

混合股权下的企业创新策略选择： “协同增效”抑或“掣肘减效”？

吴春贤^{1,2}, 蔡昌斌¹, 帅红玉¹

(1.石河子大学 经济与管理学院, 新疆 石河子 832003; 2.石河子大学 公司治理与管理创新研究中心, 新疆 石河子 832003)

摘要: 混合股权能否提升企业的创新质量与企业创新策略的选择关系密切。利用2004—2017年A股上市公司样本数据,基于异质性股权混合后对企业创新的“协同增效”与“掣肘减效”效应,验证混合股权对企业创新策略选择的影响。研究发现,混合股权通过“协同增效”效应影响企业创新策略选择,即混合股权能够促进企业创新,且在混合股权作用下,相较于策略性创新,企业更偏向于选择实质性创新。使用滞后变量、Heckman检验、PSM、PSM-多期DID、替换变量及更换数据库后,结果依然稳健。以上结论从策略选择视角为现阶段深化混合所有制改革、提高企业创新质量提供了有益的政策制定参考。

关键词: 混合股权; 创新策略; 企业创新

中图分类号: F271; F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)10—0056—12

一、引言

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划纲要》(“十四五”规划)指出,以推动经济高质量发展为主题,坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,提升企业技术创新能力,强化企业创新主体地位。但目前中国企业的创新情况并不乐观,一方面,据2020年全国科技经费投入统计公报显示,我国企业研究和开发(research and development, R&D)经费总投入占全国R&D经费总投入的76.5%,达到18673.8亿元^①,但在同年《德温特年度全球百强创新机构》榜中,与美国39家、日本32家上榜机构相比,中国大陆仅有华为、小米和腾讯3家公司上榜;而另一方面,至2019年,我国企业专利申请量已经连续九年排名世界第一,并且增长率也远远高于其他创新大国。但这些创新却一直被质疑“质量不高”,无法创造可观的价值(应千伟和何思怡,2021)。以上数据说明,虽然我国企业创新经费投入和创新成果数量都在逐年增加,但有效的、有价值的成果却少之又少,整体表现为“实用新型专利陷阱”(毛昊等,2018)、“专利泡沫”(申宇等,2018)、“创新质量低下”(杨亚柳和侯瑞,2019),这种现象不仅放慢了我国企业创新技术由跟跑、随跑向领跑转变的步伐,同时也为我国经济发展从要素驱动向创新驱动转型设置了障碍,不利于新时期中国经济高质量发展目标的实现。

为激发全社会经济活力和创造力,实现不同所有制经济扬长避短、相融合作,共同推动经济持续健康发展,党的十八届三中全会提出将发展混合所有制经济作为我国基本经济制度重要实现形式的决定,党的十九大报告进一步强调,要深化国有企业改革,发展混合所有制经济,培育具有全球竞争力的世界一流企业,而现实中,企业竞争力的提升与企业创新质量密切相关(Faleye et al, 2014; Hirshleifer et al, 2013)。基于混改背景,现有学者大多从非国有企业入股国有企业视角展开积极讨论,其中大多学者认为国企混改提高了企业创

收稿日期:2022-07-06

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“投资者异质信念与企业创新行为:基于管理层理性与非理性双重情境的研究”(72103144);教育部人文社会科学基金规划项目“多源媒体情绪传播对企业策略性专利行为的影响及机制研究”(21YJA790077);石河子大学高层次人才科研启动资金项目“基于混合所有制改革背景下的股票流动性与企业创新研究”(RCSK2018C10);石河子大学2020年度自主资助支持校级科研立项项目“股权激励、企业创新产出与商业信用供给”(ZZZC202040A)

作者简介: 吴春贤,博士,石河子大学经济与管理学院副教授,研究方向:公司金融与公司治理;蔡昌斌,石河子大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:公司治理与财务管理;帅红玉,石河子大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:公司治理与财务管理。

① 数据来源: http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202109/t20210922_1822342.html。

新水平(张斌等, 2019; 杨运杰等, 2020; Zhang et al, 2020; 任广乾等, 2022); 与以上结论不同, 王婧和蓝梦(2019)通过构建随机前沿模型测量创新效率, 发现总体而言混改没有提升国企的创新效率, 但能够提升自然垄断企业的创新效率, 认为针对国企混改应分类设置混改方案; 基于这一思路, 陈林等(2019)认为在区分企业规模后, 国有资本的终极控制权更有利于推动大型企业创新; 近期, 基于新一轮国企“混改”把引入民营股东参与治理作为改革重点的作法, 冯璐等(2021)研究发现, 在控制了国有企业股权结构的前提下, 非国有股东参与公司治理促进了企业创新, 而熊爱华等(2021)则进一步研究发现相比非国有股东参股国有企业, 非国有股东通过高层治理对创新绩效的正向影响更明显。此外, 也有少部分学者从国有企业入股非国有企业视角展开讨论, 研究发现利用非控股国有股权能够建立政治联系、发挥资源支持效应, 提高企业创新投入(狄灵瑜和步丹璐, 2021), 显著提升民营企业发明专利申请数(韦浪和赵劲松, 2021)。

综合来看, 现有文献在对混合所有制改革如何影响企业创新进行研究时, 多以创新投入或企业整体创新产出作为衡量企业创新的替代变量(Li et al, 2020; 狄灵瑜和步丹璐, 2021; 范玉仙和张占军, 2021; 汪涛等, 2022)。而实际上, 一方面, 创新投入并非高质量创新产出的必要条件; 另一方面, 企业的创新策略选择将直接影响到企业的创新质量, 以企业整体创新作为企业创新的替代变量, 不足以深入挖掘混改对企业创新质量的真实影响作用, 而根据黎文靖和郑曼妮(2016)的研究, 为获得更多的政府补助和税收优惠, 公司会适时改变其创新策略, 其中以简单提升非发明专利数量为目标的策略性创新并不利于提高企业的市场价值; 推动企业技术进步并获取竞争优势, 还得依靠以增加发明专利申请量为目标的实质性创新。因此, 为深入分析混合所有制改革对企业创新质量的影响作用, 有必要从企业创新策略的视角深入分析企业创新问题。此外, 鉴于国有产权的资源、技术优势及非国有产权追求长远利益最大化的特点, 现有文献多以非国有股权入股国有企业为出发点, 从股权混合后实际控制人为国有产权的视角研究混合股权对企业创新的影响(罗福凯等, 2019; 杨兴全和韩贺洋, 2021), 而现实中伴随混改进程的推进, 越来越多的国企通过参股民企的方式完成混改, 而针对这种反向混改模式, 从股权混合后实际控制人为非国有产权视角研究混合股权对企业创新的影响后果和作用机制, 对目前完善混合所有制改革政策, 促进非国有产权企业提高创新质量具有重要意义。那么基于以上分析, 混合股权是否会影响企业创新策略选择? 混合股权影响异质性实际控制人企业创新策略选择的作用机制是什么? 遗憾的是针对以上问题现有文献还少有研究。

本文以A股上市公司2004—2017年数据为研究对象, 基于异质性股权混合后的“协同增效”与“掣肘减效”效应探讨混合股权对企业创新策略的影响, 研究结论及边际贡献可能体现在: 混合股权影响企业创新策略支持“协同增效”效应, 即混合股权能够促进企业创新, 且与策略性创新策略相比, 混合股权更能促使企业选择实质性创新策略。一方面, 该结论丰富了现有从企业股权结构视角研究企业创新策略选择动机影响因素的文献, 同时也为现阶段检验混合所有制改革的实施效果提供了经验证据; 另一方面, 该结论对混改企业如何通过混改提升企业创新质量具有借鉴意义; 同时也为政府相关部门制定政策提升混合股权对企业创新质量的影响, 提供有益政策制定参考。

二、理论分析与研究假设

终极产权理论认为真正控制上市公司的是借助股权关系链而隐藏在第一大股东背后操纵上市公司的实际控制人(Porta et al, 1999)。而基于特殊制度背景, 我国上市公司实际控制人按产权属性可细分为国有和非国有, 其中国有产权实际控制人拥有丰富的创新资源和完善的制度优势, 但由于存在所有者缺位及监督不足等问题往往创新动力不足(Hart et al, 1997); 相比之下, 非国有产权实际控制人虽然有强烈的逐利动机, 乐于创新, 但因缺乏创新资源及先进的管理制度(王京和罗福凯, 2017), 同样导致创新不足。如何最大发挥国有产权和非国有产权的属性优势, 进而促进企业技术创新, 成为政府相关政策制定部门关注的重点话题。混合所有制改革通过在原有单一股权性质的公司中引入异质性股权, 从而达到使国有和非国有股权相互博弈、制衡, 更好地发挥国有和非国有产权属性优势的目的。然而, 现实中混合股权一方面, 既可能使不同产权性质的股东优势互补(Cheng et al, 2018), 通过混改的“协同增效”效应提升企业创新; 另一方面, 由于不同产权性质股东所追求的利益目标不同, 也可能通过混改的“掣肘减效”效应抑制企业创新。那么现阶段混合股权究竟通过“协同增效”效应还是“掣肘减效”效应影响企业创新? 进一步基于黎文靖和郑曼妮(2016)的研究, 企

业创新策略可分为推动企业技术发展、获得竞争力为目的的实质性创新和为了获得其他利益,而单纯追求创新“数量”和“速度”的策略性创新。那么现阶段混合股权影响企业创新策略选择,究竟是基于混改的“协同增效”效应还是“掣肘减效”效应发挥作用,其中的作用机制又是什么?深入研究以上问题,对现阶段完善混合所有制改革中出现的问题,提高我国企业创新质量,提升企业竞争力,促进经济高质量发展具有重要意义。

(一)“协同增效”效应下的混合股权与企业创新策略选择

在混改的“协同增效”效应下,国有股权与非国有股权可以充分发挥各自产权属性优势,混合股权能够促进企业创新。一方面,在非国有企业内引入国有股权,除能为非国有企业带来更多的现金流用于企业创新外,原国有股权固有的技术和人力资源优势及完善的制度和先进的管理经验,也能为非国有企业提供更好的创新资源和创新环境(王京和罗福凯,2017),混合股权下非国有企业引入国有股权提高了原非国有企业的创新水平;另一方面,在国有企业内引入非国有股权,由于原国有企业所有者缺位背景下,国有企业管理层为在短期内获得政治晋升机会,通常偏好投资风险小、见效快的项目,而对于资金需求量大,风险高、时间长的创新项目较少关注(李莉等,2018;唐跃军和左晶晶,2014;Gao et al,2018),但由于非国有股权股东以追求企业价值最大化为目标,更偏好能为企业带来长远价值的创新项目(李文贵和余明桂,2015),能与国有股权管理层追求个人政绩目标相制衡。因此较好地解决原国有企业的所有者缺位问题,降低原国有企业管理层的政治晋升动机(孙菁和李琳,2018),与国有企业股权混合之前相比,股权混合后有利于企业将更多资源用于企业创新,进而提升企业创新水平。综上,股权混合后,非国有股权部分有足够的资源用于抵御创新风险;而国有股权部分的创新环境得到改善,混合股权提高了企业的创新水平。

基于黎文靖和郑曼妮(2016)的研究,公司创新策略可细分为策略性创新与实质性创新,其中策略性创新不利于提高企业的市场价值,推动技术进步和获取竞争优势的实质性创新才能促进企业发展。那么在混改的“协同增效”效应下,混合股权又将如何影响企业的创新策略选择?从不同产权性质企业引入异质性股权视角进行分析,一方面,当非国有企业引入国有股权完成股权混合后,此时非国有企业不仅可以凭借新加入国有股权的政府背景,更容易从政府及银行那里获得政府补助和银行贷款,缓解原非国有企业因企业创新导致的融资约束问题,还可以借鉴国有股权先进的管理经验和研发技术并得到核心技术专家专业指导提升创新效率,此时股权混合后的非国有企业资金充足,创新资源丰富,与策略性创新相比,考虑到企业长远的发展,非国有企业更愿意进行实质性创新;另一方面,当国有企业引入非国有股权完成股权混合后,由于非国有股权股东追求公司长远价值最大化的经营目标,在一定程度上抑制了原国有企业管理层为追求个人政治晋升而偏好追求创新数量,将较多资源用于风险小、见效快的策略性创新的做法。此时考虑到企业长远发展,也会考虑将更多的资源投资于风险较大但收益高的实质性创新项目。

综合以上分析,在混改的“协同增效”效应下,一方面混合股权丰富了非国有企业的创新资源,与股权混合之前相比,混合后非国有企业不论在创新资金支持还是在创新技术支撑方面都较之前有了显著提升,此时与策略性创新相比,企业更有可能将资源用于实质性创新提高企业长远发展潜力;另一方面混合股权同样完善了国有企业的内部监督治理机制,引入非国有股权有效改善了之前国有企业因所有者缺位导致管理层片面追求创新数量而忽视创新质量的做法,考虑到公司长远发展目标,股权混合后的国有企业更有动机将资源用于推动技术进步和获取竞争优势的实质性创新。基于以上内容,提出如下假设:

混合股权促进了企业创新,在创新策略选择上与策略性创新相比混合股权更能促使企业进行实质性创新(H1)。

(二)“掣肘减效”效应下的混合股权与企业创新策略选择

在混改的“掣肘减效”效应下,国有股权与非国有股权产权属性劣势进一步放大,不利于企业创新。一方面,从非国有股权引入国有股权视角进行分析,与非国有企业纯粹追求利润最大化的经营目标相比较,国有企业还承担着充分就业、社会稳定等政治目标(赵卿,2016;Zhang et al,2003)。鉴于此,在非国有企业内引入国有股权,会降低原非国有企业创新决策的效率,非国有企业追求长远利益的创新行为受到牵制;同时,虽然非国有企业借助国有股权政府背景,能更容易获得贷款,缓解融资约束,但也因此使其生产经营受到限制,尤其在地方政府面临政绩考核压力下,国有企业更倾向于规避风险(Boubakri et al,2013),地方政府极有可能据此要求非国有企业选择投资风险小、耗时短、见效快的创新项目。此时混合股权下非国有企业引入国有

股权抑制了原非国有企业追求长远利益的创新动力,不利于企业创新。另一方面,在国有企业内部引入非国有股权,虽然非国有股权股东有强烈的谋利动机(陈林等,2019),但无法阻止政府官员为谋求政治晋升而通过混合股权中国有成分要求企业承担更多社会责任进而损害公司利益的行为(涂国前和刘峰,2010)。此外,在国有企业所有者缺位背景下,国有企业内部缺乏监督非国有股东的权利主体,此时非国有股东极有可能为保护自身利益,而“掏空”公司(祁怀锦等,2021),从而降低国有企业营运资金稳定性,增加经营风险(刘颖斐和张小虎,2019),导致企业内缺乏稳定现金流,使得混合后的企业不具备良好的创新条件,混合股权降低了企业创新水平。

进一步,在混改“掣肘减效”效应下,混合股权又将如何影响企业的创新策略选择?一方面,非国有企业引入国有股权完成股权混合后,在进行企业创新决策时,相较于原非国有企业,完成股权混合后的非国有企业需要顾及国有股权承担的经济、政治和社会责任等目标,抑制了非国有企业单纯追求企业长远价值最大化的创新行为;同时,迫于对国有股权政府背景融资便利的依赖,在地方政府面临政绩考核压力时,非国有股权更可能为迎合国有股权政绩考核,而在企业创新选择方面做出妥协。此时,股权混合后的非国有企业追求企业长远价值最大化的动机被抑制,与风险高、投资周期长的实质性创新相比,非国有企业更愿意选择周期短、见效快的策略性创新。另一方面,当国有企业引入非国有股权完成股权混合后,在国有企业所有者缺位的背景下,非国有股权股东为保护自身利益,“掏空”企业动机被放大,进而降低了原国有企业资金稳定性。此时股权混合后的国有企业缺乏稳定现金流,无法支撑资金投入量大的实质性创新项目,同时又迫切需要通过迎合监管获取补助缓解资金压力,从而更愿意选择策略性创新。

综合以上分析,在“掣肘减效”效应下,一方面针对非国有企业,股权混合后,非国有企业追求企业长远价值最大化的目标被弱化,与股权混合前相比,非国有股权更大程度受国有股权背后的实际控制人的影响,此时,非国有企业更可能选择策略性创新迎合政府政绩考核;另一方面,针对国有企业,混合股权增加了国有企业经营风险,股权混合后国有企业中非国有股东有动机通过“掏空”行为最大化自身利益,降低国有企业资金稳定性,增加企业创新风险,同时考虑到国有企业的社会责任及政府控制属性,在地方政府面临政绩考核压力时,股权混合后的国有企业更有可能在企业创新选择方面做出妥协,更愿意选择策略性创新。对此,提出以下假设:

混合股权抑制了企业创新,在创新策略选择上与策略性创新相比混合股权更能抑制企业进行实质性创新(H2)。

三、研究设计及样本选择

(一)数据来源

本文所有样本数据均取自国泰安公司的CSMAR(China Stock Market & Accounting Research Database)数据库,选取2004—2017年度全部A股上市公司为研究对象,数据处理遵循以下原则:①考虑到连续两年亏损(ST)及连续三年亏损(*ST)的企业经营目标发生改变,故剔除该类样本企业数据;②鉴于金融类企业资产结构和财务目标的特殊性,剔除金融行业的上市公司样本数据;③考虑数据的稳定性和可靠性,剔除有缺失值的样本;④为降低异常值对回归结果的影响,对所有连续变量进行了上下1%分位数的缩尾处理。

(二)变量定义

(1)创新策略:借鉴黎文靖和郑曼妮(2016)的做法,用 $\ln_Apply$ 作为企业整体创新的代理指标,以发明、实用新型和外观设计的专利申请总数加1取对数进行衡量;用 $\ln_IApply$ 作为实质性创新策略的代理指标,以发明专利申请数加1取对数进行衡量;用 $\ln_NApply$ 作为策略性创新策略的代理指标,以实用新型和外观设计的专利申请总数加1取对数进行衡量。

(2)混合股权:借鉴Liao和Young(2012)和杨志强等(2016)的做法,以 Mix 作为混合股权代理指标,根据前十大股东中非国有股权比重与国有股权比重的比值衡量,其中以两者中的较小者为分子,较大者为分母。该指标为一个小于1的正向指标,指标越大表明股权混合的程度越强,反之则反是。

(3)控制变量:借鉴王玉泽等(2019)、崔静波等(2021)等已有关于企业创新的文献,选取盈利能力、企业年龄、固定资产比率、现金资产比率、营运能力、无形资产比率、发展能力作为控制变量。此外,考虑到特定行业和年份对企业创新选择的影响,本文还控制了年份和行业虚拟变量,具体变量定义参见表1。

表 1 变量定义表

变量类别	变量名称	变量符号	变量含义
被解释变量	整体创新	$\ln_Apply$	年度公司专利(发明、实用新型和外观设计)申请的总数加 1 后取对数
	实质性创新	$\ln_IApply$	年度公司发明专利申请的总数加 1 后取对数
	策略性创新	$\ln_NApply$	年度公司非发明专利(实用新型和外观设计)申请的总数加 1 后取对数
解释变量	混合股权	Mix	前十大股东中非国有股权比重与国有股权比重的比值衡量,其中以两者中的较小者为分子,较大者为分母
控制变量	盈利能力	Roa	净利润/总资产
	企业年龄	$\ln_Age$	(研究年份-企业成立年份加 1)取对数
	固定资产比率	Fix	固定资产净额/总资产
	现金资产比率	Car	现金及现金等价物余额/总资产
	营运能力	Tat	销售收入/总资产
	无形资产比率	Iar	无形资产净额/总资产
	发展能力	Tbq	(股权市值+净债务市值)/总资产,即托宾 Q 值
	年份固定效应	$Year$	年份虚拟变量
	行业固定效应	$Industry$	行业虚拟变量

(三)模型设定

通过以上分析,设定如下模型,对假设进行检验:

$$\ln_Apply_{i,t}(\ln_IApply_{i,t}, \ln_NApply_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 Mix_{i,t} + \beta_2 Roa_{i,t} + \beta_3 \ln_Age_{i,t} + \beta_4 Fix_{i,t} + \beta_5 Car_{i,t} + \beta_6 Tat_{i,t} + \beta_7 Iar_{i,t} + \beta_8 Tbq_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

其中: $\ln_Apply$ 、 $\ln_IApply$ 及 $\ln_NApply$ 变量分别为企业整体创新、实质性创新选择与策略性创新选择; Mix 为混合股权; β 为相应变量的回归系数;下标 i 和 t 分别为对应的公司和年份; ε 为残差,并控制年份($Year$)和行业($Industry$)。以上模型重点关注变量 Mix 的回归系数 β_1 ,若 Mix 的回归系数 β_1 显著为正,且 $\ln_IApply$ 的回归系数值显著大于针对 $\ln_NApply$ 的回归系数值,则假设一得证;若 Mix 的回归系数 β_1 显著为负,且 $\ln_IApply$ 的回归系数值显著小于针对 $\ln_NApply$ 的回归系数值,则假设二得证。

四、实证检验与结果分析

(一)描述性统计

表 2 显示了各变量的描述性统计结果,其中:变量 $\ln_Apply$ 的最小值为 0.693,最大值为 6.849,标准差为 1.371,表明不同样本公司之间整体创新水平存在较大差异;从 $\ln_IApply$ 和 $\ln_NApply$ 来看,最小值均为 0.000,平均值分别为 2.091 和 2.342, $\ln_IApply$ 最大值比 $\ln_NApply$ 低 0.276,可见样本企业的实质性创新数量略逊色于策略性创新。但 $\ln_IApply$ 和 $\ln_NApply$ 的标准差分别为 1.381 和 1.508 则表明样本企业中无论是实质性创新能力还是策略性创新能力均存在较大差异、创新水平参差不齐。

Mix 的平均值为 0.134,中位数为 0.039,可知,当前混合所有制改革的背景下,我国大部分上市公司股权混合程度并不高。而 Mix 的最小值为 0.000,最大值为 0.926,同时标准差为 0.212 且比平均值高 0.078,可见样本公司的股权混合程度较低,各公司之间的股权混合程度相差较大。

(二)回归结果分析

表 3 列(1)中混合股权(Mix)与企业整体创新水平($\ln_Apply$)的回归系数为 0.707,且在 1%的水平上显著正相关,表明混合股权能够显著促进企业整体创新;列(2)、列(3)分别列示了混合股权与实质性创新($\ln_IApply$)、策略性创新($\ln_NApply$)的回归结果,从中可以看出混合股权(Mix)的回归系数均在 1%的水平上显著正相关,这表明混合股权同时促进了企业的实质性创新与策略性创新。进一步分析,在列(2)中混合股权(Mix)与实质性创新($\ln_IApply$)的回归系数为 0.878,显著大于列(3)中混合股权(Mix)与策略性创新($\ln_NApply$)的回归系数 0.532,综合以上内容,该结果与混改的“协同增效”效应相吻合,即国有股权与非国有股权优势互补,能够显著提升企业创新水平,与策略性创新相比,混合股权更能促使企业选择实质性创新策略,H1 得证。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$\ln_Apply$	16026	3.001	1.371	0.693	2.944	6.849
$\ln_IApply$	16026	2.091	1.381	0.000	1.946	6.052
$\ln_NApply$	16026	2.342	1.508	0.000	2.303	6.328
Mix	16026	0.134	0.212	0.000	0.039	0.926
Roa	16026	0.045	0.049	-0.134	0.041	0.192
$\ln_Age$	16026	2.680	0.393	1.386	2.773	3.401
Fix	16026	0.227	0.152	0.008	0.197	0.679
Car	16026	0.181	0.143	0.014	0.137	0.689
Tat	16026	0.652	0.403	0.119	0.559	2.358
Iar	16026	0.046	0.043	0.000	0.035	0.258
Tbq	16026	2.073	1.171	0.934	1.699	7.490

表3 “协同增效”效应与“掣肘减效”效应检验

变量	整体创新	实质性创新	策略性创新	变量	整体创新	实质性创新	策略性创新
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
	ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply		ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply
Constant	3.396*** (16.88)	2.462*** (11.68)	2.711*** (12.52)	Iar	0.273 (0.56)	-0.250 (-0.51)	0.474 (0.93)
Mix	0.707*** (6.96)	0.878*** (8.03)	0.532*** (4.74)	Tbq	-0.168*** (-10.47)	-0.130*** (-7.71)	-0.190*** (-10.97)
Roa	3.103*** (8.26)	2.950*** (7.70)	2.410*** (5.85)	Year	YES	YES	YES
ln_Age	-0.111 (-1.58)	-0.086 (-1.17)	-0.092 (-1.21)	Industry	YES	YES	YES
Fix	-0.601*** (-3.52)	-0.580*** (-3.24)	-0.453** (-2.57)	Observations	16026	16026	16026
Car	-0.824*** (-6.23)	-0.856*** (-5.89)	-0.750*** (-5.46)	Adjust-R ²	0.203	0.143	0.236
Tat	0.447*** (7.18)	0.273*** (4.12)	0.473*** (6.90)	F	34.75***	25.20***	28.09***

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内为经过Cluster处理过的t统计量。

(三)内生性与稳健性检验

1. 反向因果

创新活动需要大量稳定的资金投入,为维持持续创新,企业很可能引入异质性股权,缓解资金压力。因此,综合前文分析,混合股权既可能提升企业创新,同时企业创新策略选择又可能增加企业实施混合股权的动机,造成混合股权与企业创新策略之间存在反向因果引起的内生性问题。对此,采取将解释变量分别进行滞后一期、二期及三期处理的措施,以控制可能存在的反向因果导致的内生性问题,检验结果见表4。表4显示分别为滞后一、二及三期的混合股权与企业整体创新、实质性创新与策略性创新的回归结果,可以看出与前文结果类似,混合股权与企业创新的关系并未发生实质性的差异,且随着滞后期数的增加,混合股权在实质性创新与策略性创新中的系数差距逐步扩大,可见相较于策略性创新,混合股权对企业实质性创新选择的促进作用更加显著。

表4 内生性检验-反向因果

变量	滞后一期			滞后两期			滞后三期		
	整体创新	实质性创新	策略性创新	整体创新	实质性创新	策略性创新	整体创新	实质性创新	策略性创新
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply	ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply	ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply
Constant	3.683*** (16.37)	2.746*** (11.47)	2.961*** (11.95)	3.807*** (15.58)	2.875*** (10.96)	3.083*** (11.33)	3.964*** (14.87)	2.993*** (10.29)	3.285*** (11.05)
L.MIX	0.649*** (6.09)	0.830*** (7.14)	0.467*** (3.82)						
L2.MIX				0.628*** (5.83)	0.820*** (6.91)	0.444*** (3.53)			
L3.MIX							0.568*** (5.04)	0.787*** (6.34)	0.367*** (2.81)
Roa	3.727*** (8.74)	3.580*** (8.10)	2.950*** (6.18)	4.431*** (9.79)	4.368*** (9.32)	3.608*** (7.06)	4.746*** (9.61)	4.802*** (9.32)	3.750*** (6.69)
ln_Age	-0.144* (-1.84)	-0.121 (-1.45)	-0.116 (-1.35)	-0.164* (-1.93)	-0.140 (-1.54)	-0.135 (-1.43)	-0.198** (-2.14)	-0.166* (-1.65)	-0.187* (-1.82)
Fix	-0.585*** (-3.08)	-0.589*** (-2.89)	-0.436** (-2.20)	-0.476** (-2.41)	-0.508** (-2.40)	-0.336 (-1.61)	-0.347* (-1.69)	-0.368* (-1.66)	-0.200 (-0.91)
Car	-0.609*** (-3.70)	-0.631*** (-3.40)	-0.606*** (-3.53)	-0.420** (-2.19)	-0.478** (-2.22)	-0.418** (-2.08)	-0.087 (-0.39)	-0.148 (-0.59)	-0.067 (-0.29)
Tat	0.471*** (6.94)	0.288*** (3.83)	0.502*** (6.51)	0.449*** (6.28)	0.281*** (3.51)	0.467*** (5.69)	0.441*** (5.91)	0.275*** (3.18)	0.463*** (5.37)
Iar	0.211 (0.38)	-0.309 (-0.54)	0.469 (0.79)	0.330 (0.55)	-0.219 (-0.36)	0.524 (0.83)	0.346 (0.54)	-0.023 (-0.03)	0.451 (0.66)
Tbq	-0.190*** (-10.55)	-0.151*** (-7.91)	-0.212*** (-10.69)	-0.202*** (-10.93)	-0.167*** (-8.42)	-0.222*** (-10.76)	-0.218*** (-11.27)	-0.186*** (-8.89)	-0.234*** (-10.90)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	12142	12142	12142	10203	10203	10203	8489	8489	8489
Adjust-R ²	0.190	0.129	0.235	0.197	0.133	0.242	0.204	0.136	0.247
F	33.32***	23.89***	25.71***	35.17***	26.61***	25.69***	34.31***	25.90***	24.45***

注：变量中L.代表滞后一期,L2.代表滞后两期,L3.代表滞后三期；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内为经过Cluster处理过的t统计量。

2. Heckman 检验

企业混合股权可能受到不可观测因素的影响,导致样本选择偏差造成的内生性问题。为缓解该问题,本文利用 Heckman 两阶段模型对回归结果进行检验,检验结果见表 5。首先,在第一阶段,以混合股权(*Mix*)为基础构建哑变量(*dum_Mixs*),具体衡量方式为,如果混合股权(*Mix*)大于 0,则是否混合股权(*dum_Mixs*)取值为 1,否则为 0。同时,选取政府补助(*ln_Amount*)、是否两职合一(*Duality*)、净资产收益率(*Roe*)、流动比率(*Liq*)、实际控制人性性质(*Aci*)、资产负债率(*Lev*)、企业年龄(*ln_Age*)作为影响因变量的影响因素,选择以上因素的理由如下:第一,政府补助(*ln_Amount*)较高的企业,越依赖于政府,越有可能迎合政府混合所有制改革政策;第二,董事长和总经理两职合一(*Duality*)则表明高管权力越大,越有可能出于维护自身权力和利益,抑制异质性股东进入公司;第三,净资产收益率(*Roe*)越高,企业盈利能力越强,越有可能引起投资者的注意力,因此存在异质性股权的可能性也较高;第四,企业流动比率(*Liq*)越高,代表企业资金流动性强,短期债务还款能力强,需要融资的可能性较低,引入异质性股权的可能性也较低;第五,混合所有制改革面向的主要对象为国有企业,实际控制人性性质(*Aci*)为国有的企业往往更倾向于股权混合;第六,资产负债率(*Lev*)越高,企业债务越高,越迫切需要资金清偿债务,就越有可能为了缓解资金压力引入异质性股权;第七,企业年龄(*ln_Age*)越大,融资渠道更丰富,融资累计次数越多,存在混合股权的可能性就越大。其次,针对新构建的虚拟变量 *dum_Mixs*,加入以上变量进行 Probit 回归,得到逆米尔斯比率(*Mills*),回归结果见表 5 列(1);最后,将逆米尔斯比率(*Mills*)加入模型(1)进行第二阶段模型回归,回归结果见表 5 列(2)、列(3)及列(4),从中可以看出,在控制逆米尔斯比率(*Mills*)后,混合股权对实质性创新的作用依旧显著高于策略性创新。

表 5 内生性检验-Heckman 检验

变量	第一阶段	第二阶段		
	是否混合股权	整体创新	实质性创新	策略性创新
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>dum_Mixs</i>	<i>ln_Apply</i>	<i>ln_IApply</i>	<i>ln_NApply</i>
<i>Constant</i>	-1.673***(-11.98)	1.863*** (4.70)	1.140*** (2.75)	1.428*** (3.38)
<i>Mills</i>		-0.371***(-9.32)	-0.466***(-11.21)	-0.324***(-7.64)
<i>Mix</i>		0.345*** (5.55)	0.436*** (6.70)	0.188*** (2.84)
<i>Roa</i>		4.491*** (14.46)	4.338*** (13.35)	3.772*** (11.39)
<i>ln_Age</i>	0.327*** (9.30)	-0.403***(-9.11)	-0.433***(-9.36)	-0.336***(-7.11)
<i>Fix</i>		-0.859***(-8.12)	-0.849***(-7.69)	-0.675***(-5.98)
<i>Car</i>		-0.674***(-5.18)	-0.654***(-4.82)	-0.574***(-4.13)
<i>Tat</i>		0.401*** (11.44)	0.211*** (5.76)	0.420*** (11.23)
<i>Iar</i>		0.055 (0.17)	-0.339(-1.02)	0.326 (0.96)
<i>Tbq</i>		-0.199***(-14.83)	-0.156***(-11.17)	-0.232***(-16.15)
<i>ln_Amount</i>	0.036*** (5.43)			
<i>Duality</i>	-0.056*(-1.87)			
<i>Roe</i>	0.391** (2.29)			
<i>Liq</i>	-0.018***(-3.08)			
<i>Aci</i>	2.146*** (43.92)			
<i>Lev</i>	0.606*** (6.05)			
<i>Year</i>		YES	YES	YES
<i>Industry</i>		YES	YES	YES
Observations	12772	12772	12772	12772
Pseudo-R ² / ρ^2	0.334	-0.293	-0.352	-0.242
LR $\chi^2(7)$ / Wald $\chi^2(43)$	5450.48***	3195.55***	2282.29***	3396.65***

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著;括号内为 *t* 统计量。

3. PSM 检验

进一步,企业主动引入异质股权缓解资金压力,也可能存在样本自选择引起的内生性问题,即创新水平高的企业自身就表现为混合股权的产权特性,进而影响结论的稳健性。为解决该内生性问题,运用倾向得分匹配法(PSM)进行检验。参考曹越等(2020)、狄灵瑜和步丹璐(2021)的研究,根据《公司法》,异质性股东持股比例合计超过 10%,异质性股东才有实质的话语权。对此,将前十大股东中国有股权比率、非国有股权比率合计均大于 10% 的样本作为处理组,其余样本作为对照组;选择政府补助(*ln_Amount*)、是否两职合一(*Duality*)、净资产收益率(*Roe*)、流动比率(*Liq*)、实际控制人性性质(*Aci*)、资产负债率(*Lev*)、企业年龄(*ln_Age*)对混合股权的自选择效应进行控制,选择以上因素的理由与前文一致。

此外,在具体进行倾向得分匹配时,本文通过 Logit 模型来估计倾向得分,按照 1:3 的比例进行样本匹配,并施加了“共同支持”(common support)条件,其平衡性检验结果见表 6,匹配后回归结果见表 7。其平衡性检验结果见表 6,匹配后各变量在处理组和控制组之间的偏差绝对值均小于等于 2.1%,两组均值均在 10% 显著性水平下不存在显著差异,可见匹配效果较好。运用匹配后的样本进行回归,可发现回归结果与前文回归结果基本一致,回归结果见表 7。

表6 内生性检验-PSM平衡性检验

协变量	未匹配U/匹配M	处理组	控制组	%偏差	t值	协变量	未匹配U/匹配M	处理组	控制组	%偏差	t值
ln_Amount	U	14.427	14.564	-6.100	-3.260***	Aci	U	0.389	0.446	-11.600	-6.240***
	M	14.427	14.434	-0.300	-0.220		M	0.389	0.389	0.100	0.050
Duality	U	0.273	0.233	9.000	4.820***	Lev	U	0.404	0.453	-23.500	-12.660***
	M	0.273	0.271	0.500	0.290		M	0.404	0.404	0.400	0.230
Roe	U	0.076	0.069	7.600	4.170***	ln_Age	U	2.650	2.687	-9.600	-5.090***
	M	0.076	0.077	-0.900	-0.630		M	2.650	2.658	-2.100	-1.350
Liq	U	2.853	2.239	21.600	11.150***						
	M	2.853	2.861	-0.300	-0.150						

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

表7 内生性检验-PSM回归检验

变量	整体创新	实质性创新	策略性创新	变量	整体创新	实质性创新	策略性创新
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
	ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply		ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply
Constant	3.406*** (15.75)	2.464*** (10.86)	2.727*** (11.84)	lar	0.390(0.75)	-0.221(-0.42)	0.650(1.19)
Mix	0.739*** (6.65)	0.918*** (7.72)	0.552*** (4.55)	Tbq	-0.170***(-9.63)	-0.133***(-7.22)	-0.195***(-10.08)
Roa	3.370*** (8.02)	3.267*** (7.64)	2.631*** (5.72)	Year	YES	YES	YES
ln_Age	-0.124*(-1.65)	-0.089(-1.12)	-0.110(-1.38)	Industry	YES	YES	YES
Fix	-0.604***(-3.26)	-0.584***(-3.00)	-0.453***(-2.38)	Observations	12665	12665	12665
Car	-0.811***(-5.56)	-0.847***(-5.35)	-0.709***(-4.69)	Adjust-R ²	0.210	0.149	0.245
Tat	0.462*** (6.98)	0.275*** (3.86)	0.494*** (6.80)	F	30.57***	22.61***	24.44***

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内为经过Cluster处理过的t统计量。

4. PSM-多期DID检验

由于混合股权的实施并没有统一的执行时间节点,具体时间因企业个体而有所差异,为进一步缓解遗漏变量、不可观测因素等带来的其他可能存在的内生性问题,本文在前文PSM检验的基础上,建立多期双重差分(differences in differences, DID)模型,以进一步缓解可能存在的内生性问题,结果呈现在表8中。参考曹越等(2020)、狄灵瑜和步丹璐(2021)的研究,建立是否实施混合股权(*Treat*)的虚拟变量,将前十大股东中国有股权比率、非国有股权比率合计均大于10%的样本作为处理组,取值为1;其余样本作为对照组,取值为0;同时以国有股权、非国有股权合计均大于10%的第一年定义为混合股权实施节点(*Time*),大于混合股权实施节点(*Time*)第一年的年份则取值为1,否则为0;多期DID模型中变量 $DID=Treat \times Time$ 。其平行趋势检验如图1所示,图2及图3所示,在实施混合股权前其系数对应置信区间均包括0,即交互项与企业整体创新、实质性创新及策略性创新均不显著,可见基本满足平行趋势检验;更进一步来看,混合股权实施当年对企业创新的影响均呈现出负向相关关系,且大约在混合股权实施后三年及以后开始呈现稳定的正向促进关系,这表明混合股权对企业创新的影响存在显著的滞后效应,有鉴于此,为保证结果的稳健性,本文将差分变量 DID 滞后三期进行回归,回归结果见表8,由表可知研究结论与前文一致。

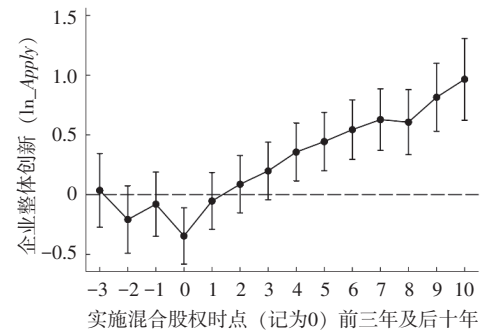


图1 企业整体创新平行趋势检验

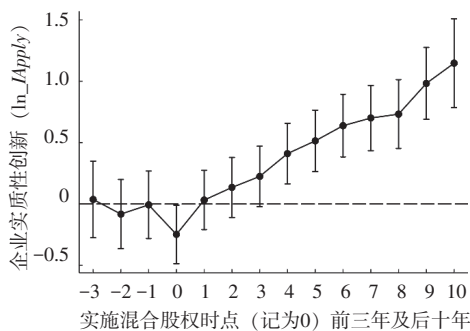


图2 企业实质性创新平行趋势检验

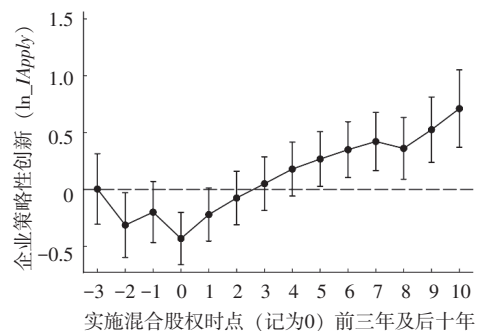


图3 企业策略性创新平行趋势检验

表 8 内生性检验——PSM-多期 DID 检验

变量	整体创新	实质性创新	策略性创新	变量	整体创新	实质性创新	策略性创新
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
	ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply		ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply
Constant	3.730*** (12.58)	2.650*** (8.18)	3.206*** (9.95)	Iar	0.439 (0.66)	-0.091 (-0.13)	0.623 (0.90)
L3.DID	0.289*** (5.82)	0.328*** (6.06)	0.222*** (4.21)	Tbq	-0.224*** (-10.25)	-0.195*** (-8.34)	-0.242*** (-9.95)
Roa	4.700*** (8.58)	4.962*** (8.77)	3.668*** (5.94)	Year	YES	YES	YES
ln_Age	-0.186* (-1.82)	-0.106 (-0.95)	-0.223** (-2.01)	Industry	YES	YES	YES
Fix	-0.265 (-1.17)	-0.249 (-1.01)	-0.129 (-0.54)	Observations	6368	6368	6368
Car	0.172 (0.71)	0.125 (0.46)	0.174 (0.67)	R ²	0.212	0.138	0.257
Tat	0.528*** (6.64)	0.343*** (3.52)	0.542*** (5.91)	F	31.86***	22.49***	22.76***

注：***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内为经过 Cluster 处理过的 *t* 统计量。

5. 替换企业创新策略选择的衡量指标

为检验模型稳健性,本文采取替代变量法,将企业专利申请数替换为企业专利授权数,并采用同样的方法进行数据处理,具体稳健性检验结果见表 9。表 9 列(1)、列(2)及列(3)依次分别对应混合股权与整体创新、混合股权与实质性创新及混合股权与策略性创新的关系,从中可以看出,回归结果与前文结论基本一致。

表 9 稳健性检验——替换企业专利申请数为企业专利授权数

变量	整体创新	实质性创新	策略性创新	变量	整体创新	实质性创新	策略性创新
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
	ln_Grants	ln_IGrant	ln_NGrant		ln_Grants	ln_IGrant	ln_NGrant
Constant	3.278*** (15.54)	1.750*** (8.85)	2.841*** (12.43)	Iar	0.277 (0.54)	-0.250 (-0.54)	0.460 (0.84)
Mix	0.634*** (5.93)	0.697*** (6.74)	0.565*** (4.81)	Tbq	-0.171*** (-10.23)	-0.109*** (-6.80)	-0.189*** (-10.16)
Roa	2.324*** (5.88)	1.777*** (4.93)	2.018*** (4.57)	Year	YES	YES	YES
ln_Age	-0.101 (-1.37)	-0.020 (-0.29)	-0.097 (-1.21)	Industry	YES	YES	YES
Fix	-0.695*** (-3.97)	-0.634*** (-3.78)	-0.551*** (-2.95)	Observations	13940	13940	13940
Car	-0.837*** (-6.31)	-0.881*** (-6.55)	-0.717*** (-5.04)	Adjust-R ²	0.195	0.138	0.211
Tat	0.437*** (6.73)	0.189*** (3.14)	0.469*** (6.45)	F	28.68***	18.14***	24.33***

注：***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内为经过 Cluster 处理过的 *t* 统计量；ln_Grants 为企业整体创新,以发明、实用新型和外观设计的专利授权总数加 1 取对数进行衡量；ln_IGrant 为企业实质性创新,以发明专利授权数加 1 取对数进行衡量；ln_NGrant 为企业策略性创新,以实用新型和外观设计的专利授权总数加 1 取对数进行衡量。

6. 通过更换数据库替换关键被解释变量

由于所用 CSMAR (China Stock Market & Accounting Research Database) 数据库中创新专利数据仅更新至 2017 年,为保证研究结果能够尽可能接近当前现状,采用与前文同样的数据处理方法,利用中国研究数据服务平台 (CNRDS) 中上市公司 2004—2019 年专利申请及授权数据,再次进行回归,具体结果见表 10。从表 10 可以看出结果基本与前文类似。综上所述,本文所构造的模型是稳健的。

表 10 稳健性检验——使用 CNRDS 数据库 2004—2019 年数据检验

变量	专利申请量			专利授权量		
	整体创新	实质性创新	策略性创新	整体创新	实质性创新	策略性创新
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln_Apply	ln_IApply	ln_NApply	ln_Grants	ln_IGrant	ln_NGrant
Constant	1.292*** (9.05)	1.269*** (8.86)	0.194* (1.80)	0.830*** (8.08)	1.293*** (9.03)	0.205* (1.89)
Mix	0.358*** (4.55)	0.169** (2.33)	0.108* (1.75)	0.277*** (4.59)	0.145** (2.03)	0.106* (1.73)
Roa	1.811*** (10.39)	1.289*** (7.86)	0.957*** (6.92)	0.959*** (7.39)	1.034*** (6.26)	0.860*** (6.07)
ln_Age	-0.190*** (-3.76)	-0.174*** (-3.43)	-0.002 (-0.06)	-0.112*** (-3.05)	-0.169*** (-3.34)	-0.005 (-0.12)
Fix	0.065 (0.59)	0.149 (1.42)	-0.261*** (-3.75)	0.023 (0.28)	0.167 (1.59)	-0.253*** (-3.64)
Car	-0.081 (-0.84)	-0.075 (-0.85)	0.238*** (3.49)	-0.163** (-2.26)	-0.047 (-0.54)	0.265*** (3.86)
Tat	0.152*** (3.79)	0.159*** (4.15)	0.173*** (5.12)	0.085*** (2.95)	0.139*** (3.74)	0.174*** (5.28)
Iar	-0.238 (-0.98)	-0.237 (-1.01)	0.388** (2.36)	-0.191 (-1.07)	-0.211 (-0.90)	0.388*** (2.39)
Tbq	-0.060*** (-5.33)	-0.101*** (-10.61)	-0.020*** (-2.61)	-0.035*** (-4.20)	-0.101*** (-10.62)	-0.019** (-2.44)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	32429	32429	32429	32429	32429	32429
Adjust-R ²	0.186	0.245	0.0763	0.152	0.240	0.0762
F	30.52***	28.87***	16.12***	16.51***	25.09***	14.79***

注：***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内为经过 Cluster 处理过的 *t* 统计量。

五、研究结论与政策建议

创新是引领发展的第一动力,但并非所有的创新都能推动社会经济发展,基于黎文靖和郑曼妮(2016)的研究,公司创新策略可细分为策略性创新与实质性创新,其中策略性创新不利于提高企业的市场价值,只有推动企业技术发展、以获得竞争力为目的的实质性创新才能引领经济社会高质量发展。结合当前发展混合所有制经济的背景,本文利用A股上市公司2004—2017年度数据,从企业股权结构视角基于“协同增效”效应与“掣肘减效”效应,通过国有企业引入非国有股权及非国有企业引入国有股权两条主线,探讨混合股权对企业创新策略选择的影响,研究发现:混合股权通过“协同增效”效应影响企业创新,即混合股权能够促进企业创新,且在混合股权作用下,与策略性创新选择相比,企业更愿意进行实质性创新。

基于以上结论,本文得出以下启示:

第一,进一步深化混合所有制改革。本文研究发现,混合股权能够促进企业创新,且与策略性创新相比,股权混合程度越高,越能促进企业实质性创新,而基于黎文靖和郑曼妮(2016)的研究,只有实质性创新才能推动经济高质量发展。因此现阶段需要进一步加深企业的股权混合程度,提高企业实质性创新水平,推动经济高质量发展。

第二,应积极引导混合股权企业进行实质性创新,研究结果表明混合股权同样会促进企业选择策略性创新,然而相较于实质性创新,策略性创新并不利于企业长远发展,也不利于推动经济社会进步。因此政府应积极引导混合股权企业多利用异质性股权优势开展实质性创新,而非策略性创新。

第三,混合股权的企业应积极利用混合股权带来的异质性股权优势。具体的,当民企引入国有股权时,应积极利用国有股权的资源优势,积极开展实质性创新活动;当国企引入非国有股权时,应重点发挥非国有股权追求企业价值最大化的动机,完善治理结构,提高企业创新质量,以更好的发挥混合股权的“协同增效”效应。

第四,企业在积极引入异质性股权、利用异质性股权优势开展创新活动的同时,应结合自身实际情况,平衡好实质性创新与策略新创新两者的关系,避免过多的开展策略性创新,导致真正有利于企业长远发展的实质性创新不足。

参考文献

- [1] 曹越,孙丽,郭天泉,等,2020.“国企混改”与内部控制质量:来自上市国企的经验证据[J].会计研究,(8): 144-158.
- [2] 陈林,万攀兵,许莹盈,2019.混合所有制企业的股权结构与创新行为——基于自然实验与断点回归的实证检验[J].管理世界,35(10): 186-205.
- [3] 崔静波,张学立,庄子银,等,2021.企业出口与创新驱动——来自中关村企业自主创新数据的证据[J].管理世界,37(1): 76-87, 6.
- [4] 狄灵瑜,步丹璐,2021.混合所有制改革制度背景下异质性大股东对企业创新投入的影响——基于国有企业和非国有企业的比较分析[J].研究与发展管理,33(4): 152-168.
- [5] 范玉仙,张占军,2021.混合所有制股权结构、公司治理效应与企业高质量发展[J].当代经济研究,(3): 71-81, 112.
- [6] 冯璐,张冷然,段志明,2021.混合所有制改革下的非国有股东治理与国企创新[J].中国软科学,(3): 124-140.
- [7] 黎文靖,郑曼妮,2016.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,51(4): 60-73.
- [8] 李莉,于嘉懿,顾春霞,2018.政治晋升、管理者权力与国有企业创新投资[J].研究与发展管理,30(4): 65-73.
- [9] 李文贵,余明桂,2015.民营化企业的股权结构与企业创新[J].管理世界,(4): 112-125.
- [10] 刘颖斐,张小虎,2019.企业诉讼风险与审计收费——基于关键审计事项披露视角[J].审计与经济研究,34(6): 33-45.
- [11] 罗福凯,庞廷云,王京,2019.混合所有制改革影响企业研发投入吗?——基于我国A股上市企业的经验证据[J].研究与发展管理,31(2): 56-66.
- [12] 毛昊,尹志锋,张锦,2018.中国创新能够摆脱“实用新型专利制度使用陷阱”吗[J].中国工业经济,(3): 98-115.
- [13] 祁怀锦,于瑶,刘艳霞,2021.混改股权制衡与“脱实向虚”:抑制还是促进[J].经济理论与经济管理,41(2): 13-27.
- [14] 任广乾,徐瑞,刘莉,等,2022.制度环境、混合所有制改革与国有企业创新[J/OL].南开管理评论: 1-20[2022-09-13]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20220512.1141.002.html>.
- [15] 申宇,黄昊,赵玲,2018.地方政府“创新崇拜”与企业专利泡沫[J].科研管理,39(4): 83-91.
- [16] 孙菁,李琳,2018.混合股权、产品市场竞争与企业技术创新[J].科学决策,(2): 1-21.

- [17] 唐跃军, 左晶晶, 2014. 所有权性质、大股东治理与公司创新[J]. 金融研究, (6): 177-192.
- [18] 涂国前, 刘峰, 2010. 制衡股东性质与制衡效果——来自中国民营化上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 27(11): 132-142, 188.
- [19] 汪涛, 王新, 张志远, 2022. 二元创新视角下混改对国企创新决策的影响研究[J]. 技术经济, 41(4): 44-58.
- [20] 王京, 罗福凯, 2017. 混合所有制、决策权配置与企业技术创新[J]. 研究与发展管理, 29(2): 29-38.
- [21] 王婧, 蓝梦, 2019. 混合所有制改革与国企创新效率——基于 SNA 视角的分析[J]. 统计研究, 36(11): 90-103.
- [22] 王玉泽, 罗能生, 刘文彬, 2019. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. 中国工业经济, (3): 138-155.
- [23] 韦浪, 赵劲松, 2021. 非控股国有股权对民营企业创新水平的影响研究[J]. 财政研究, (10): 114-129.
- [24] 熊爱华, 张质彬, 张涵, 2021. 国有企业混合所有制改革对创新绩效影响研究[J]. 科研管理, 42(6): 73-83.
- [25] 杨兴全, 韩贺洋, 2021. 国企混改、政府补助与创新[J]. 贵州财经大学学报, (2): 1-10.
- [26] 杨亚柳, 侯瑞, 2019. 高质量发展下“创新困境”的机制优化研究[J]. 科学管理研究, 37(5): 23-28.
- [27] 杨运杰, 毛宁, 尹志锋, 2020. 混合所有制改革能否提升中国国有企业的创新水平[J]. 经济学家, (12): 71-79.
- [28] 杨志强, 石水平, 石本仁, 等, 2016. 混合所有制、股权激励与融资决策中的防御行为——基于动态权衡理论的证据[J]. 财经研究, 42(8): 108-120.
- [29] 应千伟, 何思怡, 2021. 政府研发补贴下的企业创新策略: “滥竽充数”还是“精益求精”?[J]. 南开管理评论, 25(2): 1-34.
- [30] 张斌, 李宏兵, 陈岩, 2019. 所有制混合能促进企业创新吗? ——基于委托代理冲突与股东间冲突的整合视角[J]. 管理评论, 31(4): 42-57.
- [31] 赵卿, 2016. 国家产业政策、产权性质与公司业绩[J]. 南方经济, (3): 68-85.
- [32] BOUBAKRI N, COSSET J C, SAFFAR W, 2013. The role of state and foreign owners in corporate risk-taking: Evidence from privatization[J]. Journal of Financial Economics, 108(3): 641-658.
- [33] CHENG L T W, CHAN R Y K, LEUNG T Y, 2018. Impact of perk expenditures and marketing expenditures on corporate performance in China: The moderating role of political connections[J]. Journal of Business Research, 86: 83-95.
- [34] FALEYE O, KOVACS T, VENKATESWARAN A, 2014. Do better-connected ceos innovate more?[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 49(5-6): 1201-1225.
- [35] GAO H, HSU P H, LI K, 2018. Innovation strategy of private firms[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 53(1): 1-32.
- [36] HART O, SHLEIFER A, VISHNY R W, 1997. The proper scope of government: Theory and an application to prisons[J]. The Quarterly Journal of Economics, 112(4): 1127-1161.
- [37] HIRSHLEIFER D, HSU P H, Li D, 2013. Innovative efficiency and stock returns[J]. Journal of Financial Economics, 107(3): 632-654.
- [38] LI C, YUAN R, KHAN M A, et al, 2020. Does the mixed-ownership reform affect the innovation strategy choices of Chinese state-owned enterprises?[J]. Sustainability, 12(7): 2587.
- [39] LIAO J, YOUNG M, 2012. The impact of residual government ownership in privatized firms: New evidence from China[J]. Emerging Markets Review, 13(3): 338-351.
- [40] PORTA R L, LOPEZ-DE-SILANES F, SHLEIFER A, 1999. Corporate ownership around the world[J]. The Journal of Finance, 54(2): 471-517.
- [41] ZHANG A, ZHANG Y, ZHAO R, 2003. A study of the R&D efficiency and productivity of Chinese firms[J]. Journal of Comparative Economics, 31(3): 444-464.
- [42] ZHANG X, YU M, CHEN G, 2020. Does mixed-ownership reform improve SOEs' innovation? Evidence from state ownership[J]. China Economic Review, 61: 101450.

The Choice of Company Innovation Strategy Under Mixed Equity: “Mutual Promotion” or “Mutual Impede”?

Wu Chunxian^{1, 2}, Cai Changbin¹, Shuai Hongyu¹

(1. School of Economics and Management, Shihezi University, Shihezi 832003, Xingjiang, China; 2. Center for Corporate Governance and Innovation, Shihezi University, Shihezi 832003, Xingjiang, China)

Abstract: Whether mixed equity can improve the innovation quality of company is closely related to the choice of company innovation strategies. Using the sample data of A-share listed companies from 2004 to 2017, based on the “mutual promotion” and “mutual impede” effects on company innovation after heterogeneous equity mixing, the impact of mixed equity on company innovation strategy selection was verified. The results show that mixed equity affects the choice of company innovation strategies through the “mutual promotion” effect, which means mixed equity can promote company innovation, and company prefer substantive innovation to strategic innovation. The results remain robust after using lagged variables, Heckman’s test, propensity score matching(PSM), the multi-period propensity score matching-differences in differences(PSM-DID), substitution variables and changing databases. The above conclusions provide a useful policy reference for deepening the reform of mixed ownership and improving the quality of company innovation from the perspective of strategy selection.

Keywords: mixed equity; innovation strategy; company innovation