

银企共同股东与企业经营风险

杜勇 岳慧诗

(西南大学经济管理学院, 重庆 400715)

摘要: 本文以2007—2022年沪深A股非金融上市公司为样本, 考察了银企共同股东对企业经营风险的影响及作用机制。研究结果表明, 银企共同股东通过提高企业信贷资金可得性、推动企业持有预防储蓄型金融资产, 显著降低了企业经营风险。异质性分析发现, 对董事在银行兼职较少、处于金融发展水平较低地区的企业, 银企共同股东的风险抑制作用更显著。经济后果检验表明, 银企共同股东促进了企业和银行的协同共赢, 降低了企业经营风险, 使企业能更好地维持主营业务的稳定发展。本文不仅丰富了跨行业共同股东的相关研究, 还为金融高质量服务实体经济的微观机制提供了经验证据。

关键词: 银企共同股东; 经营风险; 信贷可得性; 预防性动机; 金融资产

Abstract: Using a sample of A-share listed non-financial companies on the Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2007 to 2022, the paper examines the impact of common ownership between firms and banks on corporate operating risk and its working mechanisms. The result shows that common ownership between firms and banks significantly reduces corporate operating risk by improving credit accessibility and encouraging firms to hold precautionary-saving-type financial assets. The heterogeneity analysis finds that the risk-suppressing effect of common ownership between firms and banks is more significant in firms with fewer board members holding concurrent positions at banks and in regions with lower levels of financial development. The economic consequence test indicates that common ownership between firms and banks fosters synergies and mutual benefits between them, reducing corporate operating risk and enabling firms to better sustain the stable development of their core businesses. The paper not only enriches the research on cross-industry common ownership but also provides empirical evidence for the micro-level mechanisms through which the financial sector serves the real economy in a high-quality way.

Key words: common ownership between firms and banks, operating risk, credit accessibility, precautionary motive, financial asset

作者简介: 杜勇(通讯作者), 西南大学经济管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 资本市场与公司金融。岳慧诗, 女, 西南大学经济管理学院博士生, 研究方向: 资本市场与公司金融。

中图分类号: F272.3; F832.4 **文献标识码:** A

一、引言

近年来, 受国际金融市场波动、重大突发公共事件的影响, 全球经济的不确定性有所增加。部分企业因无法适应环境的快速变化而面临经营失败或经营不达预期的困境, 甚至濒临破产倒闭, 给金融稳定带来了挑战。中国人民银行统计数据显示, 中国非金融企业部门杠杆

率从2008年的97%上升到2024年第二季度的174%。增长迅速且居高不下的债务融资规模可能加剧企业的经营风险, 削弱盈利能力, 抑制企业核心业务的可持续发展(肖崎和廖鸿燕, 2020)。资本市场为实体企业提供了更多融资渠道, 一定程度上缓解了企业的高负债率问题, 同时也促进了实体产业与金融的更好融合。实体企业需均衡股权融资和债权融资比例来适配高质量经济发展模式。

鉴于此,寻找资本市场和信贷市场的联结点,防范化解企业经营风险,是值得进一步研究的重要议题。

传统的银企关联(即企业持股银行)是促进产业资本和金融资本深度融合的有效路径(马红等,2018),能够通过信息效应和决策效应缓解企业融资约束(万良勇等,2015)。但这种银企关联也可能导致企业过度投资,降低企业投资效率(李维安和马超,2014),形成资源诅咒效应(田利辉等,2022)。因此,亟需寻找银行和实体企业协同共赢、良性互动的协调机制。共同股东恰好能够在银企间充当“协调人”的角色,帮助实体企业和银行实现共同价值最大化。一方面,银企共同股东作为企业股东,能够以股权融资的形式为企业提供长期且稳定的资本,降低企业经营波动。另一方面,银企共同股东同时持有银行和实体企业的股份,既能够规避直接持股给银行带来的预算软约束和拖延问题,还能以隐性契约的形式为企业提供信用背书,减少银行(债务安全性)和企业(经营稳定性)之间的目标冲突。

本文以2007—2022年沪深A股非金融公司为样本,深入探讨银企共同股东对企业经营风险的影响和作用机制。与既有文献相比,本文的贡献体现在:第一,将共同股东的研究范围从同行业延伸到跨行业,拓展了共同股东的研究边界。现有研究对同行业共同股东的协同效应存在争议,且仅有少数文献注意到跨行业共同股东为企业带来的融资便利,但缺少融资便利对企业经营活动、运行管理影响的研究。本文针对跨行业共同股东日渐普遍的现象,以“资金担保者”“信息中介者”“外部监督者”多重身份为切入点,对现有共同股东研究范围进行延伸。第二,为精准识别企业经营风险的影响因素提供了实践证据。本文从间接股权结构视角将企业微观治理机制引入经营风险的分析范畴,为企业制定合理的风险应对策略提供了有益补充。第三,为实现实体经济与金融体系的深度融合提供新思路。传统的产融结合模式着重强调结合程度对融资约束的缓解作用,但未回答融资约束缓解后获取的信贷资金投资方向问题。本文发现银企共同股东不仅能够缓解企业经营风险,还能实现核心业务的稳定持续发展。这一结论为防范化解实体企业风险、促进实体经济与金融体系协同共赢提供了启示。

二、文献综述

(一)共同持股的相关文献

现有文献大多聚焦于同行业横向共同持股的经济影响,如企业投融资(Chen et al., 2021)、企业创新(Anton et al., 2024)、盈余管理(杜勇等,2021)、客户集中度(杜勇和谭丽丽,2024)。虽然同行业横向持股在搜集行业内信息和整合行业内资源方面存在优势(Azar and Vives, 2021),但由于跨行业信息壁垒较高,同行业共同持股获取跨行业资源、知识和技术的能力有限。此外,同行业共同持股可能会减少行业内部竞争,从而被视为潜在的垄断行为(Azar et al., 2018)。近年来,有学者开始突破传统同行业共同持股研究的局限,从供应链上下游公司、媒体与实体公司、银行与实体公司等跨行业视角展开讨论。研究发现,供应链上下游企业的纵向共同股东更多是基于供应链整体价值发挥积极的协同效应(杜勇等,2023; Gao et al., 2024),缓解供应链冲突和风险(Freeman, 2023),提升供应链的稳定性和效率。媒体与非媒体企业的跨行业共同股东通过影响媒体报道的倾向性(Desjardine et al., 2023)以及降低企业信息整合成本(He et al., 2023),来改善企业经营绩效。银行与实体企业共同股东可以为企业提供更优惠的贷款条件和更便利的融资渠道(Ojeda, 2018; He et al., 2024; 王永钦和杨璨,2023)。

(二)银企股权关联与企业经营风险的相关文献

目前,直接研究银企股权关联与企业经营风险的文献相对较少,对银企股权关联经济后果的讨论主要集中在融资便利性、信贷成本、债务期限结构、投资效率等维度。具体而言,银行股权关联能够有效缓解信贷市场中银行和企业之间的信息摩擦,增进债权人与债务人的信任程度,缓解实体企业的融资约束(邓建平和曾勇,2011a),从而帮助企业获取更大规模和更低成本的信贷资金(He et al., 2024)、改善债务期限结构(邓建平和曾勇,2011b)、提升企业投资效率(翟胜宝等,2014a),以及促进企业研发投资(巫岑等,2016; 王永钦和杨璨,2023)。

对企业经营风险的讨论主要集中在社会网络、管理者特征、高管关联等维度。社会网络的资源配置效应能

够帮助企业寻求风险承担所需资源(张敏等, 2015)。拥有海归背景、军队任职背景的管理层更偏好高风险以及高收益的经营活动(宋建波等, 2017; 何瑛等, 2019)。高管关联带给企业的融资便利会促使企业过度涉足金融资产投资(翟胜宝等, 2014b), 对主营业务产生挤出效应(文春晖等, 2018; 邢天才等, 2023), 进而加剧经营的不稳定性。过于亲密的银企关系造成的不完备契约和监督弱化可能带来道德风险等问题(辛宇等, 2022), 加剧企业经营风险。

中国信贷市场具有“以银行为主导”的典型特征, 传统的银企关联(即企业持股银行)在帮助企业获取信贷资金的同时, 也可能会加剧道德风险和利益冲突。银企共同股东作为联结金融和实体产业的新型股权形式, 不仅能够帮助企业获取必要的资金、信息、技术和市场渠道等资源, 也能缓解企业直接持股银行可能带来的道德风险, 减少股东与债权人之间的利益冲突, 在提升企业信用度、促进资源共享、降低信息不对称以及增强企业稳定性等方面有显著优势(王永钦和杨璨, 2023; Ojeda, 2018)。

三、理论分析与研究假说

银企共同股东能够帮助借贷双方减轻信贷市场的摩擦, 加强上市公司和银行间的利益关联, 促使银行倾向于为存在共同股东的企业提供更优渥的融资条件和多元化的金融服务(Boot and Thakor, 2000; Ojeda, 2018; He et al., 2024), 尤其在面对市场波动时, 优先为企业提供延期贷款、调整还款计划等支持, 确保企业稳健持续经营。

银企共同股东影响实体企业获取信贷资源的机制如下: 第一, 促进信任合作。银企共同股东以隐性契约形式促进借贷双方合作关系稳定(Azar et al., 2022; He et al., 2024), 有助于银企间建立长期稳定的“生态关系圈”, 从而降低信息在圈内的私有程度, 包括借款人财务报表、还款记录等容易量化的“硬信息”以及通过频繁业务积累的关于企业家经营能力、道德品质、企业发展前景等不易量化的“软信息”(盛斌和王浩, 2022)。银行能够利用这些信息减少信息搜集成本和谈判成本, 精准地发放信贷资金(Ojeda, 2018), 从而提高企业信贷

可得性。第二, 强化监督治理。企业管理层在职消费、过度投资等机会主义行为, 可能造成企业无法按时偿还债务, 损害银行的利益。银企共同股东在确保债务安全性和经营状况稳定性方面的代理冲突较少(Li et al., 2024), 其监督管理层的意愿更强, 更愿意通过股东大会发声或委派董事直接监督企业投资决策和生产经营(He and Huang, 2017; 杜勇等, 2021), 更好地监控和约束管理者的非理性投资行为, 降低企业经营风险和金融机构信用风险。

当企业获得更多信贷资金, 其投资动机对经营风险的影响至关重要。若企业将投资金融资产作为预防性储蓄, 为企业提供流动性储备, 缓解未来的资金短缺问题, 将会降低企业的经营风险(徐朝辉等, 2020)。相反, 若企业过度进行金融化投资, 仅追求金融投资的高回报, 则会对实体产生挤出效应(王红建等, 2017)并产生经营风险。同时, 金融市场的波动可能通过风险传染机制, 引发企业金融资产收益率震荡, 导致企业经营风险加剧(王永钦等, 2015)。

若银企共同股东推动企业出于预防性储蓄动机进行金融资产投资, 将会抑制企业经营风险。银企共同股东作为企业与银行联结的桥梁, 可以将银行监督引入企业内部, 发挥双重监督优势, 使得企业在投资决策时更加谨慎(翟胜宝等, 2014a), 进而抑制管理层非理性的过度投资、风险投资行为(He et al., 2024), 降低经营风险。此外, 银企共同股东降低了银行和企业之间的信息不对称以及股东和管理层之间的代理成本, 使得管理层更加注重长远发展而非短期利益(Anton et al., 2023), 抑制了企业出于短期逐利动机持有金融资产。当企业平衡金融投资收益和风险, 并且更加重视具有长期发展价值的主营业务时, 将降低企业经营风险(黄贤环等, 2018)。

若银企共同股东推动企业出于短期逐利动机进行金融资产投资, 则会加剧企业经营风险。当企业持有短期逐利型金融资产时, 势必会对用于主业创新、固定资产更新改造以及生产与研发的资金产生挤出效应(王红建等, 2017)。金融资产投资资金一旦无法收回, 会给企业生产性经营活动带来负面冲击(杜勇等, 2019), 不仅降低实业的投资效率、恶化资产负债表, 甚至可能使企业陷入濒临破产的经营困境。同时, 银企共同股东不仅加

强了银企间借贷关联，也加大了实体经济与金融市场风险的联动性，金融市场的风险可以通过银企共同股东网络传递至实体企业，增加企业经营风险(李建军和韩珣，2019)。因此，本文提出如下假设：

H1a：银企共同股东推动企业持有预防储蓄型金融资产，从而降低企业经营风险。

H1b：银企共同股东推动企业持有短期逐利型金融资产，从而加剧企业经营风险。

四、研究设计

(一)数据来源

本文选用2007—2022年沪深A股非金融上市公司为研究样本，并进行如下处理：(1)剔除ST、ST*公司；(2)剔除主要变量缺失样本。为消除个别异常极端值对回归的影响，对连续变量在1%和99%分位数上进行缩尾处理。最终得到23433个年度观测值。本文的股东数据、财务数据、银行分支机构数据均来自CSMAR数据库。

(二)模型设定

为检验银企共同股东对企业经营风险的影响，本文建立如下模型：

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BFCS_{i,t} + \alpha_2 Z_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标*i*和*t*分别代表企业和年份，*Risk*表示企业经营风险水平，*BFCS*表示银企共同股东；*Z*为控制变量集合；*Ind*、*Year*分别表示行业、年度固定效应； ε 为随机扰动项。

(三)变量定义

1. 银企共同股东

利用前十大流通股股东文件，保留持股比例高于5%的样本(He and Huang, 2017; Ojeda, 2018; 杜勇等, 2021; 王永钦和杨璨, 2023)，并进行如下处理：首先，对股东名称进行数据清洗。部分股东名称可能存在缩写和名称变更等现象，例如同一企业全称后缀包括“有限责任公司”和“有限公司”，实际上是同一股东，若采用精确匹配的方法会导致匹配不足。因此，本文手工规范整理包括有限、责任、股份、集团、总公司、分公司、公司等词汇的股东名称。其次，将现有股东类型属于保险投资组合、基金专用理财、证券投资基金、企业年金、社保基金、券商集合理财、信托资产管理计划手

工追溯到其所属公司层面，对持有的流通股比例进行汇总。最后，将给定时间节点上同时持有上市公司和银行的股东定义为银企共同股东，并对同一公司多个共同股东的相关持股比例进行汇总，具体如式(2)所示。参考王永钦和杨璨(2023)的研究，采用如下公式计算银企共同股东关联程度：

$$BFCS_i = \sum_{j=1}^q (FCS_{ji} \times \sum BCS_{j,b}) \times 100 = \sum_{j=1}^q \left(\frac{\gamma_{j,i}}{\sum \gamma_i} \times \sum \frac{\theta_{j,b}}{\sum \theta_b} \right) \times 100 \quad (2)$$

其中，*BFCS_i*为实体企业*i*的银企共同股东关联程度，*i*、*b*、*j*分别表示实体企业、银行和银企共同股东，*q*为实体企业*i*的银企共同股东数量。 $\gamma_{j,i}$ 为第*j*个银企共同股东持股实体企业*i*的比例， $\theta_{j,b}$ 为第*j*个银企共同股东持股银行*b*的比例。 $\gamma_{j,i}/\sum \gamma_i$ 表示银企共同股东*j*持股实体企业*i*的比例与实体企业*i*股东份额之和的比值， $\theta_{j,b}/\sum \theta_b$ 表示银企共同股东*j*持股银行*b*的比例与银行*b*股东份额之和的比值。需要注意的是，股东份额之和是基于前述处理后的样本计算而得。若银企共同股东同时持股多家银行，则将 $\theta_{j,b}/\sum \theta_b$ 进行加总。若企业存在多个银企共同股东，则将每个银企共同股东持股关联程度加总。为保证数据的可读性，将上述结果乘以100，最终得到企业的银企共同股东关联程度。如图1所示，以实体企业1为例，存在一个银企共同股东(银企共同股东1)，关联程度 $BFCS_1 = \gamma_{11}/\sum \gamma_1 \times \theta_{13}/\sum \theta_3 \times 100$ ， γ_{11} 和 θ_{13} 分别为持有实体企业1和银行3的股份占比， $\sum \gamma_1$ 表示实体企业1的股东份额之和， $\sum \theta_3$ 表示银行3的股东份额之和。此外，本文还构建了银行与实体企业是否存在共同股东的虚拟变量(*BFCS_dum*)，若给定时间点上存在同时持有实体公司与银行的股东，则*BFCS_dum*=1，否则取0。

2. 企业经营风险

已有文献对企业经营风险的度量方式包括：盈余波动性(John et al., 2008; 翟胜宝等, 2014b; 王竹泉等, 2017; 孙光国和陈思阳, 2022)、股票回报波动性(张敏

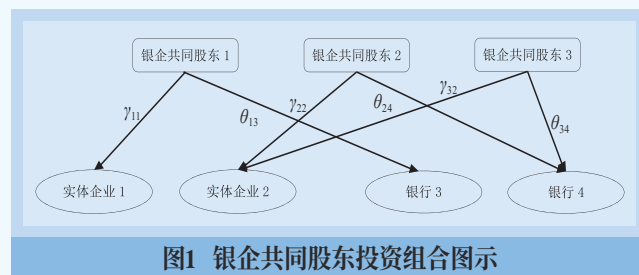


图1 银企共同股东投资组合图示

等，2015)和Zscore指数(李建军和韩珣，2019)。本文选取盈余波动性来衡量企业经营风险，即息税前利润与年末总资产的比值。比值越高，说明企业经营状况的波动以及未来发展的不确定性越大，面临的经营风险越高。为缓解行业和周期的影响，本文参考现有文献，采用息税前利润与总资产的比值来衡量企业盈利能力，并利用经行业均值调整后的资产收益率(企业资产收益率与该企业所处行业平均资产收益率的差值)3年(第*t*年至*t*+2年)滚动标准差来衡量经营风险。为提高回归系数的可读性，参考Faccio et al.(2011)的处理方式，将上述结果乘以100，最终得到企业经营风险变量(*Risk*)。

3. 控制变量

借鉴已有文献(翟胜宝等，2014b；张敏等，2015)，本文控制了企业规模(*Size*)、企业杠杆率(*Lev*)、产权性质(*Soe*)、企业年龄(*Age*)、管理层薪酬(*Pay*)、股权集中度(*Top5*)、董事会规模(*Board*)、关联董事占比(*DB*)、成长机会(*PB*)、营业收入增长率(*Growth*)、总资产增长率(*AG*)等公司财务和公司治理相关变量。具体变量定义如表1所示。

(四)描述性统计与组间差异分析

表2 Panel A列出变量的描述性统计结果，企业经营风险(*Risk*)的均值为2.951，最大值和最小值差距较大，表明不同企业之间的经营风险水平存在较大差距。是否存在

表1 变量定义			
变量类型	变量名称	变量符号	变量测度
被解释变量	企业经营风险	<i>Risk</i>	经行业调整的盈余波动率
核心解释变量	银企共同股东	<i>BFCS_dum</i>	是否存在银企共同股东，存在取1，否则取0
		<i>BFCS</i>	银企共同股东关联程度，具体计算方法见公式(2)
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	Ln(期末资产总额+1)
	企业杠杆率	<i>Lev</i>	当期期末负债总额/期末资产总额
	产权性质	<i>Soe</i>	是否为国有企业，是取1，否取0
	企业年龄	<i>Age</i>	Ln(成立年限+1)
	管理层薪酬	<i>Pay</i>	管理层薪酬总额的自然对数
	股权集中度	<i>Top5</i>	前五大股东持股比例
	董事会规模	<i>Board</i>	Ln(董事会总人数+1)
	关联董事占比	<i>DB</i>	董事会中在银行兼职董事的人数/董事会总人数
	成长机会	<i>PB</i>	企业总市值除以净资产
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	总资产增长率	<i>AG</i>	(本期总资产-上期总资产)/上期总资产

表2 描述性统计结果与组间差异分析					
Panel A: 描述性统计结果					
变量	观测值	均值	方差	最小值	最大值
<i>Risk</i>	23433	2.951	3.196	0.165	18.402
<i>BFCS_dum</i>	23433	0.134	0.341	0	1
<i>BFCS</i>	23433	0.678	2.324	0	36.241
<i>Size</i>	23433	22.497	1.300	19.674	26.071
<i>Lev</i>	23433	2.603	1.510	1.128	9.711
<i>Soe</i>	23433	0.447	0.497	0	1
<i>Age</i>	23433	2.930	0.318	1.946	3.526
<i>Pay</i>	23433	15.363	0.754	13.498	17.327
<i>Top5</i>	23433	52.336	14.906	21.434	88.906
<i>Board</i>	23433	2.143	0.198	1.609	2.708
<i>DB</i>	23433	0.005	0.025	0	0.500
<i>PB</i>	23433	3.161	2.594	0.530	15.587
<i>Growth</i>	23433	0.160	0.358	-0.511	1.970
<i>AG</i>	23433	0.153	0.266	-0.265	1.511
Panel B: 组间差异分析					
变量	(1)不存在共同 股东组均值 (样本量: 20285)	(2)存在共同 股东组均值 (样本量: 3148)	(1)-(2)均值差		
<i>Risk</i>	3.020	2.505	0.515***		
<i>Size</i>	22.351	23.436	-1.084***		
<i>Lev</i>	2.629	2.435	0.194***		
<i>Soe</i>	0.429	0.564	-0.135***		
<i>Age</i>	2.920	2.997	-0.077***		
<i>Pay</i>	15.308	15.722	-0.415***		
<i>Top5</i>	51.704	56.409	-4.705***		
<i>Board</i>	2.137	2.184	-0.047***		
<i>DB</i>	0.004	0.010	-0.006***		
<i>PB</i>	3.161	3.162	-0.002		
<i>Growth</i>	0.161	0.154	0.007		
<i>AG</i>	0.153	0.155	-0.003		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

在银企共同股东的均值为0.134，表明大约有13.4%的样本存在银企共同股东。银企共同股东联结程度的最大值和最小值差距较大，说明不同企业银企共同股东的联结程度存在差异。表2 Panel B为是否存在银企共同股东关联的两组企业主要变量的组间差异检验结果，相比于不存在银企共同股东关联的企业，拥有银企共同股东的企业经营风险更低，信贷可得性更高。

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表3列(1)(2)仅加入银企共同股东变量，(3)(4)列增加

表3 银企共同股东对企业经营风险的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Risk					
BFCS_dum	-0.515*** (-8.42)		-0.506*** (-9.10)		-0.123** (-2.27)	
BFCS		-0.076*** (-8.52)		-0.065*** (-9.69)		-0.018*** (-2.90)
Size					-0.265*** (-9.00)	-0.267*** (-9.03)
Lev					-0.028 (-1.45)	-0.028 (-1.47)
Soe					-0.296*** (-5.64)	-0.297*** (-5.66)
Age					0.121 (1.53)	0.120 (1.52)
Pay					-0.121*** (-3.07)	-0.121*** (-3.08)
Top5					-0.013*** (-8.31)	-0.013*** (-8.27)
Board					-0.289** (-2.45)	-0.289** (-2.46)
DB					1.904*** (2.79)	1.895*** (2.77)
PB					0.204*** (15.77)	0.204*** (15.71)
Growth					0.006 (0.07)	0.005 (0.06)
AG					-1.080*** (-7.30)	-1.081*** (-7.30)
截距项			4.365*** (16.82)	4.307*** (16.73)	12.458*** (16.68)	12.484*** (16.96)
样本量	23433	23433	23433	23433	23433	23433
调整R ²	0.003	0.003	0.075	0.075	0.137	0.137
行业固定效应	否	否	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是	是	是

注：括号内数字是t值，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。下表同。

行业固定效应、年份固定效应，(5)(6)再增加控制变量。结果表明，银企共同股东对企业经营风险的影响始终显著为负，即当企业存在银企共同股东时，经营风险更低；并且随着联结程度的加深，抑制作用逐渐增强。所有分析模型均采用行业—年份聚类稳健标准误，以增强结果稳健性。

(二)内生性讨论

1. 考虑遗漏变量

第一，考虑到经营风险可能通过行业内、地区间、集团关系等渠道传播，因此本文在基准回归基础上分别加入同行业其他公司的经营风险(*Risk_indpeer*)和同行业同地区其他公司的经营风险(*Risk_propeer*)。第二，经营风险可能会受到某些宏观变量的影响，在基准回归基础上加入固定资产投资增长率(*FIG*)，用年度固定资产投资增长率(不含农户)表示。银企共同股东的回归系数仍显著

表4 考虑遗漏变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Risk					
BFCS_dum	-0.123** (-2.28)		-0.120* (-1.71)		-0.109** (-1.99)	
BFCS		-0.018*** (-2.89)		-0.018* (-1.96)		-0.017*** (-2.76)
Risk_indpeer	0.001*** (4.87)	0.001*** (4.87)				
Risk_propeer			0.008*** (4.43)	0.008*** (4.43)		
FIG					-0.004 (-1.04)	-0.004 (-1.05)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	23433	23433	23433	23433	23433	23433
调整R ²	0.139	0.139	0.135	0.135	0.141	0.141
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	是	是	是	是

为负，结论与基准回归一致。

2. 工具变量法

本文选用企业注册地周围(10公里)银行分支机构数量作为工具变量，原因在于：第一，满足相关性。银行与企业在地上的邻近可以增加企业信贷资源的可得性(Quan and Zhang, 2021)，向市场释放该区域金融交易和经济活动频繁的信号，可能会吸引与银行和企业都有关联的投资者。同时，企业附近银行分支机构数量的增加有助于共同股东对银行和企业进行监督。第二，满足外生性。银行分支机构扩张的主要原因是银行业市场化改革带来的激烈竞争以及中小银行异地市场准入放松(盛斌和王浩, 2022)，与经营风险无关。

参考盛斌和王浩(2022)的研究，结合银行和企业的经纬度地理位置数据，在县级行政区域层面利用空间距

表5 工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BFCS_dum</i>	<i>Risk</i>	<i>BFCS</i>	<i>Risk</i>
<i>BFCS_dum</i>		−3.588* (−1.68)		
<i>BFCS</i>				−1.948 (−1.25)
<i>Bank</i>	0.00002*** (3.31)		0.0001*** (2.22)	
控制变量	是	是	是	是
行业/年份固定效应	是	是	是	是
无法识别工具变量检验				
<i>LM</i> 值	10.124***		4.800**	
弱工具变量检验				
<i>F</i> 值	19.160***		7.492*	

离坐标公式计算企业到所有银行分支机构的距离，统计以企业为中心、半径10公里的圆域内银行分支机构数量，得到企业—年度层面的银行分支机构数量(*Bank*)。表5列(1)和(3)显示，银行分支机构数量的回归系数显著为正，说明银企距离与银企共同股东相关；列(2)中银企共同股东对企业经营风险的回归系数显著为负，且不存在识别不足或弱工具变量问题。基准回归结果仍然稳健。

3. 倾向得分匹配—普通最小二乘法(PSM-OLS)

为进一步缓解选择偏差产生的内生性问题，本文使用倾向得分匹配—普通最小二乘法进行检验。首先，按照是否存在银企共同股东(*BFCS_dum*)将样本划分为处理组和对照组。其次，将基准回归中的控制变量作为协变量，分别用1:1邻近和1:3邻近两种匹配方法进行匹配。最后，将处理组和匹配上的对照组代入前述模型(1)进行检验。表6列(1)(2)结果表明，无论使用何种匹配方法，银企共同股东的回归系数显著为负，结果仍然稳健。

4. 倾向得分匹配—多时点双重差分法(PSM-DID)

参考杜勇等(2021)的研究，采用倾向得分匹配—多时期双重差分模型来估计股东发生变化前后，即企业由没有银企共同股东变为有银企共同股东，企业经营风险变化的差异。具体模型如下：

$$Risk_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1Treat_{i,t}\times After_{i,t}+\alpha_2Controls_{i,t}+Firm+Year+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

上述模型中，将银企共同股东发生变化的样本作为处理组(*Treat*=1)，将始终不存在银企共同股东的样本作为对照组(*Treat*=0)。*After*是企业股东结构变更前后的年份虚拟变量，变更前的年份取值为0，变更后取值为1。本文先采用倾向得分匹配法(PSM)进行1:1邻近匹配，再进行检验，并控制企业和年份固定效应。表6列(3)结果表明，

表6 PSM-OLS和PSM-DID检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Risk</i> (PSM-OLS) (1:1邻近匹配)	<i>Risk</i> (PSM-OLS) (1:3邻近匹配)	<i>Risk</i> (PSM-DID) (1:1邻近匹配)
<i>BFCS</i>	-0.014* (-1.68)	-0.018*** (-2.68)	
<i>Treat_After</i>			-0.1352* (-1.81)
控制变量	是	是	是
样本量	5030	8834	6518
调整 <i>R</i> ²	0.161	0.144	0.325
个体固定效应	否	否	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	否

Treat×*After*的回归系数在10%水平上显著为负，意味着企业出现银企共同股东后，企业经营风险显著降低。

(三)稳健性检验

第一，更换被解释变量。将被解释变量更换为年化日收益率标准差的对数值(*CRT*)和*ZScore*指数(*ZScore*)。其中，*ZScore*数值越大，经营风险越小。第二，更换银企共同股东持股门槛。将持有流通股比例规定为3%(王永钦和杨璨，2023)，重新计算银企共同股东，代入模型(1)检验。第三，进一步控制个体固定效应。企业特点可能导致企业之间经营风险存在固有差异，股东对企业的资产配置偏好也可能不同，因此本文在基准回归基础上进一步控制个体固定效应。表7列(1)~(8)显示，银企共同股东对企业经营风险有抑制作用，结论稳健。

六、机制检验与进一步分析

基准回归结果表明，银企共同股东能降低企业经营风险。在此基础上，本文进一步检验银企共同股东如何降低企业的经营风险。参考Aguinis et al.(2016)、牛志伟

表7 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>CRT</i>		<i>ZScore</i>		<i>Risk</i>		<i>Risk</i>	
<i>BFCS_dum</i>	-0.009** (-2.06)		0.269*** (7.15)		-0.206*** (-4.33)		-0.161** (-2.43)	
<i>BFCS</i>		-0.001** (-2.35)		0.046*** (7.67)		-0.021*** (-5.13)		-0.044*** (-4.76)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	23411	23411	23411	23411	23411	23411	23032	23032
调整 <i>R</i> ²	0.543	0.543	0.746	0.747	0.137	0.137	0.433	0.434
个体固定效应	否	否	否	否	否	否	是	是
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

等(2023)等文献，构建如下中介效应模型进行验证，具体模型如下：

$$Me_{i,t}=\beta_0+\beta_1BFCS_{i,t}+\beta_2Z_{i,t}+Ind+Year+\varepsilon_{i,t}$$
 (4)

$$Risk_{i,t}=\delta_0+\delta_1Me_{i,t}+\delta_2Z_{i,t}+Ind+Year+\varepsilon_{i,t}$$
 (5)

$$Risk_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1BFCS_{i,t}+\gamma_2Me_{i,t}+\gamma_3Z_{i,t}+Ind+Year+\varepsilon_{i,t}$$
 (6)

其中，*Me*为中介变量，包括信贷资金可得性(*CLR*)、企业获取信贷资金后的金融资产投资水平(*Fin_CLR*)。

(一)机制检验

1. 融资约束缓解效应：基于信贷资金可得性视角

共同股东作为企业的隐形担保人，促使银企间建立长期稳定的借贷关系，有助于企业从银行获得信贷资金。因此，本文选用信用贷款占比(*CLR*)作为信贷资金可得性的代理变量，较高的信用贷款占比表明企业基于信任关系，能够在未提供担保或抵押的情况下获得灵活、便捷的资金，并为生产经营提供更多的财务灵活性(张璇等，2017)。

表8列(1)(2)显示，银企共同股东会增加企业信贷资金可得性；列(3)表明当企业拥有更多的信贷资金时，将会降低经营风险；列(4)(5)中银企共同股东和信贷资金可得性的系数均显著为负，说明信贷资金可得性在银企共同股东对企业经营风险的影响中发挥了中介效应。进一步地，Sobel检验发现，Z统计量在1%水平上显著，且Bootstrap(1000次)抽样检验置信度为95%的中介效应置信区间也未包含0。银行的授信额度为企业提供宝贵的流动性支持，这不仅有助于企业维持日常运营，增强企业的抗风险能力，还能为企业在经济下行压力增大时提供缓冲，因此企业信贷可得性提高会降低经营风险。为使逻辑链条更加严谨，本文进一步从信贷资金获得后的投

表8 融资约束缓解效应检验					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CLR		Risk	Risk	
BFCS_dum	0.026*** (3.72)			-0.110** (-2.04)	
BFCS		0.004*** (3.22)			-0.016*** (-2.62)
CLR			-0.458*** (-6.52)	-0.456*** (-6.49)	-0.456*** (-6.49)
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	23411	23411	23411	23411	23411
Sobel Z统计量				-4.045***	-3.964***
调整R ²	0.154	0.154	0.139	0.139	0.139
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是

资行为视角出发，检验银企共同股东如何通过影响企业管理层投资动机和投资行为，进而对企业经营风险产生影响。

2. 金融资产反哺效应：基于投资动机视角

若企业出于预防性储蓄动机持有金融化资产，可以及时应对生产经营中的突发资金需求，对实体投资产生反哺效应，从而降低经营风险。若企业出于短期逐利动机持有金融化资产，过度依赖金融资产来获取收益，则可能对实体投资产生挤占效应，从而加剧经营风险。金融资产投资(*Fin*)用企业交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、投资性房地产净额占本年度资产总额的比重衡量(杜勇等，2019)，将其与信用贷款占比交乘

表9 金融资产反哺效应检验					
Panel A: 银企共同股东对企业金融资产投资的影响分析					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Fin_CLR	Fin_CLR	Risk	Risk	Risk
BFCS_dum	0.003*** (3.59)			-0.116** (-2.16)	
BFCS		0.0003*** (2.87)			-0.017*** (-2.80)
Fin_CLR			-2.179*** (-4.47)	-2.153*** (-4.42)	-2.160*** (-4.43)
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	23433	23433	23433	23433	23433
Sobel Z统计量				-2.467***	-1.860*
调整R ²	0.072	0.072	0.137	0.138	0.138
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
Panel B: 企业持有金融资产动机分析					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Invest _{t+1}	Invest _{t+1}	Invest _{t+1}	Invest _{t+1}	Risk _{t+1}
BFCS_dum× Fin_CLR	0.050*** (4.81)				
BFCS×Fin_CLR		0.006*** (3.53)			
EPU×BFCS_dum× Fin_CLR			0.00006*** (3.59)		
EPU×BFCS× Fin_CLR				0.00008** (2.50)	
Invest _{t+1}					-2.458*** (-3.64)
BFCS_dum	0.0001 (0.21)		0.0005 (0.69)		
BFCS		0.00001 (0.14)		0.00003 (0.30)	
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	18349	18349	18349	18349	18349
调整R ²	0.137	0.137	0.137	0.134	0.128
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是

(*Fin_CLR*)后引入前述模型(4)中。

表9 Panel A列(1)(2)表明,银企共同股东会促使企业在信贷可得性提升后进行更多金融资产投资,列(4)(5)中*BFCS*、*BFCS_dum*和*Fin_CLR*的回归系数显著为负,表明银企共同股东通过增加企业金融资产投资,显著降低企业经营风险。原因在于,从投资组合整体价值最大化和风险收益均衡化出发,共同股东更有动机推动企业持有预防储蓄型金融资产,以便在未来陷入经营困境或面临经营风险时能够及时变现。

本文进一步引入信贷资金获取后的金融资产占比与银企共同股东的交叉项(模型(7)),预防储蓄型的金融资产具有较强的流动性和灵活性,这种“蓄水池效应”使得企业在面临资金紧张时能够迅速变现以维持正常运营和实体投资活动(叶永卫和李增福,2021)。同时,为了更进一步佐证企业持有金融资产的动机,本文还引入了经济不确定性、银企共同股东以及信贷资金获取后金融资产占比的交叉项(*EPU*×*BFCS*×*Fin_CLR*)(模型(8))。经济不确定性上升会引起股票市场波动,企业会相应减少短期逐利型金融资产投资,转向预防储蓄型的金融资产投资,这也有助于保障企业的流动性需求并支持实体投资。因此,本部分从金融资产对实体投资的影响效应出发,验证持有金融资产的动机。具体模型如下:

$$Invest_{i,t+1}=\gamma_0+\gamma_1BFCS_{i,t}\times Fin_CLR_{i,t}+\gamma_2BFCS_{i,t}+\gamma_3Z_{i,t}+Ind+Year+\varepsilon_{i,t} \tag{7}$$

$$Invest_{i,t+1}=\eta_0+\eta_1BFCS_{i,t}\times Fin_CLR_{i,t}\times EPU_t+\eta_2BFCS_{i,t}+\eta_3Z_{i,t}+Ind+Year+\varepsilon_{i,t} \tag{8}$$

上述模型中,实体投资水平(*Invest*)采用当期购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金、取得子公司及其他营业单位支付的现金净额占本年度资产总额的比重衡量(李青原等,2022),考虑到实体投资投入高、回报周期长等特征,银企共同股东持有的金融资产对其影响存在滞后性,因此将其推后1期。本文的经济不确定性(*EPU*)是根据Baker et al.(2016)的方法计算得到。若 $\gamma_1>0$ 、 $\eta_1>0$,则说明银企共同股东推动企业出于预防性储蓄动机持有金融资产,反之则可能出于短期追利动机。

根据表9 Panel B列(1)~(4),不论是*BFCS_dum*×*Fin_CLR*、*BFCS*×*Fin_CLR*,还是*EPU*×*BFCS_dum*×*Fin_CLR*、

EPU×*BFCS*×*Fin_CLR*,其回归系数均显著为正,这说明银企共同股东推动企业进行金融资产投资能够促进企业实体投资。并且随着经济政策不确定性的上升,这种促进作用会提升,说明企业持有金融资产的动机为预防性储蓄。列(5)中*Invest*的回归系数显著为负,表明实体投资确实会降低企业经营风险。

(二)经济后果检验

企业经营风险降低会影响企业未来主业业绩。因此,本文围绕企业主业业绩进行经济后果检验。具体模型如下:

$$Corep_{i,t+1}=\lambda_0+\lambda_1BFCS_{i,t}\times Risk_{i,t}+\lambda_2BFCS_{i,t}+\lambda_3Z_{i,t}+Ind+Year+\varepsilon_{i,t} \tag{9}$$

式(9)中,*Corep*表示企业主业业绩,参考杜勇等(2019)的研究,用(营业利润-投资收益-公允价值变动收益+对联营企业和合营企业的投资收益)/总资产来衡量。由于经济后果往往具有滞后性,本文将经济后果变量推后1期。在模型(11)中,若 $\lambda_1<0$,则表明随着经营风险的下降,银企共同股东对主业业绩产生正向影响;反之,则为负向影响。表10列(1)(2)中,*BFCS_dum*×*Risk*的回归系数在5%水平上显著为负,*BFCS*×*Risk*的回归系数并不显著。这说明随着企业经营风险的降低,存在银企共同股东的企业,主业业绩也相应较高。但银企共同股东的联结程度对主业业绩的促进作用有限,可能的原因是银企共同股东联结程度的高低会影响实体企业的经营风险,但主业业绩更多还是取决于企业核心业务的发展,二者并非简单的线性关系。经济后果检验表明,银企共同股东在促进实体企业和银行协同共赢中发挥重要作用,使

表10 基于企业主业业绩的经济后果检验

变量	(1)	(2)
	<i>Corep_{t+1}</i>	<i>Corep_{t+1}</i>
<i>BFCS_dum</i> × <i>Risk</i>	-0.002** (-2.08)	
<i>BFCS</i> × <i>Risk</i>		-0.0004 (-0.48)
<i>BFCS_dum</i>	0.013*** (4.60)	
<i>BFCS</i>		0.001*** (3.46)
控制变量	是	是
样本量	18349	18349
调整R ²	0.199	0.197
行业/年份固定效应	是	是

得企业在面临经营风险时能够更好地维持主营业务的稳定发展。

(三)异质性检验

1. 基于董事关联任职视角

已有文献证明董事在关联企业任职会降低企业经营风险(孙光国和陈思阳, 2022), 这是由于关联董事与关联企业之间存在紧密的联系, 使得关联董事能够获取更多的信息, 并在决策过程中提供更全面深入的见解, 从而助力企业做出更为合理的经营决策。本文将关联企业限定为银行业, 根据董监高个人特征文件, 筛选上市公司董事兼职企业的行业类型为银行业, 用上市公司的董事同时在银行业担任董事或者管理层的人数衡量银行与实体企业的联系紧密度, 并按照行业-年度均值进行分组检验。表11 Panel A结果表明, 银企共同股东的回归系数在董事关联程度低组别中显著。这表明, 当公司董事在银行兼职较少时, 实体企业与银行缺少联结机制, 两者传递信息的渠道相对较少, 企业想要利用董事会成员在银行任职的优势而获取信贷资金的难度更大。在此情况下, 银企共同股东充当银企的“资金担保者”“信息中介者”“外部监督者”, 有助于增进银企之间的信任并帮助银行获得企业家经营能力、企业未来发展前景等不

易量化的“软信息”, 从而助力企业获取信贷资源。此外, 银企共同股东出于投资组合价值最大化的目标, 更有动机监督管理层投资行为, 避免过度金融投资而加剧经营风险。

2. 基于金融发展环境视角

在金融发展水平较低的地区, 企业可能难以获得充足的外部融资而面临资金短缺和融资成本高等问题, 而资金短缺会加剧经营活动的不稳定性。借鉴张新民等(2021)的做法, 以企业所在地区金融机构贷款余额规模来衡量地区金融发展环境, 并根据企业所在地进行匹配, 按照年度-行业均值将样本分为金融发展水平高、低两组, 并控制地区固定效应。表11 Panel B结果表明, 银企共同股东的回归系数在金融发展水平低组别中显著。这说明当企业金融发展水平较差而导致企业面临较高融资约束时, 银企共同股东多重身份的优势凸显, 能提高企业信贷可得性, 从而降低企业经营风险。

七、结论与建议

本文以2007—2022年沪深A股非金融上市公司为研究对象, 实证检验银企共同股东对企业经营风险的影响, 结论如下: 第一, 与不存在银企共同股东的企业相比, 存在银企共同股东的企业经营风险更低, 并且风险抑制作用随着银企间联结程度的加深而增强, 结论在进行一系列内生性和稳健性检验后依然成立。第二, 银企共同股东通过提高企业信贷资金可得性、推动企业出于预防性储蓄动机持有金融资产, 从而降低企业经营风险。第三, 银企共同股东的风险抑制作用在董事关联程度较低以及金融发展环境较差的企业中更显著。第四, 银企共同股东能促进企业和银行协同共赢, 提升企业未来的主业绩。

本文的政策建议如下: 第一, 政府应重视银企共同股东的积极作用, 为优化银行和实体企业协同共赢、良性互动的微观激励机制提供制度环境。一方面, 为存在银企共同股东的企业提供财政支持、税收减免、贷款贴息优惠、市场准入便利等政策。另一方面, 对积极参与银企共同股东模式的银行, 在存贷比、不良贷款率、资本充足率等考核指标上酌情放宽要求, 确保金融服务实体经济企业“愿贷、敢贷、会贷”的长效机制有效落地。

表11 银企共同股东对企业经营风险的异质性分析

Panel A: 董事关联任职的异质性					
	Risk (董事关联程度高组)		Risk (董事关联程度低组)		均值差
BFCS_dum	-0.122 (-1.23)		-0.116* (-1.79)		0.008
BFCS		-0.017 (-1.52)		-0.020*** (-2.65)	0.093***
样本量	6567	6567	16866	16866	
调整R ²	0.183	0.183	0.133	0.133	
控制变量	是	是	是	是	
行业/年份固定效应	是	是	是	是	
Panel B: 金融发展环境的异质性					
变量	Risk (金融发展水平高组)		Risk (金融发展水平低组)		均值差
BFCS_dum	-0.012 (-0.16)		-0.224*** (-2.61)		0.014***
BFCS		-0.008 (-1.00)		-0.028*** (-2.67)	0.117***
样本量	11944	11944	11489	11489	
调整R ²	0.154	0.154	0.152	0.151	
控制变量	是	是	是	是	
行业/年份/省份固定效应	是	是	是	是	

第二，实体企业应重视银企共同股东在信贷可得性和投资决策中发挥的作用。利用银企共同股东降低银行与实体企业的信息不对称，尤其是民营和中小型企业可以适时引进与自身具有协同效应的银企共同股东作为战略投资者，基于资源协同性与互补性，最大程度实现“1+1>2”的协同共赢效果。发挥银企共同股东“信息中介者”的作用，建立银企间信息共享平台，鼓励双方交流财务、经营等数据信息，将要素资源整合集聚，以便更准确地评估和管理经营风险。同时，重视银企共同股东“外部监督者”的作用，监督企业适度持有金融资产以优化闲散资金配置，更好支持主营业务发展，减少突发事件或市场波动给企业经营带来的负面影响。

第三，银行可以依托银企共同股东多重身份获取战略资源和合作机会，降低金融市场系统风险。银行可以利用银企共同股东所建立的股权网络获取企业高质量“软信息”，提高信贷资源供需的搜寻和匹配效率，为企业提供更多样化金融服务。同时，银企共同股东推动企业持有预防储蓄型的金融资产，降低企业的过度金融化以及资金在金融体系内部空转引发系统性风险的概率，增强金融体系稳定性。 ■

[基金项目：国家自然科学基金面上项目“机构共同持股下的实体企业影子银行化同群效应：表征识别、驱动机理与经济后果”(72072146)、重庆市社会科学规划重大项目“西部陆海新通道沿线物流跨部门数字化协同监管体系研究”(2023ZDLH13)、重庆市教委科学技术研究重点项目“工业互联网推动重庆市制造企业数字化转型的动力机制与制度创新研究”(KJZDK202300201)]

参考文献：

- [1] 翟胜宝, 易早琴, 郑洁, 唐玮, 曹学勤. 银企关系与企业投资效率——基于我国民营上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2014a, (4): 74-80.
- [2] 翟胜宝, 张胜, 谢露, 郑洁. 银行关联与企业风险——基于我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2014b, (4): 53-59.
- [3] 邓建平, 曾勇. 金融关联能否缓解民营企业的融资约束[J]. 金融研究, 2011a, (8): 78-92.
- [4] 邓建平, 曾勇. 金融生态环境、银行关联与债务融资——基于我国民营企业的实证研究[J]. 会计研究, 2011b, (12): 33-40+96-97.
- [5] 杜勇, 姜靖, 胡红燕. 供应链共同股权网络下企业数字化转型同群效应研究[J]. 中国工业经济, 2023, 4(4): 136-155.
- [6] 杜勇, 孙帆, 邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理[J]. 中国工业经济, 2021, (6): 155-173.
- [7] 杜勇, 谭丽丽. 共同机构所有权与客户集中度[J]. 证券市场导报, 2024, (5): 48-58.
- [8] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济, 2019, (5): 136-154.
- [9] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶. 金融资产配置与企业财务风险：“未雨绸缪”还是“舍本逐末”[J]. 财经研究, 2018, 44(12): 100-112+125.
- [10] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济, 2019, (9): 155-173.
- [11] 李建军, 韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 21-35.
- [12] 李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 137-154.
- [13] 李维安, 马超. “实业+金融”的产融结合模式与企业投资效率——基于中国上市公司控股金融机构的研究[J]. 金融研究, 2014, (11): 109-126.
- [14] 马红, 侯贵生, 王元月. 产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(3): 46-53.
- [15] 牛志伟, 许晨曦, 武瑛. 营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J]. 管理世界, 2023, 39(2): 83-100.
- [16] 盛斌, 王浩. 银行分支机构扩张与企业出口国内附加值率——基于金融供给地理结构的视角[J]. 中国工业经济, 2022, (2): 99-117.
- [17] 宋建波, 文雯, 王德宏. 海归高管能促进企业风险承担吗——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2017, 38(12): 111-126.
- [18] 孙光国, 陈思阳. 董事在关联行业任职能够降低企业经营风险吗——基于产业链信息溢出的经验证据[J]. 会计研究, 2022, (11): 87-101.
- [19] 田利辉, 王可第, 马静, 于东洋. 产融结合对企业创新的影响：资源协同还是资源诅咒？[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(6): 1891-1912.
- [20] 万良勇, 廖明情, 胡璟. 产融结合与企业融资约束——基于上市公司参股银行的实证研究[J]. 南开管理评论, 2015, 18(2): 64-72+91.
- [21] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 杨笋. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论, 2017, 20(1): 155-166.
- [22] 王永钦, 刘紫寒, 李婧, 杜巨澜. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界, 2015, (12): 24-40.
- [23] 王永钦, 杨璨. 银企共同持股与中国的企业创新[J]. 财贸经济, 2023, 44(9): 57-74.
- [24] 王竹泉, 王贞洁, 李静. 经营风险与营运资金融资决策[J]. 会计研究, 2017, (5): 60-67+97.
- [25] 文春晖, 李思龙, 郭丽虹, 余晶晶. 过度融资、挤出效应与资本脱实向虚——中国实体上市公司2007—2015年的证据[J]. 经济管理, 2018, 40(7): 39-55.
- [26] 巫岑, 黎文飞, 唐清泉. 银企关系、银行业竞争与民营企业研发投入[J]. 财贸经济, 2016, 37(1): 74-91.
- [27] 肖崎, 廖鸿燕. 金融资产投资、杠杆率与企业风险承担——基于非金融企业的视角[J]. 证券市场导报, 2020, (2): 37-44.
- [28] 辛宇, 宋沛欣, 徐莉萍, 滕飞. 经营投资问责与国有企业规范化运作——基于高管违规视角的经验证据[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 199-221.
- [29] 邢天才, 李雪, 索碧晨. 非金融企业金融化如何影响企业主业发展[J]. 财经问题研究, 2023, (12): 75-90.

(下转第57页)

场动态量价关系[J]. 财经科学, 2018, (1): 28-40.

[24] 赵慧敏, 陈晓倩, 黄嵩. 中国股指期货和现货市场信息传导关系在牛熊市中的异化现象[J]. 系统工程理论与实践, 2018, 38 (4): 863-872.

[25] Barber B M, Lee Y, Liu Y, Odean T. Is the aggregate investor reluctant to realize losses? evidence from Taiwan[J]. European Financial Management, 2007, 13: 423-447.

[26] Benson K L, Faff R W. The relationship between exchange rate exposure, currency risk management and performance of international equity funds[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2004, 12(3): 333-357.

[27] Calvet L E, Campbell J Y, Sodini P. Measuring the financial sophistication of households[J]. American Economic Review, 2009, 99(2): 393-398.

[28] Chen G, Kim K A, Nofsinger J R, Rui O M. Trading performance, disposition effect, overconfidence, representativeness bias, and experience of emerging market investors[J]. Journal of Behavioral Decision Making, 2007, 20: 425-451.

[29] Choe H, Eom Y. The disposition effect and investment performance in the futures market[J]. The Journal of Futures Markets, 2009, 29(6): 496-522.

2009, 29(6): 496-522.

[30] Frino A, Gerace D, Lepone A, Wong B. Do derivatives improve managed fund performance?[J]. JASSA, 2008, 3: 5-10.

[31] Koski J L, Pontiff J. How are derivatives used? evidence from the mutual fund industry[J]. The Journal of Finance, 1999, 54(2): 791-816.

[32] Mankiw G, Zeldes S. The consumption of stockholders and non-stockholders[J]. Journal of Financial Economics, 1991, 29: 97-112.

[33] Martin J M, Rangel T A. The use of derivatives in the Spanish mutual fund industry[J]. SSRN Working Papers, 2006.

[34] Miller M, Malkiel B, Scholes M, Hawke J D. Stock index futures and the crash of '87[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 1989, 1(4): 6-17.

[35] Wahab M, Lashgari M. Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: a cointegration approach[J]. Journal of Futures Markets, 1993, 13: 711-742.

[36] Watanabe T. Price volatility, trading volume, and market depth: evidence from the Japanese stock index futures market[J]. Applied Financial Economics, 2001, 11: 651-658.

(责任编辑: 崔毅安)

(上接第46页)

[30] 徐朝辉, 王满四, 陈佳. 管理者团队特征、金融资产配置与实体企业信用风险[J]. 证券市场导报, 2020, (5): 49-55+62.

[31] 叶永卫, 李增福. 国企“混改”与企业金融资产配置[J]. 金融研究, 2021, (3): 114-131.

[32] 张敏, 童丽静, 许浩然. 社会网络与企业风险承担——基于我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2015, (11): 161-175.

[33] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 李春涛. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 161-174.

[34] 张新民, 叶志伟, 胡聪慧. 产融结合如何服务实体经济——基于商业信用的证据[J]. 南开管理评论, 2021, 24(1): 4-16+19-20.

[35] Aguinis H, Edwards J R, Bradley K J. Improving our understanding of moderation and mediation in strategic management research[J]. Organizational Research Methods, 2016, 20: 665-685.

[36] Anton M, Ederer F, Gine M, Schmalz M. Common ownership, competition, and top management incentives[J]. Journal of Political Economy, 2023, 131(5): 1294-1355.

[37] Anton M, Ederer F, Gine M, Schmalz M. Innovation: the bright side of common ownership?[J]. Management Science, 2024.

[38] Azar J, Raina S, Schmalz M. Ultimate ownership and bank competition[J]. Financial Management, 2022, 51(1): 227-269.

[39] Azar J, Schmalz M, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. The Journal of Finance, 2018, 73(4): 1513-1565.

[40] Azar J, Vives X. General equilibrium oligopoly and ownership structure[J]. Econometrica, 2021, 89(3): 999-1048.

[41] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593-1636.

[42] Boot A W A, Thakor A V. Can relationship banking survive competition?[J]. The Journal of Finance, 2000, 55: 679-713.

[43] Chen Y Y, Li Q, Ng J, Wang C. Corporate financing of investment opportunities in a world of institutional cross-ownership[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69: 102041.

[44] Desjardine M R, Shi W, Cheng X. The new invisible hand: how common owners use the media as a strategic tool[J]. Administrative Science Quarterly, 2023, 68(4): 956-1007.

[45] Faccio M, Marchica M T, Mura R. Large shareholder diversification and corporate risk-taking[J]. The Review of Financial Studies, 2011, 24(11): 3601-3641.

[46] Freeman K. Overlapping ownership along the supply chain[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2023.

[47] Gao L, Han J L, Kim J B, Pan Z Y. Overlapping institutional ownership along the supply chain and earnings management of supplier firms[J]. Journal of Corporate Finance, 2024, 84: 102520.

[48] He J, Liang L, Wang H, Xia H. Networking behind the scenes: institutional cross-industry holdings and corporate loan markets[J]. Management Science, 2024, 70: 4932-4952.

[49] He J, Huang J. Product market competition in a world of cross-ownership: evidence from institutional blockholdings[J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30: 2674-2718.

[50] He J, Xia H, Zhao Y B, Zuo L. The power behind the pen: institutional investors' influence on media during corporate litigation[J]. SSRN Working Paper, 2023.

[51] John K, Litov L, Yeung B. Corporate governance and risk-taking[J]. The Journal of Finance, 2008, 63: 1679-1728.

[52] Li B, Liu Z B, Pittman J, Yang S J. Institutional dual holdings and expected crash risk: evidence from mergers between lenders and equity holders[J]. Contemporary Accounting Research, 2024, 41: 1819-1850.

[53] Ojeda W. Common ownership in the loan market[D]. Berkeley: University of California, 2018.

[54] Quan Y, Zhang W L. Geographic distance and board monitoring: evidence from the relocation of independent directors[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 66: 101802.

(责任编辑: 邱超伦)