

国企混改与企业创新绩效关系研究

——基于研发投入和政务公开的双重中介效应

谢晓娟, 刘桂兰, 常菁

(广东省技术经济研究发展中心, 广州 510075)

摘要: 国企“混改”是提升企业创新和国有经济影响力的有效途径。理清企业创新发展背后机理对深入探索国企混改及制度优化设计具有重要意义。在国企混改背景下, 现对2003—2020年上市国企的数据进行分析, 建立企业研发投入强度、企业绩效、国企混改程度、政务公开间的向量自回归(VAR)模型, 并进行ADF单位根检验、协整关系分析、脉冲分响应等检验。结果显示, 国企混改程度对企业创新绩效存在正向影响; 研发投入强度在国企混改程度与企业创新绩效间存在中介作用; 外部环境来看, 政务公开也对国企混改程度及企业研发投入强度存在促进作用。

关键词: 国企混改; 创新绩效; 政务公开

中图分类号: F276.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)22-0296-07

国有企业是国民经济的支柱和创新的重要主体, 在构建国家科技创新体系中的作用至关重要^[1]。国有企业混合所有制改革通常是指通过民间资本、外资方面的引入, 推进企业改组改革, 已成为影响我国经济转型的重要因素之一。从“1+N”系列文件出台, 到《国企改革三年行动方案(2020—2022年)》, 国企混改进程不断推进。宏观经济环境对上市国有企业的创新行为及创新绩效影响也已成为当前的重点关注方向, 近几年研究发现制度创新通常会刺激技术创新, 进而带动企业经济发展。政务公开的提高会带动资源协同, 企业投融资能力逐步增强^[2]。政务信息公开可以降低政府主管部门收集、传播信息间的沟通成本, 同时便于公众从公开渠道了解政策, 这一过程中也增强了社会公众及组织对政府政策的理解、强化政府公信力。当前研究多从企业绩效、高管薪酬、股权激励、股东包容性及异质性、企业竞争力对国企混改影响角度进行分析, 且多数学者认为国企混改过程中的股权激励、高管薪酬改革对企业创新绩效、企业竞争力方面有正面促进作用, 能提升企业价值^[3-4]。当前研究大多通过比较分析或影响路径分析进行展开, 较为单一, 围绕国有企业混合所有制改革与企业创新关系

的研究, 或因数据筛选规则不一致、数据结构不完整、样本企业内外部情况的异质性等原因, 该研究仍在诸多方面存在持续讨论。区别于已有文献, 现对国企混改下2003—2020年上市国有企业的数据进行分析, 通过建立向量自回归(vector autoregression, VAR)模型, 进行相关检验, 探究其背后影响机理。现从上市国有企业混改这一微观角度入手, 通过面板数据, 探究国有企业创新效率如何受国有企业混改影响, 以及政务公开这一制度环境在该过程中发挥怎样的作用。这一研究将丰富国有企业混改、企业创新以及制度环境间关系的相关学术文献, 并在后续的创新管理过程中提供相应的佐证参考。

1 文献回顾及研究假设

创新型国家的建设, 通常被认为与企业创新有显著的相关关系。与私营企业相比, 国有企业通常存在资源错配、研发效率低下等相关问题, 国有企业通过引入非国有资本、调整法人结构、机制体制调整等方式, 使国企运作效率的不断提高。学界通常从国有企业混改内涵的相关研究以及混改所产生经济结果等方面展开研究, 探究国有企业混改对企业创新方面影响及相互间关系变得迫切且必要。

收稿日期: 2024-06-26

基金项目: 广东省省级科技专项项目“珠海市创新企业百强测评及运行监测研究”(2022)

作者简介: 谢晓娟(1991—), 女, 安徽阜阳人, 硕士, 助理研究员, 研究方向为政策评估、项目管理、科技管理信息化、企业创新研究; 刘桂兰(1982—), 女, 湖南株洲人, 硕士, 副研究员, 研究方向为科技管理、科技政策研究、科技评估评审; 常菁(1991—), 女, 山西长治人, 硕士, 助理研究员, 研究方向为企业创新评价、科技监测。

一方面,有些研究指出国有企业混改对企业创新更具有积极的促进作用。总体上规模大、经营效率较高的企业,股权多样性更能提升企业效率,外部资本的引进更能提高混改效率^[5]。潘胜文等^[6]发现混改会对企业效率产生正向驱动作用,能够促进企业效率的提升,且相对控股形式更有利于发挥混改对企业效率的正向驱动作用。盛明泉等^[7]发现,国有企业混合所有制改革通过引入不同资本,一定程度上实现优势互补,提升全要素生产率。陈林等^[8]表明,在小规模混合所有制企业中,非国有资本的终极控制能正向影响企业的创新产出。刘会敏等^[9]指出当国有企业引入非国有资本参股形成制衡股权结构时,能够助力国有企业成为高效市场创新主体。

另一项研究表明,非国有股东高级管理层对国有企业的创新产出产生积极影响,持续驱动企业创新^[10]。熊爱华等^[11]发现混合所有制改革在国有企业中能够增加创新产出。李增福等^[12]指出非国有资本参股,在加强国有企业的内部控制程度的同时也完善了国有企业高管薪酬激励制度,进而正向驱动国有企业创新产出水平的提升。赵峰等^[13]认为国有企业混合所有制改革所形成的多个大股东股权结构产生了“鲶鱼效应”,激发国有企业活力并推动了战略变革促进企业高质量发展。

另一方面,有学者认为国有企业混合所有制改革并不一定能对创新产生正向的促进作用。Lo等^[14]发现,就混合所有制企业而言,国有股越低,创新产出对公司治理组织控制能力的依赖程度越高。Boubakrietal等^[15]在对东亚国家数据研究后发现,较于非政府控制的公司,政府控股公司通常具有更高的市场价值。熊家财和唐丹云^[16]对相关上市数据进行分析,认为开展民营化改制的国有企业一般呈现低研发投入及较少量专利申请,发现企业所获政府研发补贴降低、经理人短视影响增强等机制一定程度上降低了企业的创新水平。

针对上述研究,提出以下假设。

H1:国企混改对企业绩效有相应的正向促进作用。

当前有一部分学者认为国企混改均对企业的绩效、产出、投资以及创新效率产生积极的促进作用。就企业创新的影响因素来看,企业创新投入是由企业产权性质、企业改革情况、融资状况、规模、行业以及企业自身治理能力等诸多方面决定的,并以此影响企业创新效率。罗福凯等^[17]研究发现,混

合股权能够正向影响企业研发投入,且对企业研发投入强度存在显著的驱动作用。任乐等^[18]表明国企混改能显著促进国有企业数字化转型,推动企业创新发展。技术创新理论指出,持续推进的研发投入和研发活动能提高技术创新能力,进而提高企业的创新绩效。国企混改一方面通过优化股权结构,建立激励约束机制,减少投机性,促进持续创新;另一方面国企混改将引入新股东制衡国有股东,确保创新研发投入,共同提升企业创新能力。宋波和康年^[19]指出研发投入在国企混改与企业绩效间存在着部分的中介作用。

对此,提出以下假设。

H2:研发投入强度在国企混改与企业绩效之间促进作用。

企业创新受政府信息公开程度、财政透明度、金融发展、法制化发展等诸多外部因素影响,良好的外部环境促进企业投资创新。政府信息作为一种影响性及引导性工具,一直以来被作为一项重要的替代管制措施,对企业创新产生影响。政务公开优化了企业创新的外部环境,一定程度上减少了政府、企业间信息不对称的情况^[20]。吴祖光和孟祥龙^[21]指出政务公开有利于强化股权多元化对债务期限结构的正向影响,促进研发投入。政务公开的提升将促进企业及政府间信息沟通效率,寻租及腐败行为在这一过程中降低,创新型企业将因此获得更多资源配置,广泛吸引社会资本加入。政务公开在降低内部腐败行为的同时,也可增加社会对政府信任,推动政策落实落地^[22]。陈云桥和郝晗^[23]认为在地方所属以及外部制度环境较好的地区中进行混改的国企,其企业价值更为突出。

对此,提出以下假设 H3。

政务公开对国企混改、研发投入强度均有调节作用。

2 上市国企创新改革实证分析

随着国企混改持续开展,相较于非上市国有企业,上市国有企业数据更易获取。查阅文献可知改革初期上市国企中非国有股东比例相对较低,近些年仍有部分上市国企未开展混合所有制改革,为扩大样本量,将研究对象最终确定为2003—2020年沪深A股上市的国有上市企业。企业组织形式为中央国有企业、地方国有企业,且不同于往期研究,此次数据筛选遵循以下原则:数据选择为剔除连续年份数据缺失企业及ST、*ST公司;剔除批发和零售业、住宿和餐饮业、租赁和商务服务业等不易与高

新技术关联行业。相关变量数据主要来源于Choice数据库中财务报表或通过相关计算公式统计得出,并对数据进行了缺失值检索,后用随机森林进行缺失值填补,最终得到320家国有上市企业样本共7129个观测值,通过Eviews进行数据分析检验。

2.1 变量解释及模型建立

企业绩效(ROA):即总资产报酬率(%)。总资产报酬率用于评价企业利用所有资产获取收益的能力,从企业整体角度评估企业经营资产的盈利能力。参考宋波和康年^[19]的做法。

企业规模(SIZE):因不同行业或企业形式下的公司资产规模差异较大,为消除此类影响,选取年末总资产自然对数作为企业规模变量,且不会数据性质产生影响。

研发投入度(RDI):陈晶璞等^[24]指出,单纯考虑研发投入的绝对值不便于比较不同规模、不同行业公司的研发投入强度。采用研发投入强度 $RDI = \text{研发投入} / \text{主营业务收入}$ 衡量研发投入,以更有效地在不同公司之间做比较。

股权集中度(OC):根据以往研究将上市国企第一大股东持年末股总量占上市公司股本总量的百分比作为股权集中度变量^[25]。

资产负债率(DAR):通过企业的总负债和总资产额之间的比值,综合反映企业的债务偿还能力。

国企混改程度(MOR):根据宋波和康年^[19]、蔡贵龙等^[26]的相关研究,取前十大股东中非国有股东占比衡量企业混改程度,对前十大股东性质通过相关官方网络查询确定。

高新技术产业(HTI):通过0和1分别作为是与否,判定是否为高新技术,以此探究对企业研发、企业发展绩效等方面产生影响。

政务公开(TRA):借鉴吴祖光和孟祥龙^[21]的做法,同样选取《中国政商关系排行榜(2019)》省级以上政务透明度数据进行衡量,其由信息发布及财政公开度构成,并随数值增大而增高。

因探究国企混改、研发投入及企业绩效、政务公开间联动关系,在确定以上研究变量后,为检验H1、H2、H3中各变量间影响,通过向量自回归模型探究同一样本期间内的 n 个变量做出其线性函数,初步构建模型进行实证分析。

2.2 实证分析

2.2.1 描述性分析

由描述性统计结果可知,样本数据由于涉及较

多年份,数据存在一定离散程度,但可被接受。企业绩效(ROA)平均值为4.399,标准差为7.279,说明样本间企业创新产出程度存在一定差异。国际公认标准认为,研发投入强度小于1%为低创新水平,介于2%~4%为中等创新水平,大于4%为高度创新水平,表1显示样本企业研发投入强度差异较小,多数上市国企研发投入强度中等,研发投入力度仍待增强。国企混改程度平均值为23.047,标准差为21.244,说明上市国企中非国有股东占比相对较低,混合所有制改革程度差异不明显,不过这或因样本数据中相当部分国企仍处于混改阶段所致。

2.2.2 变量相关性分析

现初步对各主要变量之间进行相关性分析,变量间呈现明显相关性。如企业绩效(ROA)与国企混改程度间在1%的水平上有明显正相关性,说明混合所有制改革对企业绩效产生促进作用,同时企业规模也对企业绩效产生明显相关性,相关系数分别为0.084、0.153。但总资产报酬率(ROA)与研发投入强度相关性相对较弱,这或与企业处于生命周期中衰退期或与处于研发投入前期的原因所致。就研发投入强度来看,研发投入强度越强,资产负债率越低。研发投入强度越高的企业倾向于权益融资而非债务融资,这或因企业研发投入强度所带来的企业的独特性所致。

由表1可知,企业研发投入强度与企业规模之间负相关,或因上市国企倾向扩大规模而压缩研发投入,加之资源垄断,而减弱企业创新动力。但较为明显的是研发投入强度与高新技术产业判定也在1%的水平上显著正相关,这说明与高新技术产业关联性较大的上市国企多将企业核心竞争力建立在研发之上。政务公开与总资产报酬率、国企混改程度呈现一定程度的正相关,与研发投入强度与其相关性不明显,说明政府信息公开对企业可能释放一种降低政策不确定性的信号。

2.2.3 多元时间序列VAR模型分析

为方便检测,进一步探究变量间影响关系,将企业绩效(ROA)设为 X_1 ,研发投入度(RDI)设为 X_3 ,国企混改程度(MOR)设为 X_9 ,政务公开(TRA)设为 X_{14} ,对变量 X_1 、 X_3 、 X_9 、 X_{14} 建立相关方程进行实证分析。

ADF单位根检验:对该组时间序列进行ADF检验,检测期间若存在单位根,则该序列不平稳,若不存在单位根,则该序列平稳。表2中 X_1 、 X_3 、 X_9 、

X_{14} 均显示原序列单位根检验 P 为 0.000,在 5% 的显著水平上拒绝原假设,通过检验,原序列平稳。

协整关系分析:考虑协整关系系统的稳定性,避免出现伪回归现象,通 Engle-Granger(EG)两步协整检验法分别对 H1、H2、H3 中的变量进行协整关系检验。通过 EG 两步法对其中的两个变量进行协整检验。做变量间的普通最小二乘(ordinary least squares,OLS)回归,结果如表 3 所示。

由表 3 结果可以看出,序列 e 拒绝存在单位根的原假设,说明序列 e 平稳,因此 H1、H2、H3 中变

量均存在协整关系,其协整方程分别为

$$H1: X_1 = 5.1388 - 0.0007X_9 \quad (1)$$

$$H2: X_3 = 1.4565 - 0.0297X_1 - 0.0079X_9 \quad (2)$$

$$H3: X_{14} = 71.7772 + 0.1837X_3 - 0.0653X_9 \quad (3)$$

因变量间满足协整关系,因此在进行 VAR 模型建构前进行阶数确定,得出第 1 阶为该模型的最佳滞后阶数的最优选择。得出 H1、H2、H3 的 VAR 模型公式分别如下。

表 1 相关性分析

变量	ROA/%	RDI/%	DAR/%	MOR/%	SIZE	OC/%	HTI	TRA
ROA	1.000							
RDI	0.042*	1.000						
DAR	-0.266**	-0.142**	1.000					
MOR	0.084**	0.018*	-0.071**	1.000				
SIZE	0.153**	-0.196**	0.374**	-0.226**	1.000			
OC	0.144**	-0.171**	-0.001	-0.137**	0.348**	1.000		
HTI	-0.015	0.225**	-0.004	-0.050*	-0.094**	-0.003	1.000	
TRA	0.060*	0.030	-0.090	0.230*	0.190**	0.070	-0.090	1.000

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 2 ADF 单位根检验结果

变量	t 统计量	P	1% 的显著性水平	5% 的显著性水平	10% 的显著性水平	R^2	调整后 R^2
X_1 (ROA)	-44.858	0.000	-3.431	-2.862	-2.567	0.477	0.477
X_3 (RDI)	-26.156	0.000	-3.431	-2.862	-2.567	0.480	0.480
X_9 (MOR)	-27.605	0.000	-3.432	-2.862	-2.567	0.464	0.463
X_{14} (TRA)	-23.243	0.000	-3.432	-2.862	-2.567	0.541	0.540

表 3 OLS 回归参数结果

变量		H1	H2	H3	P
		系数	标准误	t	
H1	C	5.1388	0.1411	36.4256	0.0000
	X_9	-0.0007	0.0040	-0.1839	0.8541
H2	C	1.4566	0.0530	27.4810	0.0000
	X_1	-0.0297	0.0045	-6.6150	0.0000
	X_9	-0.0080	0.0014	-5.8149	0.0000
H3	C	71.7773	0.1748	410.7175	0.0000
	X_3	0.1837	0.0425	4.3212	0.0000
	X_9	-0.0653	0.0048	-13.6382	0.0000
R^2	0.000006	0.0134	0.0446		
调整后 R^2	-0.000170	0.0131	0.0442		
回归标准误差	7.0710	2.3916	7.4892		
残差平方和	283690.4000	32448.4300	255424.4000		
Log likelihood	-19155.1200	-13001.6800	-15639.9400		
F 统计量	0.0338	38.6923	106.2908		
F 统计量的概率	0.8541	0.0000	0.0000		
因变量均值	5.1195	1.0973	70.4070		
因变量标准差	7.0703	2.4074	7.6603		
AIC(赤池准则)	6.7502	4.5823	6.8655		
施瓦茨准则	6.7525	4.5859	6.8697		
Hannan-Quinn 准则	6.7510	4.5836	6.8669		
Durbin-Watson 统计量	1.8651	1.6785	1.8775		

H1:

$$X_1 = -0.0094X_9(-1) + 0.0045X_9(-2) + 0.0517X_1(-1) + 0.0414X_1(-2) + 4.8080 \quad (4)$$

H2(1):

$$X_1 = 0.0084X_3(-1) - 0.1068X_3(-2) + 0.0481X_1(-1) + 0.0339X_1(-2) + 4.7025 \quad (5)$$

H2(2):

$$X_9 = -0.1183X_3(-1) - 0.3423X_3(-2) + 0.0501X_9(-1) + 0.0010X_9(-2) + 24.5132 \quad (6)$$

H3(1):

$$X_9 = 0.2895X_{14}(-1) - 0.1273X_{14}(-2) + 0.0666X_9(-1) + 0.0484X_9(-2) + 9.4062 \quad (7)$$

H3(2):

$$X_3 = -0.0221X_{14}(-1) + 0.0042X_{14}(-2) + 0.1692X_3(-1) + 0.2177X_3(-2) + 2.0613 \quad (8)$$

AR 特征根检验:通过 AR 根检验法,对 VAR 模型的稳定性进行检验。当圆点都落在单位圆内,即特征根小于 1 时,说明 VAR 模型参数具有稳定性,本次检测圆点均落于圆内,可知模型构建良好。

脉冲响应关系检验:脉冲响应函数即为某一个变量受到冲击后,通过模型对其他变量产生影响,并通过脉冲响应图表现出其影响。如图 1 所示。

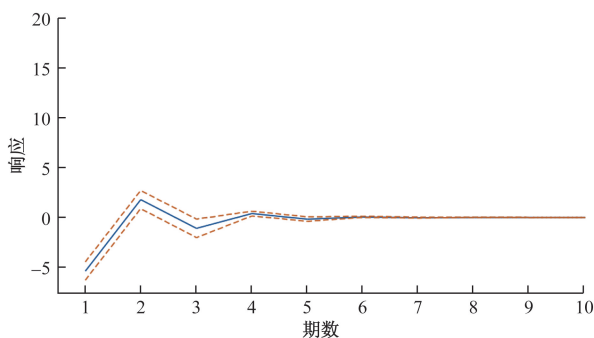


图 1 脉冲影响结果(X_{14} 对 X_9 脉冲分析)

通过检测后的脉冲影响图可知:

(1)国企混改确实对企业绩效具有资源支持效应。脉冲图 1 显示 H1 中,当国企混改(X_9)程度一阶受到一个标准差冲击时,自身期初会受到一个较大的正向冲击,并快速下降至第 2 期,直至趋于 0,转为稳定期。企业绩效(X_1)基本处于相同状态。企业绩效(X_1)对国企混改(X_9)响应结果在期初为

负向,在第 2 期降为峰值,但之后呈向上趋势,转为正向影响,在第 3 期后归于平稳,随后趋向于 0。这说明国企混改(X_9)前期或存在治理结构和治理机制等多方面调整,一定时期会产生降低企业绩效的负面影响,但随着激励、结构间调整平衡,非国有资本确实会产生正向影响作用,并存在一定的持续性,提升企业“绩效贡献”。

(2)国企混改推动研发投入,且对企业绩效产生作用。H2 中,国企混改(X_9)、研发投入(X_3)、企业绩效(X_1)均受自身影响较大,且在前两期存在较大波动,后期趋稳。国企混改(X_9)对研发投入(X_3)在前 3 期呈现较弱的负向影响,但随时间推移,国企混改(X_9)对研发投入(X_3)之间冲击呈现上升趋势,在后期呈现峰值,说明国企混改在一定程度上促进企业研发投入提升,但略有滞后。这因为企业研发活动短期较难产生收益,既有的偏好投入会降低研发资金与人员的投入,同时混改制衡让异质性股东拥有较多话语权,博弈期间导致研发延迟。但长期看,随着上述矛盾的解决,国企混改(X_9)却会给企业带来研发投入、技术更新、管理等多方面的优势作用。继续观察可知,当国企混改(X_9)对研发投入(X_3)带来一个标准差冲击时会同步对企业绩效(X_1)带来一个冲击。在前 4 期呈现波动上升趋势,总体呈现正向冲击,在第 2、3 期分别达峰值,在第 4 期后稳定趋向于零界限。说明在多阶段国企改革措施实施后,研发投入、企业绩效呈波动提升,机制创新、管理创新和效率提升等带来的效益会趋于稳定,产生正向效应。

(3)短期看政务公开对国企混改程度及研发投入的正向调节效果有限,但长期显现双重的正向影响效应。H3 中,政务公开会一定程度上推动国企混改和研发投入,但是在第一期呈现相反的标准差冲击,总体逐渐呈现正向发展进程。这说明政务公开或有利的制度环境会推动国企混改进程,第四期后尽管仍为正向冲击,但呈现较明显的平稳特征。这说明进入改革疲软期,改革动能将会减弱。随着政策力度的加大,政府、企业间信息的不对称的影响也会减弱,后趋于稳定。可见,政务公开或制度环境会阶段性激发企业积极行为,随后企业呈现为稳定的创新意愿及创新行动互动的状态。

3 对策建议

国有企业创新发展和研发投入、制度环境、国企混改发展间关系密切。虽未产生强烈波动关系,

但仍可发现在市场发展过程中各因素相互影响,在互动过程中更多资源、行为将进行优质分配,助推国有企业创新发展。测试结果仍会随着市场环境、制度调节而不断变化,但国企混改产生的正向影响效应显著。以下相关建议以供参考。

(1)保持外部资源融入,优化股权结构,实现资源间多重互动。国企混改实现非国有股东控股权加入,使国有企业具有更高灵活性、创新能动性,与此同时能通过联合决策,缓解代理问题的产生。因非国有股东的加入及参与决策,其自身的“逐利”本质,将发挥群体的投资偏爱效应,正向激励企业完善治理机制及研发水平。同时异质股东的加入将会在企业创新发展过程中甄别项目质量,保障股东决策能力,进而充分挖掘企业探索式创新的长期价值。此外,上市国有企业引入外部资本,将持续优化国有企业薪酬激励体系,通过创新研发活动提高上市国企的创新投入水平。

(2)加大对国有企业创新投入支持,强化企业创新激励措施。国企混改一定程度上会对企业研发投入产生影响,进而带动企业产生创新收益。各地混改国企应充分利用本区的创新机构及服务平台,加强技术引进及合作并购,实现“优势叠加”,实现科技人才引进及创新激励。今后更应注重强化国有科技型企业创新政策扶持力度,完善国企混改顶层设计,拓宽引资渠道,实施股权激励等措施,通过优势资本融合,推动国有企业改革创新实现新突破。

(3)强化制度环境建设,优化信息公开机制。提高政府信息公开透明度,减少信息误差壁垒,推进服务型政府建设。发挥好政府在国企混改过程中的领路人作用,确保国企混改信息有效衔接,减少信息错位,将深化国企混改作为一个可持续的政策主攻方向,盘活国有资本,引导构建新产业格局,为国企混改提供优质的制度环境,增强国企的创新动力。

参考文献

- [1] 王春燕,褚心,朱磊.非国有股东治理对国企创新的影响研究——基于混合所有制改革的证据[J].证券市场导报,2020(11):23-32.
- [2] 刘亮.政务公开与高科技企业技术创新[D].浙江:浙江工商大学,2019.
- [3] 屈恩义,朱方明.基于内生视角的股权激励实施效果检验——来自中国上市公司的新证据[J].首都师范大学学报(社会科学版),2017(6):87-93.
- [4] 陈文强,贾生华.股权激励、代理成本与企业绩效——基于双重委托代理问题的分析框架[J].当代经济科学,2015,37(2):106-113.
- [5] 张云,刘丽娟,尹筑嘉.股权结构特征与混合所有制企业效率[J].会计与经济研究,2019,33(3):92-107.
- [6] 潘胜文,邵胜,刘梦晓.绝对控股、相对控股与国企混改效率[J].北京理工大学学报(社会科学版),2020,22(6):52-64.
- [7] 盛明泉,陈一玲,鲍群.国企混合所有制改革对全要素生产率的影响、作用机制与异质性研究[J].经济纵横,2021(7):47-56.
- [8] 陈林,万攀兵,许莹盈.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,2019,35(10):186-205.
- [9] 刘会敏,朱兆珍,郭一佳.国企混改与企业创新——基于股权制衡视角[J].财会通讯,2024(12):44-48.
- [10] 向东,余玉苗.国有企业引入非国有资本对创新绩效的影响——基于制造业国有上市公司的经验证据[J].研究与发展管理,2020,32(5):152-165.
- [11] 熊爱华,张质彬,张涵.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,2021,42(6):73-83.
- [12] 李增福,云锋,黄家惠,等.国有资本参股对非国有企业投资效率的影响研究[J].经济学家,2021(3):71-81.
- [13] 赵峰,何欣怡,马光明.混改中的企业战略变革:来自多个大股东股权结构的影响[J].财经科学,2023(12):98-115.
- [14] LO D, GAO L, LIN Y. State ownership and innovations: Lessons from the mixed-ownership reforms of China's listed companies[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2022, 60: 302-314.
- [15] BOUBAKRI N, GHOUL O, MEGGINSON W. The market value of government ownership[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 50: 44-65.
- [16] 熊家财,唐丹云.国企民营化改制会影响企业创新吗?——来自渐进双重差分模型的经验证据[J].宏观质量研究,2020(3):86-103.
- [17] 罗福凯,庞廷云,王京.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,2019,31(2):56-66.
- [18] 任乐,王倩雯,陈炎.混合所有制改革对国有企业数字化转型的影响研究[J].科研管理,2024(5):153-162.
- [19] 宋波,康年.技术和制度创新驱动下国企混合所有制改革的绩效研究[J].经济体制改革,2021(6):90-97.
- [20] 吕艳滨,田禾.中国政府透明度(2009-2016)[M].北京:社会科学文献出版社,2017.
- [21] 吴祖光,孟祥龙.混合所有制改革对研发投入强度的影响:政府透明度的调节作用[J].科技进步与对策,2021(18):18-25.
- [22] 杨畅,白雪洁,赵洋.营商环境、融资歧视与债务“期限悖论”——基于中国制造业企业的研究[J].山西财经大学学报,2020,42(8):102-113.
- [23] 陈云桥,郝晗.国企“混改”、双重效应与企业价值:来自上市国企的经验证据[J].产业经济评论,2023(6):

- 106-116.
- [24] 陈晶璞, 苏冠初, 李小青. 融资约束条件下研发投入对财务绩效的影响——基于医药行业上市公司的经验证据[J]. 财会月刊, 2017(24): 12-17.
- [25] 李春玲, 任磊. 混合所有制改革背景下国有企业研发投入对公司绩效影响[J]. 工业技术经济, 2018, (7): 21-28.
- [26] 蔡贵龙, 郑国坚, 马新啸, 等. 国有企业的政府放权意愿与混合所有制改革[J]. 经济研究, 2018(9): 99-114.

Relationship between Mixed Ownership Reform of State Owned Enterprises and Innovation Performance of Enterprises: The Dual Mediation Effect Based on R&D Investment and Government Affairs Disclosure

XIE Xiaojuan, LIU Guilan, CHANG Jing

(Guangdong R&D Center for Technological Economy, Guangzhou 510075, China)

Abstract: The mixed ownership reform of state-owned enterprises is an effective way to enhance enterprise innovation and the influence of state-owned economy. Under the background of mixed reform of state-owned enterprises, the data of listed state-owned enterprises between 2003 and 2020 were analyzed, and a vector autoregressive (VAR) model between R&D investment intensity, enterprise performance, degree of mixed reform of state-owned enterprises and government transparency was established, and ADF unit root test, cointegration relationship analysis, AR characteristic root test, pulse division response, and variance analysis were carried out. The results show that there is a positive impact on the innovation performance of enterprises. There is a mediating effect between the degree of mixed reform of state-owned enterprises and the innovation performance of enterprises. From an external perspective, government transparency has a promoting effect on the degree of mixed reform of state-owned enterprises and the intensity of R&D investment of enterprises.

Keywords: mixed reform of state-owned enterprises; innovation performance; government transparency