

董监高任职网络如何助推企业技术创新

——基于同群效应视角

肖利平^{1,2}, 罗艺²

(1. 武汉大学 经济发展研究中心, 武汉 430072; 2. 武汉大学 经济与管理学院, 武汉 430072)

摘要: 基于同群效应理论视角构建董监高任职网络, 利用2010—2021年沪深A股上市公司样本, 研究焦点企业的技术创新行为是否受到同群企业技术创新的影响, 即董监高任职网络中是否存在企业技术创新同群效应, 并进一步分析传导机制。研究结果表明: 第一, 同群企业的技术创新对焦点企业技术创新有显著促进作用。第二, 同群企业技术创新通过激发焦点企业创新动机、优化焦点企业创新过程来促进焦点企业创新。第三, 由于基于网络关联的内部信息渠道与外部信息渠道存在替代关系, 董监高任职网络中的同群效应在外部信息环境较差时发挥更大作用。本文基于新的网络视角深化和丰富了企业创新同群效应及其机制研究, 为创新重要性日益突出、企业联结日益密切背景下的企业技术创新提供了政策新思路。

关键词: 技术创新; 同群效应; 董监高; 任职网络

中图分类号: F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)3—0114—12

一、引言

技术创新既是企业存续与发展的根基, 也是国家经济社会发展的核心驱动力。党的二十大报告提出“加快实施创新驱动发展战略”“强化企业科技创新主体地位”, 如何通过加强创新链、产业链来促进企业技术创新具有重要的现实意义。现有研究从不同视角探讨了创新影响因素, 如政府支持(杨国超和芮萌, 2020)、融资约束和知识共享(蔡卫星等, 2019)和并购融资决策(蒋弘等, 2022)等, 但大多仍将企业视为孤立个体, 未考虑企业之间存在的联结与交互。

在现代经济发展中, 企业越来越难被视为孤立个体, 企业行为存在的外部性也会影响其他企业的行为决策。从事实层面看, 为推动企业有效集聚、分工合作、协调创新, 大量产业集群形成, 2019年国家发改委发布了全国66个战略性新兴产业集群名单, 科技部试点国内108个顶尖产业集群, 企业集团的发展壮大也在促进企业间合作与交流。另外, 企业间也会通过企业成员建立关联, 两个企业会雇佣一名共同董事来协调和传递企业间的信息, 从而建立关联关系(卢昌崇和陈仕华, 2009)。在中国上市公司中, 兼任网络非常普遍, 中国拥有连锁董事的上市公司占比超过84%(陈仕华和卢昌崇, 2013), 约有93.13%的企业与其他企业存在高管联结(冯戈坚和王建琼, 2021)。由此, 技术创新相关研究也需要进一步拓展到企业关联视角。

同群效应充分考虑了企业行为之间的关联。因此逐渐成为技术创新研究的重要视角。近年来部分文献开始研究焦点企业的技术创新是否会受其所在群体的同群企业技术创新的影响, 这些文献大多以行业或地区为同群切入视角, 验证了同行业或同地区企业间存在同群效应。此类研究的贡献是证明了技术创新存在外部性, 企业技术创新除了可以促进自身发展, 也可以带动同群企业技术创新。但不足的是, 以行业或地区进行网络构建相对比较宽泛, 同行业和同地区企业间未必存在实质性关联。因此需要更细致的视角通过经济实质构建关联。

基于上市公司董事、监事、高级管理人员在多个上市公司兼任的普遍性, 本文利用董监高成员的任职网络建立企业同群, 将焦点企业董监高成员兼任董监高的企业上市公司界定为该焦点企业的同群企业。研究发现, 董监高任职网络中存在显著为同的正的同群效应。进一步, 本文从创新动机、创新过程两个阶段探讨技术创新在董监高任职网络中的传导机制, 发现同群企业通过激励焦点企业创新动机, 并在信息获取、信息优化与创新决策三个环节优化焦点企业创新过程, 从而促进焦点企业创新。进一步, 在异质性讨论部分, 本文从

收稿日期: 2022-09-10

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“空间-经济-社会关联下的技术创新同群效应研究”(19BJL083)

作者简介: 肖利平, 博士, 武汉大学经济发展研究中心、武汉大学经济与管理学院副教授, 研究方向: 技术变迁、经济增长与后发展经济学; 罗艺, 武汉大学经济与管理学院硕士研究生, 研究方向: 技术创新、同群效应。

同群企业自愿披露和二级市场信息整合两个视角探讨了焦点企业外部信息环境对同群效应的影响。

本文可能带来三方面的边际贡献:第一,更精准地界定同群关联关系。同群关联的准确界定关系到同群效应识别的可靠性。不同于现有文献多以同行业、同地区或同一企业集团等粗略关联界定企业同群关系,本文以企业的核心决策者董监高个体为纽带,从任职网络角度构建企业同群,能更准确有效地识别企业之间的“亲缘”联系。第二,深入挖掘董监高任职网络的内部传导机制,丰富和深化了同群效应机制研究。同群效应作用机制剖析是同群效应研究的一个难点,区别于现有研究大多停留于讨论同群效应的存在性或分析其调节机制,本文区分创新动机和创新过程两个阶段探讨同群企业技术创新如何通过任职网络影响焦点企业,揭示了董监高网络在研发意愿激励和知识信息传递中的重要作用。第三,拓展和深化了关于信息环境对企业创新作用的认识。在传统研究关于信息环境对技术创新有重要作用的基础上,进一步发现了外部信息渠道对基于网络关联的内部信息渠道的替代作用,这种替代作用会趋向于弱化董监高任职网络带来的创新同群效应。此外,本文也从企业关联的视角,突出了董监高关联强度、研发和学术背景等董监高个人特质对激发企业创新同群效应的作用,对企业通过调整董监高任职安排、充分利用同群效应推进技术创新具有较强的政策启示意义。

二、文献回顾与研究假设

同群效应即焦点个体与同伴个体之间行为与决策的相互影响(Manski, 2000),早期研究集中在社会学和教育学领域,近年来拓展至公司行为,如Leary和Robert(2014)发现企业资本结构和融资决策会受到同行业企业影响。此外,也有研究发现企业在现金股利决策(王建琼和党瑶,2022)和自愿性企业信息披露(易志高和张烨,2022)等决策中也存在同群效应。企业同群效应反映企业主体并非孤立地做决策,而是会参考其他企业的决策(李佳宁和钟田丽,2020)。

企业技术创新同群效应相关研究基于不同方法界定同群企业,验证了同群效应存在。以同行业为标准构建同群,同群企业的平均研发强度对焦点企业研发投入有正向促进作用(孙晓华和李明珊,2014;刘静和王克敏,2018)。以企业核心管理层人员的多重任职关系为标准构建同群,同群效应存在于在创新投入与产出两个层面(冯戈坚和王建琼,2019)。以同属一个集团为标准构建同群,同群子公司的创新成功能够显著促进焦点子公司的创新投入,创新失败则会显著抑制焦点子公司创新投入(郑丽和陈志军,2020)。上述研究的同群企业界定捕捉到了企业之间的部分关联关系,但总体上还有待细化、深入,而企业董监高任职网络能较好地体现企业之间的实质关联。本文基于董监高任职网络构建企业同群,并从创新动机、创新过程两方面论证同群企业技术创新会通过董监高任职网络影响焦点企业创新结果。

从创新动机看,同群企业的创新可以借助董监高任职网络充分激发焦点企业的创新动机,促进焦点企业的技术创新投入。企业是否会进行创新取决于决策者对创新成功收益与失败成本两者预期的权衡。兼任产生的直接或间接网络关系建立了信息传递桥梁,董监高在做决策时会将其观察到的所有公司信息作为参照系、转化为自身经验(陈运森和郑登津,2017),从而影响其在焦点公司决策。一方面,同群企业创新成功可以激励焦点企业的创新意愿。企业对同群行为存在理性的学习效应,个体对同群行为背后特征信息的学习决定个体最终选择(汪宝等,2022),当同群企业创新收益较大时,企业更愿意进行学习和模仿(孙锦萍等,2022),该机制在企业违规同群效应中也得到验证,当企业观察到同群企业违规后股价显著下跌时,会减少违规操作(陆蓉和常维,2018)。借由董监高任职网络,焦点企业能够切实地体会到技术创新对同群企业带来的裨益与竞争优势,自身创新动力也因此得到激励。另一方面,同群企业的创新可以降低焦点企业失败的风险,减少焦点企业对创新失败的忧虑。创新活动具有收益不确定性高、失败概率大等特点(王营和张光利,2018),这也是许多企业在进行创新决策时的主要忧虑。通过董监高任职网络,焦点企业可以深入了解同群企业创新的原因、过程与结果,积累同群企业的试错经验以选择合适的创新路径,获取更多创新知识降低创新的未知程度与风险(孙锦萍等,2022),提升创新意愿。

从创新过程看,同群企业创新知识信息借由董监高任职网络传导至焦点企业,带动焦点企业创新水平提升。企业可以通过借鉴联结企业创新战略实现动态创新(郑方等,2021),而社会网络中存在较为活跃的资源共享、信息互动(冯戈坚和王建琼,2021),网络联结可以模糊企业间边界,传递外部投资者难以获取的个性化信息(王建琼等,2022)。在中国的“关系”文化情境下,企业可以利用私人关系这一非正式途径解决部分问题(周建等,2021),焦点企业通过借鉴董监高在同群企业任职而获得的相关经验积累和知识储备,既可以保证信息的真实性,又可以提升萃取繁杂信息的效率,捕捉到创新过程中最关键的核心信息,企业通过信息学习

降低创新成本,提高创新能力(Knott and Turner, 2019)。此外,管理者对企业创新具有重要作用,高管通过对企业创新决策提供高效指导意见、挖掘更多创新机会(Francis et al, 2019)及影响集团内部融资约束(蔡卫星等, 2019)等来影响技术创新。且管理者能力与企业的决策之间也具有显著相关性(Demerjian et al, 2013),高能力管理者具有较强的资源信息整合与优化、风险控制、机会发现和学习能力(何威风等, 2016),具有研发背景(蔡卫星等, 2019)、技术背景(余恕莲和王藤燕等, 2014)和海外背景(淦未宇和刘曼, 2022)的高管能够显著促进企业创新,具有研发背景的董事长能够优化企业投融资行为,在降低创新风险的情形下激发企业创新活力(刘冀徽等, 2022)。在董监高任职网络中,董监高作为纽带,通过更好地获取、解读同群企业创新信息,优化自身决策,进而助推同群企业的知识溢出被焦点企业吸收,促进焦点企业技术创新。

在创新动机激励和创新过程优化作用下,同群企业创新通过董监高任职网络提升焦点企业创新数量的同时,也提升了其创新效率与质量。焦点企业可以通过化用同群企业经验,降低信息获取成本,缓解信息不对称的负面影响,提高决策效率(曾雪婷等, 2022),董事网络则通过信息的传播和资源的共享推动企业进行创新活动、提高企业的创新质量(王营和张光利, 2018)。

综上,本文提出研究假设:

在董监高任职网络的同群效应助推下,同群企业技术创新会促进焦点企业技术创新(H1);

同群企业通过激励焦点企业的创新动机、优化创新过程,来助推焦点企业技术创新(H2)。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文初始样本选择为沪深 A 股 2010—2021 年董监高成员在其他上市公司兼任董监高的上市公司,为确保样本选择的合理性:①剔除金融行业及企业性质不明的样本;②剔除 special treatment(ST)样本;③剔除公司层面关键变量存在严重缺失样本。利用董监高任职信息,匹配焦点企业与同群企业后得到 61403 个“企业 i -年份 t -董监高 j -同群企业 k ”观测样本。

基准回归关注企业技术创新同群效应,在对同群企业创新取均值(Leary and Robert, 2014)后,设定面板数据时只需保留“公司 i -年度 t ”层次样本,而上述 61403 个基础观测样本中,每个企业(i)每年(t)的董监高(j)和同群企业(k)数据不同,故样本在“企业 i -年份 t ”层次存在重复,剔除后保留 20745 个“公司 i -年份 t ”层面的观测值。在后续检验中,观测值因检验层次的不同而有所差异:若以同群企业特征为检验层次,则需使用全部 61403 个“企业 i -年份 t -董监高 j -同群企业 k ”层次样本;若以董监高特征为检验层次,由于同一个董监高(j)可能关联多个同群公司(k),导致观测样本重复,故剔除后保留 44577 个“企业 i -年份 t -董监高 j ”层次样本。

本文创新层面数据来自 CNRDS(Chinese Research Data Services Platform),其余数据均来自 CSMAR(China Stock Market & Accounting Research Database)数据库。为排除极端值影响,所有连续变量均进行上下 1%分位缩尾处理。

(二)检验模型

为检验在董监高任职网络中,同群企业技术创新是否影响焦点企业技术创新,设定模型:

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ainnovation_{-it} + \beta_2 Controls_{it} + year + industry + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:被解释变量 $Innovation_{it}$ 为焦点企业的技术创新,使用企业年度专利申请总量加 1 取自然对数($\ln apply$)和企业年度发明专利申请总量加 1 取自然对数($\ln apply_I$)两种测度。核心解释变量 $Ainnovation_{-it}$ 代表同群企业的技术创新,使用同群企业对应的技术创新均值测度;下标 $-it$ 表示同群网络中除了焦点企业 i 之外的其他企业 t 年数据,即表示焦点企业 i 的同群企业(但不包括它自己)。本文关注的核心系数为 β_1 ,用以估计解释变量($Ainnovation_{-it}$)对被解释变量($Innovation_{it}$)的影响效应,若其显著为正,则存在显著的正向影响; β_2 为控制变量($Controls_{it}$)对被解释变量($Innovation_{it}$)的影响效应; $Controls_{it}$ 为企业层面控制变量; $year$ 和 $industry$ 分别代表年份和行业固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

(三)关键变量定义

1. 焦点企业技术创新

参考现有技术创新度量方法,本文在基准回归中使用企业年度专利申请总量和年度发明专利申请总量(均进行对数化处理)测度焦点企业技术创新。专利可分为发明专利、实用新型专利和外观设计专利,而外观

设计专利相对而言创新价值较低,故在稳健性检验中,本文参考江轩宇等(2021)的方法,采用企业年度实用新型专利和发明专利总数作为替代测度。此外,稳健性检验中还以专利授权数据进行替代测度,考虑专利申请到获批的周期,专利授予数据均滞后两期。

2. 同群企业技术创新

本文通过董监高任职网络构建同群,具体的构建方法是,通过焦点上市公司董监高兼任信息,找到焦点上市公司每个董监高成员兼任董监高的其他上市公司,将这些公司界定为焦点企业的同群企业。使用焦点公司对应的同群企业技术创新均值测度同群企业技术创新。

3. 其他控制变量

参考既有文献的做法,本文引入了一组可能影响企业专利的控制变量,包括公司规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、总资产收益率(*ROA*)、大股东持股比例(*Top1*)、资本密集度(*Tang*)、独立董事比例(*Independent*)、营业收入(*Sale*)、托宾 $Q(Q)$ 、经营活动现金流比率(*OCF*)、账面市值比(*BM*)、国有企业虚拟变量(*SOE*)。具体变量定义见表1。

4. 描述性统计

本文基准面板数据回归主要变量的描述性统计见表2。

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
专利申请	<i>lnapply</i>	$\ln(\text{专利申请总量(件)}+1)$
发明专利申请	<i>lnapply_1</i>	$\ln(\text{发明专利申请总量(件)}+1)$
专利申请替代测度	<i>lnapply2</i>	$\ln(\text{实用新型专利和发明专利申请总量(件)}+1)$
专利授权	<i>lngrant</i>	$\ln(\text{专利授权总量(件)})$
发明专利授权	<i>lngrant_1</i>	$\ln(\text{发明专利授权总量(件)}+1)$
专利授权替代测度	<i>lngrant2</i>	$\ln(\text{实用新型专利和发明专利授权总量(件)}+1)$
同群专利申请	<i>Plnapply</i>	$\ln(\text{同群企业专利申请总量(件)}+1)$
同群发明专利申请	<i>Plnapply_1</i>	$\ln(\text{同群企业发明专利申请总量(件)}+1)$
同群专利申请替代测度	<i>Plnapply2</i>	$\ln(\text{同群企业实用新型专利和发明专利申请总量(件)}+1)$
同群专利授权	<i>Plngrant</i>	$\ln(\text{同群企业专利授权总量(件)}+1)$
同群发明专利授权	<i>Plngrant_1</i>	$\ln(\text{同群企业发明专利授权总量(件)}+1)$
同群专利授权替代测度	<i>Plngrant2</i>	$\ln(\text{同群企业实用新型专利和发明专利授权总量(件)}+1)$
公司规模	<i>Size</i>	$\ln(\text{总资产}+1)$
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
总资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股占总股本比例
资本密集度	<i>Tang</i>	固定资产净值/总资产
独立董事比例	<i>Independent</i>	独立董事人数占董事会总人数比例
营业收入	<i>Sale</i>	营业收入/总资产
托宾 Q	<i>Q</i>	总资产的市场价值/总资产的账面价值
经营活动现金流比率	<i>OCF</i>	经营活动现金流/总资产
账面市值比	<i>BM</i>	所有者权益/总市值
国有企业	<i>SOE</i>	若是国有企业则取值为1,否则取值为0

表2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnapply</i>	20745	1.6031	1.5853	0.0000	5.9532	<i>Tang</i>	20745	0.2112	0.1557	0.0032	0.6946
<i>lnapply_1</i>	20745	1.0890	1.2830	0.0000	5.1874	<i>Independent</i>	20745	0.3756	0.0533	0.3333	0.5714
<i>Plnapply</i>	20745	2.1287	1.5391	0.0000	6.1759	<i>Sale</i>	20745	0.6278	0.4095	0.0863	2.5193
<i>Plnapply_1</i>	20745	1.5189	1.3182	0.0000	5.4900	<i>Q</i>	20745	2.0664	1.3235	0.8621	8.8409
<i>Size</i>	20745	22.1519	1.2942	19.8713	26.1709	<i>OCF</i>	20745	0.0498	0.0675	-0.1541	0.2422
<i>Lev</i>	20745	0.4080	0.2021	0.0516	0.8962	<i>BM</i>	20745	0.3446	0.1597	0.0359	0.7769
<i>ROA</i>	20745	0.0414	0.0629	-0.2583	0.2062	<i>SOE</i>	20745	0.3474	0.4762	0.0000	1.0000
<i>Top1</i>	20745	0.3481	0.1469	0.0920	0.7424						

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本文采用式(1)估计董监高任职网络中的技术创新同群效应,基准回归结果见表3。无论是以专利申请数(*lnapply*)还是发明专利申请数(*lnapply_1*)为被解释变量,在逐步控制公司层面控制变量和年份与行业固

表 3 基准回归结果

变量	lnapply			lnapply_I		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Plnapply</i>	0.1280*** (17.2796)	0.1121*** (15.2910)	0.0314*** (4.7862)			
<i>Plnapply_I</i>				0.1040*** (14.5718)	0.0903*** (12.7963)	0.0293*** (4.5019)
<i>Size</i>		0.1072*** (8.7959)	0.1972*** (16.8915)		0.1430*** (14.1625)	0.2040*** (20.5325)
<i>Lev</i>		-0.5100*** (-5.3512)	-0.5150*** (-5.5159)		-0.6724*** (-8.8111)	-0.4986*** (-6.5195)
<i>ROA</i>		2.3490*** (12.0736)	1.9654*** (10.9057)		1.7052*** (11.0969)	1.5039*** (10.2865)
<i>Top1</i>		0.0332 (0.4204)	0.1187* (1.6833)		-0.2347*** (-3.6836)	-0.0409 (-0.6995)
<i>Tang</i>		-0.4401*** (-6.0846)	-0.0813 (-1.0516)		-0.4723*** (-8.2047)	-0.2096*** (-3.3057)
<i>Independent</i>		-0.4587** (-2.2222)	-0.8598*** (-4.7343)		-0.2520 (-1.4824)	-0.5020*** (-3.2463)
<i>Sale</i>		-0.0336 (-1.2116)	0.1508*** (5.6677)		-0.0489** (-2.2763)	0.0802*** (3.7526)
<i>Q</i>		-0.1064*** (-8.4068)	-0.0840*** (-7.0241)		-0.0767*** (-7.4478)	-0.0607*** (-6.1440)
<i>OCF</i>		0.5869*** (3.2784)	0.8353*** (5.2044)		0.2851** (1.9957)	0.5011*** (3.7763)
<i>BM</i>		-0.7963*** (-6.3691)	-0.5847*** (-4.7910)		-0.9944*** (-9.8912)	-0.7276*** (-7.2907)
<i>SOE</i>		-0.4855*** (-18.6724)	-0.1480*** (-6.0699)		-0.2648*** (-12.5533)	-0.0182 (-0.8826)
<i>cons</i>	1.3306*** (72.8116)	0.0098 (0.0357)	-3.3618*** (-12.6864)	0.9310*** (70.4825)	-1.1255*** (-4.9456)	-3.7048*** (-16.5228)
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	20745	20745	20745	20745	20745	20745
<i>R</i> ²	0.0155	0.0554	0.2848	0.0114	0.0482	0.2300

注:括号内为*t*值;***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

定效应后,估计系数均在1%的水平下显著为正,说明同群企业的专利申请对重点企业专利申请具有显著的正向效应,验证了假设H1。

对比以专利申请数量(*lnapply*)和发明专利申请数量(*lnapply_I*)为被解释变量的结果,可以发现,*Plnapply*的系数总是大于*Plnapply_I*的系数。可能的原因是,由于专利分为外观设计专利、实用新型专利和发明专利三个类别,而发明专利的独创性最强。因此发明专利更难从其他企业的创新信息中得到借鉴,故其估计系数比所有专利的估计系数小。这也在一定程度上印证在董监高网络中学习与吸收信息的难易会决定同群效应在多大程度上发挥作用。

(二)内生性处理

1. 工具变量法

由于焦点企业的技术创新也可能影响同群企业的技术创新,基准回归结果可能存在反向因果问题。因此本文参考吴卫红等(2022),选取同群企业息税前利润均值(*PrProfit*)作为同群企业技术创新均值的工具变量。盈利水平较高的企业更有可能具备投入技术创新的优质现金流,故同群企业的息税前利润会影响同群企业的技术创新,满足工具变量的相关性要求。但同群企业息税前利润与重点企业技术创新无直接关联,满足工具变量的外生性要求。两阶段最小二乘回归结果见表4。前两列为第一阶段回归结果,息税前利润显著促进企业技术创新,验证满足相关性条件。后两列为第二阶段回归结果,可知在排除了反向因果后,董监高任职网络中仍存在显著为正的科技创新同群效应。

2. PSM-DID

本文进一步通过双重差分(DID)和倾向得分匹配双重差分(PSM-DID)方法缓解潜在内生性问题。基准回归验证了处于董监高任职网络中的企业会受到同群企业影响,为进一步证实本文结论,加入董监高未在其他上市公司兼任董监高的企业作为对照组,比较董监高任职网络中企业技术创新是否显著优于网络外企业的技术创新水平。构建DID模型如下:

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 Network_{it} + \beta_2 Controls_{it} + year + industry + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:核心解释变量*Network_{it}*为企业*i*在*t*年是否有董监高在其他上市公司兼任董监高,有则为1,否则为0。其余变量含义与基准回归相同。进一步,采用倾向得分匹配方法,以控制变量作为协变量进行1:1匹配,匹

表 4 工具变量法

变量	第一阶段		第二阶段	
	<i>Plnapply</i>	<i>Plnapply_I</i>	<i>lnapply</i>	<i>lnapply_I</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PrProfit</i>	0.2384*** (26.1354)	0.2167*** (26.7213)		
<i>Plnapply</i>			0.0889*** (2.8899)	
<i>Plnapply_I</i>				0.1046*** (3.6724)
<i>cons</i>	-3.9745*** (-13.2512)	-3.8822*** (-14.9391)	-4.1227*** (-16.2326)	-4.3271*** (-19.4584)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	20745	20745	20745	20745

注:括号内为*t*值;***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

配后全部变量的标准偏误小于10%，说明匹配结果良好，实验组和对照组样本具有相似特征。结果见表5，处于董监高网络中的企业技术创新水平显著更高，且该结论在通过PSM方法匹配相似特征企业作为对照组后仍成立。

(三)其他稳健性检验

1. 排除替代解释

由于同行业、同地区企业技术创新同样存在同群效应，而前文讨论未完全排除这两者影响。分析样本构成，在初始61403个“企业*i*-年份*t*-董监高*j*-同群企业*k*”观测样本中，焦点企业*i*和同群公司*k*属于同一行业的占比15.4%，属于同一城市的占比29.5%，将上述观测样本剔除后，剩余样本为38376个。计算同群企业技术创新均值后，保留17114个“公司*i*-年份*t*”观测样本，重新进行基准回归。结果见表6，在完全排除同行业、同城市样本后，网络中不可能存在行业和地区同群效应，而结果仍显著，说明董监高任职网络中存在技术创新同群效应。

2. 变更企业创新的衡量方式

本文使用创新行为的替代测量指标进行稳健性检验，分别采用年度实用新型专利和发明专利申请数加1取自然对数(*lnapply*2)、滞后两期的年度专利授权总数加1取自然对数(*lngrant*1)、滞后两期的年度发明专利授权总数加1取自然对数(*lngrant*_1)和滞后两期的年度使用新型专利和发明专利授权总数加1取自然对数(*lngrant*2)作为焦点企业技术创新的替代测量，同群企业技术创新测度为对应技术创新测度的均值，对式(1)重新回归。结果见表6，*Plnapply*2、*Plngrant*、*Plngrant*_1、*Plngrant*2的系数均在1%水平下显著为正，说明更换技术创新测度指标后结论仍成立。

表6 排除替代解释与替换技术创新的测度指标

变量	剔除同行业、同城市同群企业		替换技术创新的测度指标			
	<i>lnapply</i>	<i>lnapply</i> _1	<i>lnapply</i> 2	<i>lngrant</i>	<i>lngrant</i> _1	<i>lngrant</i> 2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Plnapply</i>	0.0305*** (3.6276)					
<i>Plnapply</i> _1		0.0306*** (3.5082)				
<i>Plnapply</i> 2			0.0272*** (4.1638)			
<i>Plngrant</i>				0.0349*** (5.3803)		
<i>Plngrant</i> _1					0.0263*** (4.0877)	
<i>Plngrant</i> 2						0.0300*** (4.6346)
<i>cons</i>	-3.9836*** (-15.0494)	-4.6032*** (-20.9987)	-3.1520*** (-12.2837)	-3.8428*** (-15.4273)	-4.0331*** (-21.6552)	-3.5573*** (-15.0110)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	17114	17114	20745	12251	12251	12251
<i>R</i> ²	0.2672	0.2202	0.2844	0.3084	0.2033	0.3149

注：括号内为*t*值；***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平；以专利授权测度技术创新时观测数变少是因为被解释变量滞后两期。

3. 考虑创新传导的滞后效应

本文在基准回归中验证的是当期同群企业技术创新对当期焦点企业技术创新的影响，原因是本文认为在董监高任职网络中，技术创新之间的信息交流是在创新研发过程中就发生的。但同群企业技术创新信息传导至焦点企业可能存在时滞或长期效应，故进一步对被解释变量滞后1~3期。回归结果见表7，同群效应不仅发生在当期，也会对焦企业当期后1~3期的技术创新有显著促进作用。

4. 变更回归模型

由于被解释变量中含有部分零值，故本文采用Tobit模型对式(1)进行重新回归。估计结果见表8，更换回归模型后结论仍保持不变。

5. 控制区域特征

由于陆荣和常维(2018)在企业违规行为同群效应研究中，认为地区的外部治理环境、经济发展水平可能会影响结论稳健性。因此本文借鉴其方法，在控制变量中加入市场化程度、政府干预水平和法制水平，数据

来源为王小鲁等的《中国分省份市场化指数报告(2021)》,但由于数据只截至 2019 年,故观测数减少至 14889 个。此外,本文还加入地区 GDP 增速作为控制变量,数据来源为国家统计局。回归结果见表 8,增加控制变量后结论仍保持稳健。

6. 进一步控制企业固定效应

为进一步降低遗漏变量的影响,本文进一步控制企业固定效应,结果见表 8,本文结论仍然成立。

表 7 使用滞后的被解释变量

变量	滞后一期		滞后两期		滞后三期	
	lnapply (1)	lnapply_I (2)	lnapply (3)	lnapply_I (4)	lnapply (5)	lnapply_I (6)
<i>Plnapply</i>	0.0264*** (3.4081)		0.0311*** (3.5894)		0.0332*** (3.4879)	
<i>Plnapply_I</i>		0.0256*** (3.3676)		0.0232*** (2.7437)		0.0235** (2.5399)
<i>cons</i>	-3.6261*** (-11.8252)	-4.0637*** (-15.5479)	-3.5343*** (-10.5279)	-4.0905*** (-14.3146)	-3.6628*** (-9.8130)	-4.2320*** (-13.4150)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15464	15464	12251	12251	9876	9876
<i>R</i> ²	0.2917	0.2379	0.3004	0.2452	0.3002	0.2444

注:括号内为 *t* 值;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平;观测数较基准回归减少是因为滞后了被解释变量。

表 8 更换回归模型、加入区域控制变量、控制企业固定效应

变量	Tobit 模型		考虑区域控制变量		控制企业固定效应	
	lnapply (1)	lnapply_I (2)	lnapply (3)	lnapply_I (4)	lnapply (5)	lnapply_I (6)
<i>Plnapply</i>	0.0450*** (4.5636)		0.0226*** (3.0047)		0.0283*** (3.3418)	
<i>Plnapply_I</i>		0.0490*** (4.4907)		0.0183** (2.4350)		0.0212** (2.5014)
<i>cons</i>	-5.4912*** (-12.7108)	-6.7961*** (-16.2653)	-4.3148*** (-13.0190)	-4.5787*** (-16.2034)	3.6513** (2.4722)	3.7913** (2.5601)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	20745	20745	14889	14889	20745	20745
<i>R</i> ²			0.3052	0.2463	0.7848	0.7627

注:括号内为 *t* 值;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平;加入区域控制变量后观测数减少是因为市场化程度、政府干预水平和法制水平数据截至 2019 年。

五、传导机制讨论

在验证了企业技术创新同群效应存在于董监高任职网络中之后,本文进一步从创新动机和创新过程视角探讨企业技术创新同群效应的传导机制,检验假设 H2。

(一) 创新动机:研发意愿激励机制

正如前文分析,通过董监高这一网络节点,焦点企业一方面对同群企业技术创新获得的裨益和竞争优势有更切实的体会;另一方面可以借助其技术创新过程中的经验降低创新失败的风险与成本。因此,在收益与成本分析框架下,焦点企业会有更大的动力投入创新,具体表现为创新投入的增加。故首先检验同群企业的技术创新是否会促进焦点企业研发投入,将基准回归中的被解释变量由技术创新替换为对数化处理的研发投入(*RD*)。结果见表 9,同群企业的技术创新可以显著促进焦点企业的研发投入,从而推动焦点企业技术创新。

(二) 创新过程:知识信息传递机制

创新意愿的落地到产生创新成果的过程中,知识信息扩散具有关键作用。从创新过程来看,同群企业的创新信息和知识通过董监高传递至焦点企业,提升焦点企业的创新水平。拆分创新知识信息传导的过程,董监高需要先从同群企业获取创新信息,然后对此进行解读,再传递给焦点企业、做出创新决策,据此分为信息获取阶段、信息解读阶段和创新决策阶段,这三个阶段的优化均能促进焦点企业的技术创新。

表 9 创新动机激励机制检验

变量	<i>RD</i> (1)	<i>RD</i> (2)
	<i>Plnapply</i>	0.0198*** (4.0162)
<i>Plnapply_I</i>		0.0266*** (4.7988)
<i>cons</i>	-4.5911*** (-17.6163)	-4.5762*** (-17.5476)
控制变量	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制
<i>N</i>	20745	20745
<i>R</i> ²	0.6402	0.6403

注:括号内为 *t* 值;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

1. 信息获取阶段

在信息获取阶段,董监高与同群企业的关联强度会影响创新同群效应。若董监高与同群企业关联越密切,则能获取更多创新信息,更好地推动焦点企业技术创新。关联强度可通过董监高成员在同群企业领取的薪酬比例均值($Psalary$)和在同群企业持股比例均值($Pstock$)进行刻画,薪酬占比越高、持股比例越大,则说明董监高与同群企业关联强度越大、话语权越大,更能发挥信息获取作用。检验的回归方程如式(3)所示。

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ainnovation_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \beta_3 Adjust_{jt} \times Ainnovation_{it} + \beta_4 Adjust_{jt} + year + industry + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)在基准回归的基础上加入调节变量 $Adjust_{jt}$ 及其与同群企业技术创新的交乘项,此处调节变量 $Adjust_{jt}$ 指代 $Psalary$ 和 $Pstock$ 。若交乘项显著为正,说明董监高与同群企业的关联强度对同群效应有正向调节作用。结果见表10,交互项系数均显著为正,可见董监高成员与同群企业关联强度越高,则同群效应越显著,董监高在网络中通过更好地获取同群企业信息,推动焦点企业创新。

表10 信息获取阶段机制检验

变量	$lnapply$	$lnapply_I$	$lnapply$	$lnapply_I$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Plnapply \times Psalary$	0.0036*** (3.6774)			
$Plnapply_I \times Psalary$		0.0057*** (5.8566)		
$Plnapply \times Pstock$			0.0055*** (3.9561)	
$Plnapply_I \times Pstock$				0.0031** (2.2333)
$Plnapply$	0.0824*** (7.9543)		0.0399*** (8.6521)	
$Plnapply_I$		0.1002*** (9.7270)		0.0404*** (8.9859)
$Psalary$	0.0059** (2.3149)	0.0047** (2.4283)		
$Pstock$			-0.0066* (-1.7470)	0.0022 (0.7384)
<i>cons</i>	-4.7376*** (-32.5510)	-4.8126*** (-37.5302)	-4.7227*** (-31.7206)	-4.8139*** (-36.6517)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	44577	44577	44577	44577
R^2	0.2923	0.2460	0.2952	0.2473

注:括号内为*t*值;***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平;由于该阶段检验考虑董监高层次观测。因此使用44577个公司*i*-年份*t*-董监高*j*层次观测。

2. 信息解读阶段

在信息解读阶段,若董监高创新相关的能力越强,则越能从繁杂的信息中整合提取出关键因素。能力可以从研发背景和学术背景两方面考察。当董监高具备研发背景和学术背景时,其解读创新信息的能力也就越强,相应的,以其为纽带构建的网络中信息传递的数量、质量及效率都会越高。本文设置董监高研发背景虚拟变量($Career$)和学术背景虚拟变量($Academic$),当董监高成员有研发背景时, $Career$ 取值为1,否则为0。当董监高成员有学术背景时, $Academic$ 取值为1,否则为0。回归方程同式(3),结果见表11,交互项系数均显著为正,说明具备研发背景和学术背景的董监高可以显著促进同群效应发挥作用,董监高在网络中可以更好地解读创新信息并将其传播至焦点企业,从而推动焦点企业技术创新。

3. 创新决策阶段

在创新决策阶段,若董监高与焦点企业关联越密切,则越能将焦点企业创新决策落地,产生实质效果。董监高与焦点企业关联强度的刻画方法同

表11 信息解读阶段机制检验

变量	$lnapply$	$lnapply_I$	$lnapply$	$lnapply_I$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Plnapply \times Career$	0.0796*** (7.5538)			
$Plnapply_I \times Career$		0.0427*** (5.2172)		
$Plnapply \times Academic$			0.0006*** (2.9006)	
$Plnapply_I \times Academic$				0.0005*** (2.9171)
$Plnapply$	0.0474*** (10.1779)		0.0504*** (7.6518)	
$Plnapply_I$		0.0467*** (10.2410)		0.0510*** (7.8687)
$Career$	0.0736** (2.2434)	0.0830*** (3.3532)		
$Academic$			0.0547** (2.5018)	0.0500*** (3.0873)
<i>cons</i>	-4.6608*** (-32.7352)	-4.7604*** (-37.8223)	-4.6942*** (-32.8740)	-4.7904*** (-37.9483)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	44577	44577	44577	44577
R^2	0.2930	0.2457	0.2929	0.2455

注:括号内为*t*值;***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平;由于该阶段检验考虑董监高层次观测。因此使用44577个公司*i*-年份*t*-董监高*j*层次观测。

上,用董监高成员在焦点企业领取的薪酬比例均值(*salary*)和在焦点企业持股比例均值(*stock*)测度;。回归方程同式(3),结果见表 12,董监高成员与焦点企业关联强度越高,则同群效应越显著,董监高在网络中通过更好地做出创新决策、将创新蓝图落地,推动焦点企业创新。

表 12 创新决策阶段机制检验

变量	lnapply	lnapply_I	lnapply	lnapply_I
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Plnapply</i> × <i>salary</i>	0.0025*** (2.7824)			
<i>Plnapply_I</i> × <i>salary</i>		0.0034*** (3.7599)		
<i>Plnapply</i> × <i>stock</i>			0.0135*** (8.2495)	
<i>Plnapply_I</i> × <i>stock</i>				0.0125*** (7.5595)
<i>Plnapply</i>	0.0942*** (10.5717)		0.0434*** (9.4427)	
<i>Plnapply_I</i>		0.1044*** (11.7269)		0.0391*** (8.7603)
<i>salary</i>	0.0058** (2.4507)	0.0036** (1.9846)		
<i>stock</i>			0.0117** (2.5374)	0.0028 (0.7807)
<i>cons</i>	-4.0202 (-32.3454)	-4.0695 (-31.5061)	-4.9746*** (-31.4240)	-5.1081*** (-36.0954)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	44577	44577	44577	44577
<i>R</i> ²	0.2570	0.1995	0.2978	0.2526

注:括号内为*t*值;***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平;由于该阶段检验考虑董监高层次观测。因此使用44577个公司*i*-年份*t*-董监高*j*层次观测。

六、拓展性分析

前述机制分析发现,董监高任职网络中,创新知识信息的传导对焦点企业的技术创新至关重要。考虑到企业之间信息传递存在多元渠道,焦点企业获取同群企业创新信息,既可能通过董监高任职网络这一内部渠道,也可能通过公开的外部渠道。在缺乏良好市场机制和完善法律制度的环境下,企业更倾向于将社会网络作为自身经营战略的一部分,通过社会网络寻求稀缺资源(游家兴和刘淳,2011)。当焦点企业所处的外部信息环境较好时,则会有更多的创新信息经由外部渠道进行交互;反之,内部渠道则会占据更重要地位。另外,若企业所处的外部信息环境较好,同群企业的公开信息较多,焦点企业对同群企业的了解也会更多,董监高任职网络这一内部渠道作用也会有限。因此本文预期企业外部信息环境会对企业技术创新同群效应具有负向调节作用,并通过企业自愿信息披露和二级市场信息整合两个视角刻画焦点企业所处的外部信息环境。

(一)企业自愿信息披露

上市公司信息披露可分为强制信息披露和自愿信息披露,若同群企业自愿披露信息越多,各项决策越公开,则意味着市场能对其有更全面深入的了解。沪深交易所将上市公司透明度分为优秀(A)、良好(B)及格(C)、不及格(D)4个等级,同群企业的信息透明度等级越高,则意味着焦点企业所处的外部信息环境越好,越能通过公开渠道获取创新信息。将透明度评级由低到高分别赋值1、2、3、4,构建信息透明度指标*Popacity*,检验方程如下:

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ainnovation_{-it} + \beta_2 Controls_{it} + \beta_3 Adjust_{ikt} \times Ainnovation_{-it} + \beta_4 Adjust_{kt} + year + industry + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:*Adjust_{ikt}*为企业*i*的同群企业*k*在*t*年的特征调节变量,在此处指代*Popacity*。检验结果见表 13,同群企业的信息透明度对同群效应有显著负向调节作用,当焦点企业所处外部信息环境较好时,依赖同群关联进行信息传递的必要性较小,同群效应发挥作用的空间有限。

(二)二级市场信息整合

除企业自愿披露外,二级市场的信息整合也是优化外部信息环境的重要渠道。分析师发布的报告可以缓解管理者与市场之间的信息不对称(Guo et al, 2019)。因此本文进一步考虑跟踪同群企业的分析师团队数(*lnpanalyst*)和研报数目(*lnpreport*)。跟踪同群企业的分析师团队和研报数越多,则同群企业在公开市场中被整合与呈现的信息越多,对焦点企业而言,外部信息环境也越好。将分析师团队数(*lnpanalyst*)和研报数目(*lnpreport*)作为调节变量代入式(4)进行检验,结果见表 13,跟踪同群企业的分析师团队数和研报数均对同群效应有显著负向调节作用。该结论说明,在董监高任职网络中的技术创新同群效应在外部信息环境较差时能发挥更大作用,能够作为外部信息环境不利时的有力非正式制度补充。

表 13 同群企业信息环境对同群效应的影响

变量	lnapply	lnapply_I	lnapply	lnapply_I	lnapply	lnapply_I
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Plnapply \times popacity$	-0.0262*(-1.7089)					
$Plnapply_I \times popacity$		-0.0156**(-2.1339)				
$Plnapply \times lnpanalyst$			-0.0181***(-3.6065)			
$Plnapply_I \times lnpanalyst$				-0.0226***(-4.6818)		
$Plnapply \times lnpreport$					-0.0148***(-3.7596)	
$Plnapply_I \times lnpreport$						-0.0179***(-4.7119)
$Plnapply$	0.0718*** (2.9597)		0.0802*** (6.6344)		0.0810*** (6.8983)	
$Plnapply_I$		0.0944*** (3.9572)		0.0884*** (7.4518)		0.0875*** (7.5890)
$popacity$	0.0506** (2.4682)	0.0529*** (3.4659)				
$lnpanalyst$			0.0501*** (3.5624)	0.0423*** (4.0653)		
$lnpreport$					0.0400*** (3.6025)	0.0326*** (3.9644)
$cons$	-5.1292***(-27.2215)	-5.2332***(-32.5761)	-4.7821***(-28.0220)	-4.8678***(-32.2466)	-4.7780***(-28.1933)	-4.8557***(-32.3655)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	44221	44221	42460	42460	42669	42669
R^2	0.2949	0.2477	0.2980	0.2481	0.2983	0.2483

注：括号内为t值；***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平；由于调节变量有部分数据缺失，故观测数少于61403个。

值得注意的是，同群企业透明度($lnpopacity$)、同群企业分析师关注度($lnpanalyst$)和研报关注度($lnpreport$)本身的系数均是显著为正的，即意味着良好的信息环境是有利于创新的，只不过外部信息环境与董监高任职网络内部信息存在一定的替代关系，故会导致同群效应这一渠道的效应减弱，这也进一步印证了本文信息传导机制的讨论，也说明在外部信息环境较差时，董监高任职网络这一内部渠道能够在一定程度上弥补外部信息环境的缺陷，助推企业技术创新。

七、研究结论与启示

(一) 研究结论

利用2010—2021年沪深A股上市公司董监高在其他上市公司兼任董监高这一关联关系构建董监高任职网络，本文研究了同群企业技术创新如何经过董监高任职网络传导至焦点企业，深入挖掘网络中的企业技术创新同群效应与相应的传导机制，并从外部信息环境切入进行异质性讨论。研究发现：第一，在董监高任职网络中，同群企业的技术创新会显著促进焦点企业技术创新。使用工具变量法和PSM-DID回归、剔除同行业和同地区样本等系列稳健性检验表明结论具有稳健性。第二，在传导机制方面，同群企业技术创新通过激励焦点企业创新动机、优化焦点企业创新过程，从而提升焦点企业创新水平。在创新动机上，同群企业技术创新通过董监高任职网络提高了焦点企业创新收益预期、降低了焦点企业创新失败风险，从而促进焦点企业创新投入；在创新过程上，同群企业技术创新的知识信息传递会形成知识溢出，经由董监高任职网络在信息获取、信息解读与创新决策三方面助推焦点企业技术创新。第三，同群企业自愿信息披露与二级市场信息整合均会影响焦点企业所处的外部信息环境，而较好的外部信息环境或公开信息渠道，对董监高网络这一内部关联信息网络具有一定的替代作用。因此对基于知识信息传递的创新同群效应具有显著负向的调节作用。

(二) 政策启示

在创新重要性再被政策强调、企业间关联日益密切的背景下，从本文可以得到的启示如下：第一，加强企业之间创新活动的关联与互动，鼓励更多的企业产生联结，可以较好地激发企业技术创新同群效应，在创新重要性日益突出的当下更好地助推技术创新；第二，在董监高成员的选择上，聘请具有研发背景和学术背景的董监高成员更有利于网络内部创新信息的解读，促进同群企业间创新信息与资源的传递与共享，更好地发挥技术创新同群效应；第三，董监高任职网络虽然是一种非正式制度，但可以在企业外部信息环境较差时作为一种较好的补充，弥补外部环境劣势对企业技术创新的负面影响，该结论对外部制度环境较差地区的企业更具有现实意义。

参考文献

- [1] 蔡卫星,倪晓然,赵盼,等,2019.企业集团对创新产出的影响:来自制造业上市公司的经验证据[J].中国工业经济,(1):137-155.
- [2] 陈仕华,卢昌崇,2013.企业间高管联结与并购溢价决策——基于组织间模仿理论的实证研究[J].管理世界,30(5):144-156.
- [3] 陈运森,郑登津,2017.董事网络关系、信息桥与投资趋同[J].南开管理评论,20(3):159-171.
- [4] 冯戈坚,王建琼,2019.企业创新活动的社会网络同群效应[J].管理学报,16(12):1809-1819.
- [5] 冯戈坚,王建琼,2021.社会网络视角下的现金股利分配行为及其同群效应[J].管理评论,33(3):255-268.
- [6] 涂未宇,刘曼,2022.海归高管与企业创新:基于文化趋同的视角[J].上海财经大学学报,24(1):92-106.
- [7] 何威风,刘巍,黄凯莉,2016.管理者能力与企业风险承担[J].中国软科学,(5):107-118.
- [8] 江轩宇,朱琳,伊志宏,2021.网络舆论关注与企业创新[J].经济学(季刊),21(1):113-134.
- [9] 蒋弘,李芑,龚雪,2022.并购融资决策影响下的企业技术创新[J].技术经济,41(3):35-46.
- [10] 李佳宁,钟田丽,2020.企业投资决策趋同:“羊群效应”抑或“同伴效应”?——来自中国非金融上市公司的面板数据[J].中国软科学,(1):128-142.
- [11] 刘冀徽,田青,吴非,2022.董事长研发背景与企业数字化转型——来自中国上市企业年报文本大数据识别的经验证据[J].技术经济,41(8):60-69.
- [12] 刘静,王克敏,2018.同群效应与公司研发——来自中国的证据[J].经济理论与经济管理,(1):21-32.
- [13] 卢昌崇,陈仕华,2009.断裂联结重构:连锁董事及其组织功能[J].管理世界,26(5):152-165.
- [14] 陆蓉,常维,2018.近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”[J].金融研究,(8):172-189.
- [15] 孙锦萍,李亚飞,侯麟科,2022.上市公司创新决策的区域同群效应研究[J].经济与管理研究,43(7):115-131.
- [16] 孙晓华,李明珊,2014.研发投入:企业行为,还是行业特征[J].科学学研究,32(5):724-734.
- [17] 汪宝,覃诚,赵振宇,等,2022.同群效应对企业金融化行为影响的模型构建及实证[J].兰州学刊,(9):27-41.
- [18] 王建琼,党瑶,2022.上市公司现金股利决策同群效应研究——基于董事连锁视角[J].技术经济,41(1):148-159.
- [19] 王建琼,廖晓芮,曹世蛟,2022.高管连锁网络与股价同步性[J].技术经济,41(9):157-169.
- [20] 王莹,张光利,2018.董事网络和企业创新:引资与引智[J].金融研究,(6):189-206.
- [21] 吴卫红,蔡海波,冯兴奎,等,2022.企业绿色技术创新的同群效应及诱发机理[J].科技管理研究,42(16):197-203.
- [22] 杨国超,芮萌,2020.高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J].经济研究,55(9):174-191.
- [23] 易志高,张焯,2022.企业自愿性信息披露行为的“同伴效应”研究——来自管理层业绩预告的实证证据[J].技术经济,41(1):136-147.
- [24] 游家兴,刘淳,2011.嵌入性视角下的企业家社会资本与权益资本成本——来自我国民营上市公司的经验证据[J].中国工业经济,(6):109-119.
- [25] 余恕莲,王藤燕,2014.高管专业技术背景与企业研发投入相关性研究[J].经济与管理研究,(5):14-22.
- [26] 曾雪婷,陈泽艺,黄玉清,2022.商誉减值的同群效应研究——基于董事网络视角[J].南方金融,(6):42-54.
- [27] 郑方,单文涛,王永青,2021.连锁董事网络与企业动态创新能力——基于多重治理情境的调节作用[J].财经论丛,(11):77-88.
- [28] 郑丽,陈志军,2020.企业集团技术创新的同群效应[J].山西财经大学学报,42(12):97-108.
- [29] 周建,秦蓉,王顺昊,2021.连锁董事任职经验与企业创新——组织冗余的调节作用[J].研究与发展管理,33(5):40-53.
- [30] DEMERJIAN P R, BARUCH L, LEWIS-WESTERN M F, et al, 2013. Managerial ability and earnings quality[J]. Accounting Review, 88(2): 463-498.
- [31] FRANCIS B, HASAN I, WU Q, 2015. Professors in the boardroom and their impact on corporate governance and firm performance[J]. Financial Management, 44(3): 547-581.
- [32] GUO B, PEREZ C D, TOLDRA S A, 2019. Firms' innovation strategy under the shadow of analyst coverage[J]. Journal of Financial Economics, 131(2): 456-483.
- [33] KNOTT A M, TURNER S F, 2019. An innovation theory of headquarters value in multibusiness firms[J]. Organization Science, 30(1): 19-39.
- [34] LEARY M T, ROBERTS M R, 2014. Do peer firms affect corporate financial policy? [J]. Journal of Finance, 69(1): 139-178.
- [35] MANSKI C F, 2000. Economic analysis of social interactions[J]. Journal of Economic Perspective, 14(3): 115-136.

How Does the Tenure Network Contribute to Corporate Innovation : A Peer Effect Perspective

Xiao Liping^{1,2}, Luo Yi²

(1. Center for Economic Development Research, Wuhan University, Wuhan, 430072, China;

2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan, 430072, China)

Abstract: Based on the perspective of the cohort effect theory, a director-supervisor tenure network was constructed and a sample of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2010 to 2021 was used to investigate whether the technological innovation behavior of focal firms is influenced by the technological innovation of peer firms. That is whether there is a cohort effect of corporate technological innovation in the director-supervisor tenure network, and further analyze the transmission mechanism. The results of the study show that, firstly, the technological innovation of the peer enterprises has a significant promotion effect on the technological innovation of the focal enterprises. Second, peer firm technological innovation promotes focal firm innovation by stimulating focal firm innovation motivation and optimizing focal firm innovation process. Third, due to the substitution relationship between internal information channels based on network association and external information channels, the peer effect in director and supervisor tenure networks plays a greater role when the external information environment is poor. This paper deepens and enriches the research on the peer effect of corporate innovation and its mechanism based on a new network perspective, which provides new policy ideas for corporate technological innovation in the context of the increasing importance of innovation and increasingly close corporate linkages.

Keywords: technological innovation; peer effect; directors and supervisors; tenure network