphi_1$ 显著异于0,则说明中介效应成立,否则中介效应不成立。检验结果显示,分别以技术独立董事数量 *TECHIND_N*、技术独立董事比例

TECHIND_R 和技术独立董事虚拟变量 *TECHIND_D* 度量技术独立董事时, $\alpha_1 \times \varphi_1$ 均在 5% 或 10% 的水平上显著大于 0 ($\alpha_1 \times \varphi_1 = 0.0559, Z \text{ 值} = 2.470; \alpha_1 \times \varphi_1 = 0.0659, Z \text{ 值} = 1.714; \alpha_1 \times \varphi_1 = 0.0344, Z \text{ 值} = 1.772$), 说明创新投入是技术独立董事提高企业创新产出的中介机制, 中介效应比例分别为 48.84%、45.35% 和 34.37%。受篇幅限制, 完整的检验结果表格未披露, 备索。

(二) 技术独立董事兼职对企业创新产出的影响分析

近年来, 独立董事在多家上市公司兼职的现象普遍存在。一方面, 独立董事兼职席位越多, 表明其能力越强, 称为“能力假说”; 另一方面, 独立董事兼职席位越多, 也表明其精力越分散, 称为“精力假说”。郑志刚等的研究显示, 在企业管理效率和盈利能力方面, 独立董事兼职的影响既符合“能力假说”, 又符合“精力假说”^[34]。为验证在企业创新产出方面, 技术独立董事兼职的影响是符合“能力假说”还是“精力假说”, 本文构建模型(5), 进一步探讨技术独立董事兼职对企业创新产出的影响。

$$PATENT = \alpha_0 + \alpha_1 PARTN + \beta_1 PARTN \times PARTN + \alpha_2 EPU + \alpha_3 BOARD + \alpha_4 DUAL + \alpha_5 INDDIR + \alpha_6 FIRST + \alpha_7 MNGHOLD + \alpha_8 SIZE + \alpha_9 LNCI + \alpha_{10} GROWTH + \alpha_{11} ROA + \alpha_{12} LISTY + \alpha_{13} LEV + \lambda YEAR + \gamma INDUS + \varepsilon \quad (5)$$

其中, *PARTN* 代表技术独立董事兼职席位, 以技术独立董事兼职为董事的上市公司数量加 1 后取自然对数来衡量, 其他变量定义与模型(1)相同。

表 6 报告了技术独立董事兼职对企业创新产出影响的回归分析结果。结果显示, *PARTN* × *PARTN* 的回归系数显著为负, 说明技术独立董事兼职席位与企业创新产出呈倒 U 型关系。具体地, 技术独立董事兼职席位对创新产出产生负面影响的理论阈值约为 1 家^①。当企业技术独立董事的平均兼职席位少于 1 家时, 技术独立董事兼职能够有效地提高企业创新产出, 而当技术独立董事兼职席位多于 1 家时, 反而会降低企业创新产出。研究结论显示, 在企业创新产出方面, 技术独立董事兼职的影响同时符合“能力假说”和“精力假说”。

六、结论性评述

本文以沪、深两市 2008—2017 年披露了专利产出信息的上市公司为研究样本, 研究了技术独立董事对企业创新产出的影响以及经济政策不确定性对二者关系的调节作用, 并进一步探讨了技术独立董事影响企业创新产出的作用机制和技术独立董事兼职对创新产出的影响。通过研究, 本文得出了以下研究结论: (1) 技术独立董事显著地促进了企业创新产出, 且这种促进作用受到经济政策不确定性的负向调节; (2) 技术独立董事是通过提高企业创新投入来促进企业创新产出的; (3) 技术独立董事兼职席位与企业创新产出呈倒 U 型关系。

根据本文的研究结论, 可以得出以下启示:

首先, 应当增加技术专家型独立董事的引入, 发挥技术独立董事对企业技术创新的促进效应。随着

表 6 技术独立董事兼职与企业创新产出

变量	因变量: <i>PATENT</i>	
	系数	T 值
<i>C</i>	-11.7118 ***	-13.1854
<i>PARTN</i>	0.4481 ***	2.6427
<i>PARTN</i> × <i>PARTN</i>	-0.3738 ***	-2.8904
<i>EPU</i>	0.1288 ***	2.6642
<i>BOARD</i>	-0.0848	-0.5263
<i>DUAL</i>	-0.0091	-0.1216
<i>INDDIR</i>	1.9455 ***	3.2904
<i>FIRST</i>	-0.8211 ***	-4.0454
<i>MNGHOLD</i>	0.6061 ***	2.7110
<i>SIZE</i>	0.7305 ***	22.7706
<i>LNCI</i>	-0.2978 ***	-7.3975
<i>GROWTH</i>	-0.0938	-0.8031
<i>ROA</i>	1.4224 **	2.1997
<i>LISTY</i>	-0.0518	-1.0178
<i>LEV</i>	0.1753	0.8173
<i>YEAR/INDUS</i>	控制	控制
N	2057	
Adj. R ²	0.5073	
F	56.7015 ***	

①技术独立董事兼职席位产生负面作用的阈值按照表 6 模型(5)的精确回归系数计算, 估算过程为 $0.448123 / (2 \times 0.3737871) = 0.59943615$, 对应的技术独立董事兼职席位数为 $e^{0.59943615} - 1 \approx 1$ 。

经济全球化进程的不断加速和市场竞争的日趋激烈,企业只有尽可能地整合创新资源、持续不断地进行技术创新,才能获得并保持竞争优势。而企业内部技术创新资源往往有限,技术独立董事所拥有的专业技术知识和经验则是企业可以有效利用的外部资源。本文的研究显示,技术独立董事能够有效地提高企业的创新产出,且经济政策不确定性负向调节了技术独立董事对创新产出的促进作用。因此,企业在遴选独立董事时,可以加大对外部专业技术人才的引进,提升独立董事的专业技术水平,使其专家角色与监督、咨询职能充分结合,服务于企业技术创新。而且,为了充分发挥技术独立董事的创新驱动效应,对技术专家的引进力度在经济政策平稳时应该更强。

其次,应当适当限制技术独立董事兼职公司的数量,保障技术独立董事的履职时间和精力。本文的研究发现,当技术独立董事在其他公司兼职的席位数小于1时,能够促进企业创新产出;而当技术独立董事在其他公司兼职的席位数超过1时,反而不利于企业创新产出。因此,企业在引进技术独立董事时,可以引入对于技术专家在其他公司兼职席位数量的限制性条款,并以提高津贴的方式进行补偿。即企业可以通过适当限制技术独立董事在外单位过多兼职的行为,确保其有足够的时间和精力参与本企业的治理,以充分利用其专业技术知识服务于企业技术创新。

参考文献:

- [1] Me P. Capital disadvantage: America's failing capital investment system[J]. Harvard Business Review, 1992, 70(5):65-82.
- [2] Dong J, Gou Y. Corporate governance structure, managerial discretion, and the R&D investment in China [J]. International Review of Economics & Finance, 2010, 19(2): 180-188.
- [3] 吴迪,张玉昌. 企业创新过程中独立董事真的是“签字工具”吗? ——基于中国企业数据的效应与机制分析[J]. 产业经济研究,2019(5):89-102.
- [4] Abebe M, Myint P P A. Board characteristics and the likelihood of business model innovation adoption: Evidence from the smart home industry[J]. International Journal of Innovation Management, 2018, 22(1): 1-28.
- [5] Dalziel T, Gentry R J, Bowerman M. An integrated agency-resource dependence view of the influence of directors' human and relational capital on firms' R&D spending [J]. Journal of Management Studies, 2011, 48(6):1217-1242.
- [6] 胡永平. 高校技术独董与企业研发投资——基于倾向评分匹配法的分析[J]. 技术经济与管理研究,2015(12):52-56.
- [7] 崔也光,王肇,周畅. 独立董事背景特征影响企业研发强度吗? ——基于企业生命周期视角[J]. 经济与管理研究,2018(12):130-140.
- [8] 刘中燕,周泽将. 技术董事、研发投入与可持续增长[J]. 商业经济与管理,2019(8):72-84.
- [9] 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]. 南开管理评论,2012(2):136-142.
- [10] 许永斌,万源星. 技术独立董事与家族企业技术创新行为——对独立董事制度的有效性检验[J]. 宏观经济研究,2019(3):110-120.
- [11] Bhattacharya U, Hsu P H, Tian X, et al. What affects innovation more: Policy or policy uncertainty? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, 52(5): 1869-1901.
- [12] 顾夏铭,陈勇民,潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究,2018(2):109-123.
- [13] 陈险峰,陈志强,李佳宾,等. 非执行董事对企业技术创新的影响研究[J]. 管理学报,2019(8):1188-1196.
- [14] 冯晓晴,韩艳锦. 开发支出资本化与企业创新[J]. 科研管理,2020(1):60-69.
- [15] 胡元木,刘佩,纪端. 技术独立董事能有效抑制真实盈余管理吗? ——基于可操控 R&D 费用视角[J]. 会计研究,2016(3):29-35.
- [16] 胡元木,秦嫻. 技术独立董事对大股东利益侵占有抑制作用吗? ——以大股东私有占款为例[J]. 南京审计学院学报,2016(1):32-41.
- [17] 周泽将,徐玉德. 技术独董能否抑制企业产能过剩? [J]. 财政研究,2017(11):96-106.
- [18] Yu C, Yu T F, Yu C C. Knowledge sharing, organizational climate, and innovative behavior: A cross-level analysis of effects [J]. Social Behavior and Personality, 2013, 41(1): 143-156.
- [19] 魏江,刘锦. 基于协同技术学习的组织技术能力提升机理研究[J]. 管理工程学报,2005(1):115-119.

- [20] Grossman G M, Helpman E. Innovation and growth in the global economy [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 1993, 40 (2): 231 - 232.
- [21] 陈德球, 金雅玲, 董志勇. 政策不确定性、政治关联与企业创新效率[J]. *南开管理评论*, 2016(4): 27 - 35.
- [22] Aghion P, Howitt P, Prantl S. Patent rights, product market reforms, and innovation [J]. *Journal of Economic Growth*, 2015, 20 (3): 223 - 262.
- [23] 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.
- [24] Knight F H. Risk, uncertainty and profit[M]. Boston: Houghton Mifflin Company, 1921.
- [25] Vo L V, Le H T T. Strategic growth option, uncertainty, and R&D investment [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2017, 51: 16 - 24.
- [26] Ross J M, Fisch J H, Varga E. Unlocking the value of real options: How firm-specific learning conditions affect R&D investments under uncertainty [J]. *Strategic Entrepreneurship Journal*, 2018, 12(3): 335 - 353.
- [27] 赵萌, 叶莉, 范红辉. 经济政策不确定性与制造业企业创新——融资约束的中介效应研究[J]. *华东经济管理*, 2020(1): 49 - 57.
- [28] 褚剑, 秦璇, 方军雄. 经济政策不确定性与审计决策——基于审计收费的证据[J]. *会计研究*, 2018(12): 85 - 91.
- [29] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593 - 1636.
- [30] 虞义华, 赵奇锋, 鞠晓生. 发明家高管与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2018(3): 136 - 154.
- [31] 沈毅, 张慧雪, 贾西猛. 经济政策不确定性、高管过度自信与企业创新[J]. *经济问题探索*, 2019(2): 39 - 50.
- [32] 孙健, 王百强, 曹丰, 等. 公司战略影响盈余管理吗? [J]. *管理世界*, 2016(3): 160 - 169.
- [33] Sobel M E. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models [J]. *Sociological Methodology*, 1982, 13: 290 - 312.
- [34] 郑志刚, 阚铄, 黄继承. 独立董事兼职: 是能者多劳还是疲于奔命[J]. *世界经济*, 2017(2): 153 - 178.

[责任编辑:高 婷]

Independent Directors with Technical Background, Uncertainty of Economic Policy and Enterprise Innovation Output

LIU Zhongyan

(School of Economics and Management, Anhui Jianzhu University, Hefei 230601, China)

Abstract: Innovation output is a direct reflection of enterprises' innovation ability, and is also a source of enterprise value. Based on the data of A-share Chinese listed companies that disclosed patent licensing information from 2008 to 2017, this paper studies the impact of technical expertise of independent directors on innovation output. The results show that: Firstly, independent directors with technical background have a significantly positive impact on corporate innovation output, which is negatively regulated by economic policy uncertainty. Secondly, independent directors exert facilitation on innovation output by improving innovation investment. Thirdly, the multiple directorships of technical independent directors exert an inverted U-shaped curvilinear effect on innovation output. According to the above research conclusions, this paper suggests that enterprises should increase the introduction of independent directors with technical background and appropriately restrict their multiple directorships on other boards so as to make full use of the innovation-driven effects of technical independent directors and improve corporate innovation output.

Key Words: independent directors with technical background; uncertainty of economic policy; innovation output; innovation investment; multiple directorships