# 新常态危机情境下企业战略联盟对股票流动性的影响研究

孙汉[1] 连燕玲[1] 高皓[2]

(1.华东师范大学经济与管理学院，上海 200063；2.清华大学五道口金融学院，北京 100053)

**摘要：**当外部环境动态变化、高度复杂成为新常态，股票市场如何保持充足流动性、防范极端风险成为实践关注的重点话题。本文以沪深A股上市公司为样本，从组织边界拓展的角度考察企业战略联盟对股票流动性的影响及作用机制。研究发现，企业战略联盟可以提高股票流动性，且环境复杂性和环境动态性等新常态危机情境会强化上述正向关系。机制检验表明，战略联盟提高了企业风险承担水平和资金融通程度，营造了正面舆论环境，进而从改善企业基本面和释放积极信号两方面提高了股票流动性。拓展性分析发现，新冠疫情冲击和逆全球化趋势加剧后，联盟主体为民营企业或属于高科技行业时，合作对象包含政府部门、科研机构以及联盟内容涉及研发主题时，企业战略联盟对股票流动性的促进作用更明显。此外，企业战略联盟对股票流动性存在持续性的正向影响。本文为深入理解股票市场流动性提供了新的视角，同时为战略联盟在新常态危机情境下更好发挥作用提供了启示。

**关键词：**战略联盟；股票流动性；环境复杂性；环境动态性；新常态危机

**Abstract:** As dynamic changes and high complexity in the external environment become the new normal, maintaining adequate liquidity in the stock market and preventing extreme risks have become key practical concerns. Using A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges as the sample, this paper examines the impact of enterprise strategic alliances on stock liquidity from the perspective of organizational boundary expansion and the underlying mechanism. The research finds that enterprise strategic alliances can improve stock liquidity, and the environmental complexity and dynamism in the new-normal crisis situation strengthen this positive relationship. Mechanism tests indicate that strategic alliances enhance stock liquidity by both improving enterprise fundamentals and releasing positive signals, achieved through elevating the level of enterprise risk-taking, strengthening the degree of financial integration, and creating a positive public-opinion environment. Extended analyses show that after the COVID-19 pandemic shock when de-globalization trends are more intensified, the positive effect of strategic alliances on stock liquidity is more significant when the alliance subjects are private enterprises or belong to high-tech industries, when cooperation partners include government departments and research institutions, and when alliance content involves research and development themes. Additionally, enterprise strategic alliances have a continuous positive impact on stock liquidity. This paper provides a new perspective for understanding stock market liquidity and offers insights for strategic alliances to better function under the new-normal crisis situation.

**Key words:** strategic alliances, stock liquidity, environmental complexity, environmental dynamism, new-normal crisis

**作者简介：**孙汉，华东师范大学经济与管理学院博士生，研究方向：战略管理与公司治理。连燕玲(通讯作者)，女，管理学博士，华东师范大学经济与管理学院教授、博士生导师，研究方向：战略管理与公司治理。高皓，管理学博士，清华大学五道口金融学院副研究员，研究方向：民营经济、财富管理、公司金融等。

**中图分类号：**F272.3　　**文献标识码：**A

## 一、引言

党的二十大以来，我国资本市场快速发展，在提高资源配置效率、助力经济快速发展和维护社会长期稳定等方面发挥了重要作用。为进一步推动资本市场高质量发展，2024年4月，国务院印发《关于加强监管防范风险推动资本市场高质量发展的若干意见》(以下简称《意见》)，要求未来5年基本形成资本市场高质量发展的总体框架，2035年基本建成具有高度适应性、竞争力、普惠性的资本市场。《意见》充分体现了党中央对资本市场的高度重视，以及稳定资本市场预期对于维护经济、社会稳定的重要意义。流动性是指在一定时间内完成交易或寻找一个理想价格所需要的时间和成本(Amihud and Mendelson，1986)，是衡量资本市场信息效率的重要指标，也是资本市场高质量发展的重要体现(童元珂和魏云捷，2021；杨何灿等，2023)。2008年金融危机以来，股票流动性一直是全球关注的重点话题，大量研究表明，股票流动性与企业发展密切相关，股票流动性更强的企业更容易筹集资金(Nyborg and Wang，2021)，提高企业价值(Fang et al.，2009)，改善企业治理环境(吴非等，2021)。党的二十大报告提出，要加强和完善现代金融监管，强化金融稳定保障体系。我国正处于中国特色现代资本市场建设的关键时期，探索如何提高股市流动性、赋能资本市场高质量发展具有重要意义。

战略联盟是介于市场和企业之间的资源配置手段，是两个或多个独立组织为实现共同目标而达成的关系网络组织(Fang et al.，2012；陈文瑞等，2021；吴晓晖等，2024)，这种合作关系通常是自愿性质并通过协议化和制度化的契约安排进行长效维护(Demirkan and Zhou，2016)。既有文献主要从组织学习理论、交易成本理论、资源依赖理论等角度讨论了企业战略联盟的“双刃剑”效应(Chou et al.，2014；Peng et al.，2021；Ryu et al.，2019；涂国前和石琦，2024；吴晓晖等，2024)。一方面，部分研究支持了战略联盟的资源流动效应、风险承担效应以及信号认证效应(Chan et al.，2023；Chemmanur et al.，2023；黄勃等，2022；彭珍珍等，2020)。另一方面，部分研究认为在不完全契约框架下，道德风险、代理成本和机会主义行为等可能破坏战略联盟的稳定性(Chen et al.，2024；武常岐，2010)。然而，现有研究尚未从股票流动性的角度对企业战略联盟的经济后果展开系统性分析。作为表征资本市场信息效率的重要指标，战略联盟是否以及如何影响股票流动性是一个不可回避的现实问题。

基于上述实践问题和理论研究缺口，本文尝试从组织边界拓展的角度考察企业战略联盟对股票流动性的影响，主要厘清以下几个关键问题：战略联盟能否影响股票流动性；战略联盟影响股票流动性的作用路径；不同情境下战略联盟对股票流动性的影响边界和影响差异。相较以往文献，本文的边际贡献如下：第一，从股票流动性的角度考察企业战略联盟的经济后果。目前研究主要考察了战略联盟的要素流动效应(Chemmanur et al.，2023；管考磊和刘至成，2024)、资金融通效应(Ozmel et al.，2013；连燕玲等，2025)，尚无文献明确探讨战略联盟能否提升股市流动性。2023年中央经济工作会议明确提出要保持流动性合理充裕，本文的研究结论从战略联盟的角度，为维护资本市场平稳健康发展提供了具体线索。第二，揭示在复杂性和动态性相互叠加的外部环境下战略联盟对股票流动性的作用边界。已有研究侧重考察信息质量(Wang et al.，2022；吴非等，2021)、治理环境(Roy et al.，2022)等组织内部特征的常规情境作用，而忽视了外部环境这一重要的影响要素，并且缺乏对新常态危机背景下战略联盟对股票流动性影响的关注。本文将环境复杂性、动态性以及危机冲击等系统性地纳入分析框架，凸显了外部行业环境和整体市场环境在企业战略决策过程中的重要性，同时回应了已有研究提出的不局限于常规情境，重视易变性、不确定性等乌卡环境对企业行为的影响(Luo and Shinkle，2025；钱悦等，2024)。第三，设计风险承担、资金融通和舆论环境三种传导机制，有效揭开企业战略联盟传导至资本市场股票流动性的机制黑箱。既有研究关注了战略联盟的风险承担和资源共享效应(Fang et al.，2012；郭晔等，2022，黄勃等，2022)，本文还创新性地考察了战略联盟营造正面舆论环境的作用，更清晰地解析战略联盟影响股票流动性的微观脉络。

## 二、文献回顾与研究假设

### (一)文献回顾

企业战略联盟存在“双刃剑”效应，一方面有助于

实现资源要素流动、分担风险并释放积极信号，另一方面在不完全契约条件下，可能存在管理效率降低、机会成本等负面问题。

资源流动方面，相关研究发现战略联盟有助于促进要素多向流动，并提升全要素生产率(黄勃等，2022)。加入战略联盟的企业更倾向于雇佣更多的技术人员，通过优化人力资本要素实现劳动收入份额提升(管考磊和刘至成，2024)。尤其对于研发战略联盟而言，联盟内的知识搜索和组织学习机制，可以帮助企业获取不易对外公开的联盟内部的关键性资源，促进企业创新(Chemmanur et al.，2023；吴晓晖等，2024)。随着知识水平的提高和获取资源边界的拓展，企业可以跨越本国界限，将资源和能力运用于国际市场(Ryu et al.，2019)。区别于上述单纯的正向影响，徐欣等(2019)研究发现，研发联盟促进企业创新存在先递增后递减的效应。研发联盟往往侧重于现有知识的应用，注重强化现有创新的发展轨迹，导致企业与新兴的创新重点背离。例如，专利池研发联盟降低了许可人和被许可人随后产生的专利数量和质量(Joshi and Nerkar，2011)。然而，与外部个体科学家进行的研发联盟有助于企业向行业新兴的创新方向发展(Hohberger et al.，2015)。

风险水平方面，战略联盟通过减少产品开发时间和投入成本，帮助企业快速竞争、重新定位(Chou et al.，2014)。企业可以通过战略联盟制定技术标准，改进和创造新技术，达到分担风险、降低成本的目标(Chan et al.，2023；彭珍珍等，2020)。战略联盟有助于增强企业风险承担能力，进而提升民营企业韧性(连燕玲等，2025)。区分不同的合作主体，Ryu et al.(2019)研究发现，跨国战略联盟有助于企业与国际伙伴分担成本和共享收益，获得竞争优势，并促进企业国内的发展。客户战略联盟维护了供应商与客户的供应链关系并强化了相关行为规范，实现了联盟网络的经营风险共担(吴晓晖等，2024)。金企联盟能够改善银行创新能力和竞争力，分散信贷风险(郭晔等，2022)。尽管企业间的战略联盟旨在促进资源配置和提高效率，但也会由于代理冲突，催生机会主义行为(武常岐，2010)，导致劳动力投资效率低下(Chen et al.，2024)。

资金融通方面，与成熟企业相比，新创企业与有关键性资源的企业联盟，可以提高自身创业质量，改善未来融资前景(Ozmel et al.，2013)。参与战略联盟的企业通常享有较低的银行贷款成本，能吸收来自联盟伙伴的金融资本，并且与声誉较高的企业联盟能产生积极的信号(Fang et al.，2012)。国有企业参与战略联盟能分散生产和经营风险，获得商业信用担保(连燕玲等，2025)。企业若与客户构建长期稳定且互利共赢的战略联盟，能够有效抑制客户压价、延缓付款、转嫁库存等破坏供应链合作的机会主义行为，缓解企业的融资约束(吴晓晖等，2024)。

### (二)战略联盟与股票流动性

股票流动性影响因素的研究主要围绕宏观和微观两个维度展开。在宏观维度，已有研究一方面关注经济政策不确定性、新冠疫情等环境因素(Wang et al.，2022；Farooque et al.，2023)，另一方面关注科创板改革、涨跌停板制度、互联网基础设施建设等的政策影响(李蔚和习丰园，2025；石阳等，2023；赵烁等，2024)。在微观层面，已有研究主要关注组织特质或战略行为对股票流动性的影响，并从企业信息质量、基本面等角度进行机理解释(童元珂和魏云捷，2021；吴非等，2021)。总体上，现有研究缺乏对战略联盟与股票流动性的直接关注，同时忽视了外部环境的动态性和复杂性。实现优势互补和资源共享、提高风险承担水平是战略联盟的重要目标(黄勃等，2022；连燕玲等，2025；吴晓晖等，2024)，这也契合国家鼓励构建组织间战略联盟、推动研发合作的政策导向。[1]战略联盟能够发挥风险承担效应、资金融通效应和正面舆论引导效应，进而提高企业股票流动性。

战略联盟可以提高企业风险承担水平，从而提高股票流动性。社会网络理论指出，网络内部的社会行动者和社会网络之间可以形成各种或显性或隐形的联系和纽带，并获得对自身既有资源和地位合法性的认同(Lin，2002)。作为拓展边界后形成的介于市场和企业之间的混合组织形式，战略联盟双方所处的关系网络可以产生信息捕获和资源替代效应，并在持续变化的环境中增加企业生存机会(Joshi and Nerkar，2011)。具体而言，从捕获信息的角度来看，战略联盟可以为企业带来多重增值的网络效应(Fang et al.，2012；Robinson and Stuart，2007)，企业能从联盟网络内部获取更加丰富的信息，也

更容易学习联盟成员应对市场不确定性和危机冲击的知识和经验，并及时采取行动以抵御风险。从替代缺失资源的角度来看，战略联盟网络内部各参与者可以共享技术和经济资源，在制造、营销等领域开展财务协同和经营协同(Chen et al.，2015；Chan et al.，2023)，共建具有长期导向的信任和互惠互动机制(吴晓晖等，2024)，最终实现风险共担和抗衡风险。基本面是影响股票流动性的核心因素，基本面的改善可以增加企业价值，提高投资者回报率，吸引资本市场投资者进入(吴非等，2021)。具备经营前景和抗风险能力的企业更容易受到资本市场追捧，也更容易被利益相关者认可。因此，战略联盟发挥的风险承担效应能够增加企业基本面的确定性，从而提升股票流动性。

战略联盟可以改善企业资金融通程度，从而提高股票流动性。企业在进行经济交换的过程中会涉及高额的信息搜寻成本和处理成本，战略联盟可以通过制度化、契约化以及常态化的合作安排，有效促进资源和要素的双向或多向流动，因此战略联盟是生产成本和交易成本总和最小化的产物(黄勃等，2022)。资金融通是企业为正常开展主营业务活动而进行的融资活动，企业战略联盟至少可以通过缓解融资约束和获取政府补贴两个方面来改善资金融通程度。一方面，借助战略联盟的溢出效应，企业可以直接从联盟伙伴中补充金融资本(Chou et al.，2014)，为新产品开发、市场扩展提供更加充沛的经济基础。联盟内的企业通常被当作低风险借款主体，可以获得较低银行贷款利率等融资成本优惠(Chou et al.，2014；Chen et al.，2015；Fang et al.，2012)。另一方面，战略联盟有助于企业获取政府补贴(成程等，2022)。为鼓励企业提高创新产出和创新效率，政府通常为以研发为导向的战略联盟提供更多的资金补贴。具有优惠融资条件和政府官方背书的企业往往风险较低(Ding and Suardi，2019)，能为投资者提供确定性更高的股票价格和公司基本面信息，从而增加投资者交易股票的概率(吴非等，2021)。因此，战略联盟改善了企业资金融通程度，向外释放企业价值和未来现金流质量相关的积极信号，提高企业股票流动性。

战略联盟可以营造企业正面舆论环境，从而提高股票流动性。战略联盟被视为组织获取合法性的工具，借助联盟合作伙伴关系可以提高组织知名度和战略地位，从而使得组织及组织行为易于被社会公众接受(Chou et al.，2014)。作为一种特殊的企业社会网络，战略联盟的成立和发展均会引起资本市场投资者和社交媒体的高度关注(成程等，2022)。战略联盟的合作关系通常是基于长期的合作和信任基础建立的(Hohberger et al.，2015)，企业在战略联盟过程中对联盟对象、联盟方式、联盟目标和联盟绩效的及时披露和反馈，有助于呈现企业互惠协作、合作共进的形象，由此塑造和增强企业的软实力。尤其当企业频繁与各级政府部门等非营利机构结成联盟，共同致力于智慧城市和智慧农业建设、生态环保建设等公益性和可持续性事业时[2]，更有利于展示企业的社会责任形象(连燕玲等，2025)，从而营造正面的外部舆论环境。股票流动性的关键是信息流的交换，信息流的摩擦效应使得资本市场参与者很难获得完整的信息(Ding and Suardi，2019)，而媒体报道拓宽了投资者获取企业信息的来源，在企业基本面不变的情况下，声誉资本和积极的媒体报道能够显著改善企业股票的流动性(Roy et al.，2022；吴非等，2021)。因此，战略联盟引致的市场关注可以促进信息的传递和解读，并改善股票流动性。基于上述分析，本文提出如下假设：

H1：战略联盟有利于提高股票流动性。

### (三)新常态危机情境的调节作用

战略联盟对股票流动性的影响并非同质。环境不仅为嵌入其中的组织提供资源和机会，也会带来不确定性和约束。尽管外部环境已被认为对组织的行为决策和后果有重要影响，但探讨危机环境对战略联盟与股票流动性关系影响的研究并不多见。借鉴乌卡环境和新常态危机的逻辑框架(Luo and Shinkle，2025；钱悦等，2024；单宇等，2021)，本文从环境复杂性和环境动态性的角度表征企业面临的新常态危机情境，并考察其对上述两者关系的影响边界。

环境复杂性的调节作用。环境复杂性反映了环境的多样性或异质性，产生了大量组织需要考虑的信息(Luo and Shinkle，2025)。在复杂性较高的环境中，企业会更加注重对简单性的寻求，从而在更大程度上降低复杂性。环境复杂性强化了战略联盟背景下企业对资金融通和风险承担的更高层次需求，进而影响股票流动性。具

体而言，当企业面临较高程度的环境复杂性时，享有资源禀赋的众多竞争对手往往占据了先天性优势，企业会遭受无形的生产经营和决策压力(连燕玲等，2025)，并且难以充分挖掘新的市场增长点。环境复杂性还降低了企业机会识别和资源获取能力，使得企业识别、诊断和解决问题的能力降低(Azadegan et al.，2013)。而在环境复杂性较高且简单性寻求机制更易被激活的情境中，战略联盟可以整合各方资源和专业知识，为企业提供更多的融资机会和渠道，帮助企业更好地理解和应对复杂环境中的风险。因此，环境复杂性强化了战略联盟与企业股票流动性之间关系。基于上述分析，本文认为相比于简单性环境情境，战略联盟对资金融通和风险承担的促进效应在复杂性环境下更明显，从而更有利于提升企业股票流动性。

环境动态性的调节作用。在动态性环境中，企业生产和经营所处的环境变化速度更快，幅度更大，并且不可预测性更强(应洪斌等，2024)。环境动态性使得信息不对称加剧、技术发展趋势更加难以预测，增加企业面临的挑战和威胁，并且进一步妨碍企业获取和整合资源的效率(Azadegan et al.，2013；Girod and Whittington，2017)。环境动态性强化了战略联盟背景下企业对风险承担和正面舆论营造的迫切需求，进而影响股票流动性。具体而言，在动态性环境下，组织更多地关注稳定性寻求，从而更大程度上激活降低动态性的机制(Luo and Shinkle，2025)，这与企业战略联盟的不确定性规避或合法性构建的动机一致。当处于动态性环境下，企业风险和不确定性程度更高，这就要求企业一方面分散风险、增强风险承担能力，另一方面提高声誉、塑造正面形象，从而有效对冲动态性环境造成的负面影响(王启亮和虞红霞，2016)。而作为风险共担和资源共享的组织形式，战略联盟能够规避外部动态环境带来的风险，强化外界对组织合法性的认同。因此，环境动态性强化了战略联盟与企业股票流动性之间的关系。综上所述，本文提出如下假设：

H2：环境复杂性能够强化企业战略联盟对股票流动性的提升作用。

H3：环境动态性能够强化企业战略联盟对股票流动性的提升作用。

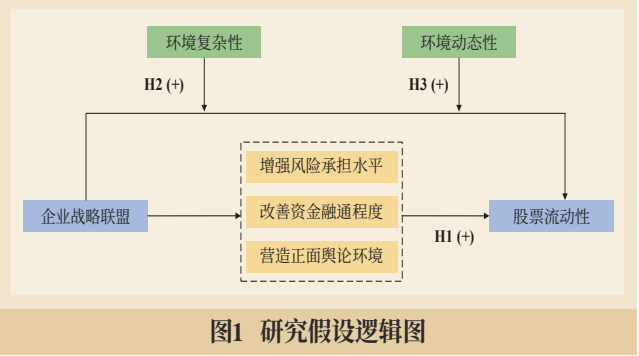


**图1 研究假设逻辑图**

本文分析企业战略联盟对股票流动性的影响，以及环境复杂性、环境动态性对二者关系的调节作用，研究假设逻辑如图1所示。

## 三、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

本文选取2009—2022年沪深A股上市公司为研究样本，原因在于科技部、财政部等六部门在2008年12月联合发布了《关于推动产业技术创新战略联盟构建的指导意见》，自此企业参与战略联盟的趋势显著上升。基于企业战略联盟指标数据的可得性，样本截止年份为2022年。样本筛选过程包括：(1)剔除ST、*ST和PT等交易异常的样本；(2)考虑行业的特殊性，剔除金融类、保险类公司样本；(3)剔除存在数据缺失的样本；(4)剔除从联盟建立到联盟终止、中止和解除等不足一个会计年度的样本。最后得到4065家上市企业共计29686个样本观测值。另外，本文在1%水平上对所有连续型变量进行双侧缩尾处理。战略联盟基础信息来自CNRDS数据库，并通过逐份阅读战略联盟公告，手工整理战略联盟协议的起始时间、联盟终止时间、联盟进展、合作对象、合作主题等信息。财务数据、治理数据和股票指标数据分别来自CSMAR、WIND和RESSET数据库。

### (二)变量定义

股票流动性(*Liquidity*)。非流动性指标考虑了股票交易成本和价格冲击的叠加影响，是衡量中国资本市场企业层面股票流动性较为合适的代理变量(吴非等，2021)。借鉴Amihud and Mendelson(1986)的研究，根据模型(1)计算股票非流动性指标(*Amuid*)。其中，$|R_{i,t,d}|$表示企业$i$在$t$年第$d$个交易日考虑现金红利再投资的回报率，$V_{i,t,d}$表示企业$i$在$t$年第$d$个交易日的成交金额。根据模型(2)计算股票

流动性(*Liquidity*)，该指标数值越大，表明股票流动性越高。另外使用股票换手率、股票成交量以及股票非零交易天数等指标以验证研究结论的稳健性。

$$Amuid_{i,t}=\frac{1}{D_{i,t}}\sum_{d=1}^{D_{i,t}}\sqrt{\frac{|R_{i,t,d}|}{V_{i,t,d}}} \quad (1)$$

$$Liquidity_{i,t}=-Amuid_{i,t} \quad (2)$$

战略联盟(*Alliance*)。根据战略联盟公告手工整理的结果，构建战略联盟变量。具体而言，若战略联盟公告中明确披露了合作期限，则在合作年份内均认为存在战略联盟，若战略联盟公告中未详细披露合作期限，则按照研究惯例，定义合作有效期为3年(陈文瑞等，2021；黄勃等，2022；连燕玲等，2025)。当企业处于战略联盟合作期限内，则将*Alliance*赋值为1，否则为0。

环境复杂性和环境动态性。具体测量方式如下：(1)环境复杂性(*Ec*)，使用5年内同行业竞争者数量的均值来衡量，竞争者平均数量越多，表明企业面临的环境复杂程度越高(韵江和宁鑫，2024)；(2)环境动态性(*Ed*)，外部环境的变化必然会引起企业核心业务活动的波动，并最终导致企业销售收入的波动，因此以销售收入变异系数来衡量环境动态性(Luo and Shinkle，2025；龚红等，2025)。将企业销售收入对时间回归的残差视为非正常销售收入，即以剔除销售收入中稳定成长的部分为基础计算环境动态性指标，具体如下：

$$Sale=\alpha+\beta Year+\varepsilon \quad (3)$$

其中，*Sale*为企业年度营业收入，*Year*为年度变量，如果观测值是过去第4年的，则*Year*=1；如果观测值是过去第3年的，则*Year*=2；以此类推，如果观测值是当前年度的，则*Year*=5。模型(3)回归后得到的残差即为非正常销售收入，未经行业调整的环境动态性等于过去5年非正常销售收入的标准差除以过去5年销售收入的平均值。同年度同行业内所有企业未经行业调整的环境动态性的中位数，即为行业环境动态性。将未经行业调整的环境动态性除以行业环境动态性，即为经行业调整后的环境动态性(*Ed*)，该数值越大则表明环境动态性越强。

机制变量主要包含以下三组：(1)风险承担水平，借鉴李思飞等(2023)的研究设计，采用盈利波动性和极差来刻画企业风险承担水平，即总资产收益率过去3年的滚动标准差(*Risk*1)和滚动极差(*Risk*2)，该数值越大，则表明企业风险承担水平越高；(2)资金融通程度，分别使用政府补贴力度和融资约束测量，政府补贴力度(*Subsidy*)为政府补助金额与期末营业收入的比值，融资约束(*Fc*)为使用FC指数测度的企业融资约束指标；(3)正面舆论环境，借鉴吴非等(2021)的做法，使用企业被全部报刊媒体正面报道次数的自然对数(*Media*1)以及8家主流报刊媒体正面报道次数的自然对数(*Media*2)衡量。

借鉴已有研究(Ding and Suardi，2019；陈文瑞等，2021)，控制变量主要包括：企业规模(*Size*)、偿债能力(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、成长性(*Growth*)、经营活动现金流(*Cf*)、市账比(*Bm*)、股票收益波动率(*Sd*)、上市年龄(*Listage*)、两职合一(*Dual*)、产权性质(*State*)、大股东持股比例(*Top*1)和会计师事务所规模(*Big*4)。本文还控制了年份和行业层面的固定效应，各变量定义见表1。

**表1 变量定义**

| 变量 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|---|---|---|---|
| 被解释变量 | 股票流动性 | *Liquidity* | 由模型(1)(2)计算而得 |
| 解释变量 | 战略联盟 | *Alliance* | 若企业当年度参与战略联盟则取1，否则为0 |
| 调节变量 | 环境复杂性 | *Ec* | 滚动计算的竞争者数量均值 |
| | 环境动态性 | *Ed* | 见上文模型(3)及相关表述 |
| 机制变量 | 风险承担水平 | *Risk*1 | 滚动计算的经行业调整后*Roa*标准差 |
| | | *Risk*2 | 滚动计算的经行业调整后*Roa*极差 |
| | 资金融通程度 | *Subsidy* | 政府补助/期末营业收入 |
| | | *Fc* | 使用融资约束FC指数计算而得 |
| | 正面舆论环境 | *Media*1 | 报刊媒体正面报道次数加1后的自然对数 |
| | | *Media*2 | 8家权威报刊媒体正面报道次数加1后的自然对数 |
| 控制变量 | 企业规模 | *Size* | 期末资产的自然对数 |
| | 偿债能力 | *Lev* | 期末负债/期末资产 |
| | 盈利能力 | *Roa* | 期末净利润/期末资产 |
| | 成长能力 | *Growth* | (期末营业收入－期初营业收入)/期初营业收入 |
| | 经营活动现金流 | *Cf* | 经营活动现金流/期末资产 |
| | 市账比 | *Bm* | 总市值/期末资产 |
| | 股票收益波动率 | *Sd* | 年内周回报率的标准差 |
| | 上市年龄 | *Listage* | 上市年限加1后的自然对数 |
| | 两职合一 | *Dual* | 若董事长和总经理两职合一，则取1，否则为0 |
| | 产权性质 | *State* | 若企业为国有企业，则取1，否则为0 |
| | 大股东持股比例 | *Top*1 | 第一大股东持股数量/总股数 |
| | 会计师事务所规模 | *Big*4 | 若由国际四大会计师事务所审计，则取1，否则为0 |
| | 年度固定效应 | *Year* | 年度虚拟变量 |
| | 行业固定效应 | *Ind* | 行业虚拟变量 |

**表2 主要变量描述性统计结果**

| Panel A | 全样本 | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
| *Liquidity* | 29686 | −0.046 | 0.051 | −0.969 | −0.032 | −0.002 |
| *Alliance* | 29686 | 0.211 | 0.408 | 0 | 0 | 1 |
| *Size* | 29686 | 22.205 | 1.288 | 19.909 | 22.013 | 26.265 |
| *Lev* | 29686 | 0.422 | 0.202 | 0.054 | 0.416 | 0.892 |
| *Roa* | 29686 | 0.041 | 0.057 | −0.250 | 0.039 | 0.197 |
| *Growth* | 29686 | 0.182 | 0.385 | −0.563 | 0.120 | 2.354 |
| *Cf* | 29686 | 0.049 | 0.069 | −0.159 | 0.048 | 0.246 |
| *Bm* | 29686 | 2.047 | 1.286 | 0.846 | 1.636 | 8.511 |
| *Sd* | 29686 | 0.063 | 0.023 | 0.026 | 0.059 | 0.146 |
| *Listage* | 29686 | 2.089 | 0.851 | 0 | 2.303 | 3.367 |
| *Dual* | 29686 | 0.279 | 0.449 | 0 | 0 | 1 |
| *State* | 29686 | 0.372 | 0.483 | 0 | 0 | 1 |
| *Top1* | 29686 | 0.347 | 0.151 | 0.003 | 0.326 | 0.900 |
| *Big4* | 29686 | 0.062 | 0.241 | 0 | 0 | 1 |
| *Risk1* | 29686 | 0.030 | 0.039 | 0.000 | 0.018 | 0.509 |
| *Risk2* | 29686 | 0.053 | 0.071 | 0.002 | 0.030 | 0.471 |
| *Media1* | 29686 | 0.013 | 0.018 | 0 | 0.007 | 0.107 |
| *Media2* | 29686 | 2.427 | 1.316 | 0 | 2.398 | 6.148 |
| *Subsidy* | 29686 | 0.993 | 0.953 | 0 | 0.693 | 3.761 |
| *Fc* | 29686 | 0.473 | 0.283 | 0.003 | 0.491 | 0.955 |
| *Ec* | 29686 | 6.708 | 1.495 | 3.100 | 7.456 | 8.167 |
| *Ed* | 29686 | 0.237 | 0.217 | 0.023 | 0.186 | 1.988 |
| Panel B | *Alliance*=1(观测值=6263) | | | *Alliance*=0(观测值=23423) | | |
| 变量 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 均值 | 中位数 | 标准差 |
| *Liquidity* | −0.034 | −0.024 | 0.038 | −0.049 | −0.034 | 0.053 |

### (三)描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计结果。Panel A结果显示，股票流动性(*Liquidity*)的均值为−0.046，标准差为0.051；战略联盟(*Alliance*)的均值为0.211，标准差为0.408，表明有21.1%的样本企业存在战略联盟，共计6263个样本观测值。Panel B结果显示，存在战略联盟的企业，其股票流动性均值和中位数分别为−0.034和−0.024，均高于不存在战略联盟企业的股票流动性，即参与战略联盟的企业总体上有更高的股票流动性。

### (四)模型设定

为验证企业战略联盟对股票流动性的影响，构建基准模型(4)。考虑战略联盟事件传导的时效性以及反向因果可能导致的内生性问题，本文使用$t+1$期的股票流动性作为因变量进行回归，*Controls*表示控制变量集，*Year*和*Ind*分别表示年份和行业固定效应，$\varepsilon$表示随机扰动项。在回归分析中采用企业个体层面聚类对稳健标准误进行修正。若假设1成立，则$\alpha_1$应显著为正。

$$Liquidity_{i,t+1}=\alpha_0+\alpha_1 Alliance_{i,t}+\alpha_2 Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Ind+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

## 四、实证结果与分析

### (一)基准回归结果分析

表3汇报了战略联盟对股票流动性影响的基准回归结果。列(1)显示，战略联盟(*Alliance*)的系数在1%的水平上显著为正。在纳入控制变量以及控制年份和行业固定效应后，列(2)和列(3)显示，战略联盟(*Alliance*)的系数均在1%的水平上显著为正。上述结果表明，战略联盟能够显著提高股票流动性，H1得证。可能的原因在于，战略联盟可以提高企业风险承担水平、改善资金融通程度和营造正面舆论环境，进而提升股票流动性。控制变量部分，企业规模(*Size*)、盈利能力(*Roa*)、经营活动现金

**表3 基准回归结果**

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---|---|---|---|
| | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ |
| *Alliance* | 0.015***<br>(0.001) | 0.006***<br>(0.001) | 0.004***<br>(0.001) |
| *Size* | | 0.022***<br>(0.000) | 0.020***<br>(0.000) |
| *Lev* | | −0.023***<br>(0.002) | −0.014***<br>(0.002) |
| *Roa* | | 0.040***<br>(0.006) | 0.070***<br>(0.006) |
| *Growth* | | −0.002**<br>(0.001) | 0.001**<br>(0.001) |
| *Cf* | | 0.050***<br>(0.005) | 0.018***<br>(0.004) |
| *Bm* | | 0.007***<br>(0.000) | 0.006***<br>(0.000) |
| *Sd* | | 0.460***<br>(0.012) | 0.350***<br>(0.014) |
| *Listage* | | 0.006***<br>(0.001) | 0.004***<br>(0.001) |
| *Dual* | | 0.002***<br>(0.001) | 0.001**<br>(0.001) |
| *State* | | −0.002**<br>(0.001) | 0.001<br>(0.001) |
| *Top1* | | −0.035***<br>(0.003) | −0.032***<br>(0.003) |
| *Big4* | | −0.010***<br>(0.001) | −0.008***<br>(0.001) |
| 常数项 | −0.049***<br>(0.001) | −0.574***<br>(0.010) | −0.504***<br>(0.009) |
| 年份固定效应 | 否 | 否 | 是 |
| 行业固定效应 | 否 | 否 | 是 |
| 观测值 | 29686 | 29686 | 29686 |
| 调整$R^2$ | 0.015 | 0.297 | 0.377 |

注：括号内为稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下表同。

流(*Cf*)、市账比(*Bm*)、股票收益波动率(*Sd*)、上市年龄(*Listage*)、两职合一(*Dual*)的系数均至少在5%的水平上显著为正，偿债能力(*Lev*)、大股东持股比例(*Top*1)和会计师事务所规模(*Big*4)的系数均在1%的水平上显著为负，控制变量系数方向与现有研究结论基本一致(Wang et al.，2022；吴非等，2021)。

表4汇报了环境复杂性和环境动态性的调节效应。列(1)和列(2)显示，战略联盟与环境复杂性交互项(*Alliance*×*Ec*)的回归系数在10%水平上显著为正；战略联盟与环境动态性交互项(*Alliance*×*Ed*)的回归系数在1%水平上显著为正。这表明环境复杂性和环境动态性能够正向调节战略联盟对股票流动性的影响。表4结果综合表明，环境复杂性和环境动态性显著提升了战略联盟背景下企业对资金融通、风险承担和正面舆论更高层次的需求，进而强化了战略联盟对股票流动性的促进作用，本文H2和H3得以验证。

**表4 环境复杂性和动态性的调节效应**

| 变量 | (1) | (2) |
|---|---|---|
| | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ |
| *Alliance* | 0.004***<br>(0.001) | 0.004***<br>(0.001) |
| *Ec* | −0.000<br>(0.001) | |
| *Alliance*×*Ec* | 0.001*<br>(0.000) | |
| *Ed* | | −0.006***<br>(0.002) |
| *Alliance*×*Ed* | | 0.010***<br>(0.002) |
| 控制变量 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 29686 | 29686 |
| 调整$R^2$ | 0.377 | 0.377 |

### (二)稳健性检验

表5汇报了多维度的稳健性检验结果，具体包括：(1)更换解释变量。本文使用三个连续型变量衡量企业参与战略联盟的程度，包括企业战略联盟总次数(*Alliance*1)、近3年内企业发布战略联盟公告总数量(*Alliance*2)、战略联盟合作对象总数量(*Alliance*3)，回归结果如表5列(1)~(3)所示。(2)更换被解释变量。分别使用*LnLiquid*指标、股票年度日均换手率(*Turnover*)指标、股票年度成交量的自然对数(*Volume*)以及股票零交易天数(*Zeroday*)测量股票流动性。其中，*LnLiquid*=−ln(1+*Amuid*)，*LnLiquid*、*Turnover*、*Volume*越大，表示股票流动性越高；*Zeroday*越大，表示股票流动性越低。结果如列(4)~(7)所示。(3)其他稳健性检验。直辖市存在较大的经济和政治特殊性，可能对战略联盟与股票流动性的关系造成干扰，因此剔除企业注册地为直辖市的样本。另外，排除2015年股市异常波动对本文结论的冲击，结果分别如列(8)(9)所示。表5结果综合显示，在经过替换解释变量、被解释变量等一系列稳健性检验后，战略联盟对股票流动性的正向影响仍然稳健。

### (三)内生性处理

#### 1. 反向因果问题

尽管基准模型中股票流动性指标使用了*t*+1期，在一定程度上可以缓解反向因果问题，但仍可能存在股票

**表5 稳健性检验**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 替换解释变量 | | | 替换被解释变量 | | | | 其他稳健性检验 | |
| | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $LnLiquid_{t+1}$ | $Turnover_{t+1}$ | $Volume_{t+1}$ | $Zeroday_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ |
| *Alliance*1 | 0.001***<br>(0.000) | | | | | | | | |
| *Alliance*2 | | 0.000*<br>(0.000) | | | | | | | |
| *Alliance*3 | | | 0.003***<br>(0.000) | | | | | | |
| *Alliance* | | | | 0.004***<br>(0.001) | 0.061***<br>(0.020) | 0.134***<br>(0.016) | −0.237**<br>(0.114) | 0.004***<br>(0.001) | 0.004***<br>(0.001) |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 29686 | 29686 | 29686 | 29686 | 29686 | 29123 | 29686 | 23757 | 27754 |
| 调整$R^2$ | 0.377 | 0.376 | 0.377 | 0.381 | 0.390 | 0.574 | 0.314 | 0.369 | 0.371 |

流动性较高的企业更容易主动选择或者被动地搭建战略联盟的问题，因此进一步从儒家文化角度构建战略联盟的工具变量。具体使用企业注册地省级行政区域内儒家书院数量作为儒家文化代理变量，考虑到企业注册地省级行政区域内儒家书院数量属于不随时间而变的截面数据，引入时间趋势后构造工具变量(*Confucian*)。受儒家思想影响的企业会遵循仁义观和诚信观，强调和谐以及合作(杜兴强等，2023；夏春玉等，2020)。受儒家文化影响程度越深，企业越愿意拓宽组织边界并广泛开展战略合作，故工具变量满足相关性要求。另外，省级行政区域内儒家书院数量为地理特征数据，属于严格的外生变量，尚未有证据直接表明省份儒家书院的数量能够直接影响企业层面的股票流动性水平，因此工具变量满足外生性要求。表6列(1)(2)展示了工具变量的检验结果，*Confucian*的回归系数在1%水平下显著为正，表明儒家文化能够有效促进企业加入战略联盟，这与上述的分析逻辑一致。Kleibergen-Paap rk *LM*统计量为12.235，在1%水平下拒绝“工具变量识别不足”的原假设，Cragg-Donald Wald *F*统计量为14.356，Kleibergen-Paap rk Wald *F*统计量为12.219，超过经验意义上的临界值10，拒绝“工具变量是弱识别”的原假设。在考虑工具变量的有效性后，战略联盟拟合值(*Alliance_hat*)的回归系数依旧显著为正。因此在考虑反向因果问题的干扰后，企业战略联盟能提高股票流动性的研究结论依旧成立。

2. 选择偏差问题

企业是否构建和参与战略联盟属于自选择行为，本文使用处理效应模型来缓解自选择偏误问题。在第一阶段，控制可能影响战略联盟形成的其他变量，包括以下三类：基准回归模型中的控制变量；企业研发支出(*RDinvest*)和是否参与多元化经营(*Diversity*)的虚拟变量(陈文瑞等，2021)；城市对外开放度(*CityOpen*)，使用进出口额占GDP比重衡量，对外开放度越高，企业越容易形成战略合作关系，并且未有证据表明城市对外开放度直接影响股票流动性。纳入上述变量后，运用Probit模型对企业是否存在战略联盟进行回归，并计算逆米尔斯比率(*Imr*)。在第二阶段，将*Imr*放入模型中并检验战略联盟对股票流动性的影响。表7列(1)汇报了第一阶段的回归结果，列(2)中*Imr*的系数在1%水平上显著为负，战略联盟(*Alliance*)的回归系数在1%水平上显著为正，表明本文对自选择的修正是有效的，且本文的研究结论稳健。

本文还存在另外一种可能干扰检验结果，即企业规模、偿债能力、盈利能力、成长能力等其他特征因素导致战略联盟样本与不存在战略联盟的样本之间存在明显的股票流动性差异。因此采用倾向得分匹配方法(PSM)，在未进行战略联盟的样本中筛选出其他特征因素与存在战略联盟企业样本接近的子样本，从而尽可能排除其他特征因素的干扰。选择基准模型中所有控制变量为匹配变量，以是否存在战略联盟作为处理变量进行PSM近邻1:3匹配。平衡性检验的结果表明，匹配之后的变量标准化偏差大幅减小，绝对值均在10%以内，匹配后变量差异

**表6 工具变量法**

| 变量 | (1) | (2) |
|---|---|---|
| | 第一阶段 | 第二阶段 |
| | *Alliance* | $Liquidity_{t+1}$ |
| *Confucian* | 0.004***<br>(0.001) | |
| *Alliance_hat* | | 0.041*<br>(0.024) |
| 控制变量 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 29686 | 29686 |
| 调整$R^2$ | 0.090 | 0.297 |

**表7 其他内生性处理**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $Alliance_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ |
| | 处理效应模型 | | PSM | DID | PSM+DID | 高维固定效应 |
| *Alliance* | | 0.004***<br>(0.001) | 0.004***<br>(0.001) | | | 0.002***<br>(0.001) |
| *CityOpen* | 0.002***<br>(0.001) | | | | | |
| *RDinvest* | 0.008*<br>(0.004) | | | | | |
| *Diversity* | 0.112***<br>(0.030) | | | | | |
| *Imr* | | −0.030***<br>(0.005) | | | | |
| *Treat×Time* | | | | 0.004***<br>(0.001) | 0.005***<br>(0.001) | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 29658 | 29658 | 17345 | 29686 | 17345 | 29686 |
| 调整$R^2$ | 0.092 | 0.378 | 0.355 | 0.377 | 0.356 | 0.322 |

表8 虚拟效应描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | 标准差 | 均值 | 最小值 | 5%分位 | 25%分位 | 中位数 | 75%分位 | 95%分位 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *random_Alliance* | 1000 | 0.001 | −0.000 | −0.002 | −0.001 | −0.000 | −0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.002 |
| *t*统计值 | 1000 | 0.986 | −0.021 | −2.903 | −1.662 | −0.717 | −0.035 | 0.683 | 1.623 | 3.428 |

总体不再显著，通过匹配后的样本有效地消除了由变量的系统性差异导致的研究结果偏误。表7列(3)结果显示，战略联盟(*Alliance*)的回归系数显著为正。

此外，考虑到战略联盟是一个从无到有的过程，分批次参与联盟的行为接近符合准自然实验场景。借鉴管考磊和刘至成(2024)的做法，本文运用多期双重差分模型来缓解内生性问题，定义处理组(*Treat*=1)为样本期内参与战略联盟的企业，控制组(*Treat*=0)为样本期内从未参与战略联盟的企业，定义首次参与战略联盟以及之后的年度(*Time*)为1，否则为0。另外，对匹配后的样本运用多期双重差分模型进行回归。表7列(4)(5)结果显示，交互项*Treat*×*Time*的回归系数均显著为正。在考虑上述内生性问题后，表7列(1)~(5)结果综合表明，本文的研究结论依旧成立。

3. 遗漏变量问题

本文进一步在基准模型中纳入企业个体固定效应，以减轻企业层面不随时间变化的遗漏变量对研究结论的干扰。结果如表7列(6)所示。同时，为证明企业战略联盟能够改善股票流动性，而不是遗漏变量或者其他误差项所导致的虚假回归，本文进行安慰剂检验。具体而言，根据样本中企业战略联盟的比例，随机地将战略联盟赋值为0和1，并将随机分配的战略联盟对企业股票流动性进行1000次模拟回归。若非战略联盟而是其他与战略联盟相关但尚未观测到的因素影响企业股票流动性，则随机变换后的系数应依旧显著。虚拟处理效应回归系数的描述性统计结果和*t*统计值分布如表8和图2所示，检验结果呈现近似的“倒U型”，也即系数显著为正或显著为负的占比均较小，并且在5%和95%分位数对应的*t*统计量分别为−1.662和1.623，基本处于显著性的临界水平。上述结果表明，本文研究结论并非偶然因素或者遗漏变量所致。

## 五、影响路径检验与拓展性分析

### (一)影响路径检验

本文检验战略联盟影响股票流动性的作用机制，如

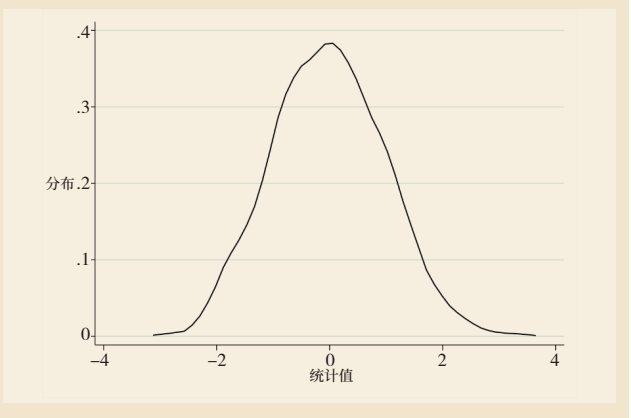


图2 安慰剂检验*t*统计值核密度图

表9 战略联盟对机制变量的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $Risk1_{t+1}$ | $Risk2_{t+1}$ | $Subsidy_{t+1}$ | $FC_{t+1}$ | $Media1_{t+1}$ | $Media2_{t+1}$ |
| *Alliance* | 0.002*** (0.001) | 0.004*** (0.001) | 0.001*** (0.000) | −0.009*** (0.003) | 0.091*** (0.028) | 0.031** (0.015) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 29686 | 29686 | 29686 | 29686 | 29686 | 29686 |
| 调整$R^2$ | 0.187 | 0.182 | 0.111 | 0.773 | 0.355 | 0.425 |

模型(5)(6)所示，机制变量(*Mechanism*)包括风险承担水平、资金融通程度和正面舆论环境。

$$Mechanism_{i,t+1}=\alpha_0+\alpha_1 Alliance_{i,t}+\alpha_2 Controls_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Liquidity_{i,t+1}=\beta_0+\beta_1 Mechanism_{i,t}+\beta_2 Controls_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

战略联盟对机制变量的影响方面，表9列(1)(2)显示，战略联盟(*Alliance*)的系数均在1%的水平上显著为正，表明战略联盟能够提高企业风险承担水平；列(3)(4)结果表明，战略联盟能够显著增加政府补贴金额，并减少融资约束，表明战略联盟有利于改善企业资金融通程度；列(5)(6)结果表明，战略联盟能够提高媒体正面报道频率，从而营造正面舆论环境。机制变量对股票流动性的影响方面，表10列(1)(2)显示，企业风险承担的系数分别在1%和10%的统计水平上显著为正，表明企业风险承担水平能够提高股票流动性；列(3)(4)结果表明，企业政府补助能够提高股票流动性，而融资约束显著降低了股票流

动性；列(5)(6)显示，正面舆论环境的系数均在1%水平上显著为正，表明正面舆论环境能够提高股票流动性。因此，在战略联盟经营协同作用、风险承担效应以及积极信号效应的叠加下，企业强化了利益相关者对自身基本面的认知，进而刺激了股票交易活跃度。综合上述分析，企业战略联盟通过提高风险承担水平、改善资金融通程度和营造正面舆论环境，进而提高股票流动性。

(二)拓展性分析

1. 考虑不同危机事件冲击

本文进一步考察不同危机事件冲击下战略联盟对股票流动性的影响，结果如表11所示。本文以2020年为界区分新冠肺炎疫情前后。列(1)(2)显示，战略联盟均正向影响股票流动性，而组间系数差异检验表明上述正向影响在新冠疫情冲击后更显著。以2016年英国公投脱欧和2018年中美贸易摩擦作为逆全球化趋势加剧的标志性事件。列(3)~(6)显示，在逆全球化趋势加剧后，战略联盟对股票流动性的提升效应更显著，并且通过了组间系数差异检验。可能的解释是，在新冠疫情发生后和逆全球化趋势加剧的情况下，战略联盟网络内部各参与主体对风险共担、优势互补、价值共享的需求更加迫切，企业的资源和能力将有所改善，进而影响资本市场表现，因此战略联盟对股票流动性的提升作用更明显。

**表10　机制变量对股票流动性的影响**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ |
| *Risk*1 | 0.018***<br>(0.007) | | | | | |
| *Risk*2 | | 0.007*<br>(0.004) | | | | |
| *Subsidy* | | | 0.048**<br>(0.020) | | | |
| *FC* | | | | −0.008***<br>(0.002) | | |
| *Media*1 | | | | | 0.002***<br>(0.000) | |
| *Media*2 | | | | | | 0.003***<br>(0.000) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 29686 | 29686 | 29686 | 29686 | 29686 | 29686 |
| 调整$R^2$ | 0.376 | 0.376 | 0.376 | 0.376 | 0.378 | 0.378 |

**表11　危机事件冲击**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 新冠疫情冲击(2020年) | | 逆全球化冲击(2016年) | | 逆全球化冲击(2018年) | |
| | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ |
| | 新冠疫情后 | 新冠疫情前 | 英国脱欧后 | 英国脱欧前 | 贸易摩擦后 | 贸易摩擦前 |
| *Alliance* | 0.0038***<br>(0.001) | 0.0035***<br>(0.001) | 0.0040***<br>(0.001) | 0.0039**<br>(0.002) | 0.0040***<br>(0.001) | 0.0035***<br>(0.001) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 6994 | 22692 | 17649 | 12037 | 12997 | 16689 |
| 调整$R^2$ | 0.482 | 0.363 | 0.459 | 0.341 | 0.459 | 0.359 |
| 组间系数差异检验 | 0.000*** | | 0.000*** | | 0.001*** | |

注：使用费舍尔组合检验法进行组间系数差异检验，并将循环次数设定为1000次。下表同。此外本文还将循环次数设定为3000次，或者采用Chow检验，结论仍然保持不变。

2. 区分战略联盟主体特征

从企业产权属性和经营属性角度考察战略联盟对股票流动性的影响差异。表12列(1)(2)显示，民营企业战略联盟能够正向促进股票流动性，而国有企业战略联盟对股票流动性的影响未通过显著性测试。可能的原因在于：相较于民营企业，国有企业在风险承担、资金融通、政府隐性担保等方面拥有先天性的优势，国有企业参与战略联盟的动机可能更侧重于履行目标中的促进就业、保障民生等社会责任部分。相较于国有企业，民营企业更容易通过战略联盟获取更多的资源禀赋，因而民营企业战略联盟对于股票流动性的提升效应更强。进一步将全样本划分为高科技行业组和非高科技行业组。列(3)(4)显示，战略联盟的回归系数均显著为正，组间系数差异检验表明，战略联盟对股票流动性的正向影响在高科技行业中更显著。原因在于高科技企业属于知识和技术密集型行业，激烈的新产品和新技术竞争迫使其面临更大的技术迭代压力(连燕玲等，2025)，高科技行业的

**表12　战略联盟主体特征**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---|---|---|---|
| | 国有企业组 | 民营企业组 | 高科技行业组 | 非高科技行业组 |
| | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ |
| *Alliance* | 0.002<br>(0.001) | 0.004***<br>(0.001) | 0.004***<br>(0.001) | 0.003***<br>(0.001) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 11043 | 18643 | 17379 | 12307 |
| 调整$R^2$ | 0.428 | 0.368 | 0.367 | 0.432 |
| 组间系数差异检验 | −0.002*** | | 0.001*** | |

企业更加重视通过战略协作吸收联盟网络内部的知识资源、资金要素，并改善企业资本市场表现。

3. 区分战略联盟对象类型和合作内容

进一步考察合作对象类型对战略联盟与股票流动性关系的影响。若战略联盟合作对象包含政府部门，则将*Alliance_Gov*赋值为1，否则为0；若战略联盟合作对象包含大学、研究院等科研机构，则将*Alliance_Collage*赋值为1，否则为0；若战略联盟合作对象包含商业银行、保险公司、基金公司等金融机构，则将*Alliance_Bank*赋值为1，否则为0。表13列(1)~(3)显示，*Alliance_Gov*的系数和*Alliance_Collage*的系数分别在1%和5%的水平上显著为正，但*Alliance_Bank*的回归系数未通过显著性测试。可能的原因在于：与政府部门和科研机构组建战略联盟具有强烈的官方背书和信号认证作用，使得风险承担效应和资金融通效应更强，从而提升股票流动性。而与银行等金融机构组建战略联盟虽在一定程度上改善了资金融通效应，但也可能向市场释放企业经营状况不佳的消极信号，积极和消极效应的双重叠加，使得金企联盟对于资本市场表现的改善并不明显。借鉴李岩琼和姚颐(2020)的研究，本文还以文本分析和人工阅读相结合的方式判定战略联盟合作主题。若合作公告中含有研发类主题词，则定义为研发主题的战略联盟(*Alliance_ Innovation*)；若含有培育人才、以人才为导向类的主题词，则定义为人才主题的战略联盟(*Alliance_Talents*)。列(4)(5)显示，研发主题的战略联盟对股票流动性存在正向的效应，可能的原因在于研发联盟能够释放正向的创新信号，进而影响企业的资本市场表现。人才主题的战略联盟未能影响股票流动性，可能的原因在于以培育人才为战略目标往往需要企业耗费时间成本和投入资源，短时间内可能不容易产生实质性的效果。

**表13　战略联盟合作对象与战略联盟主题**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ | $Liquidity_{t+1}$ |
| | 政府机构 | 科研机构 | 金融机构 | 研发主题 | 人才主题 |
| *Alliance_Gov* | 0.003*** (0.001) | | | | |
| *Alliance_Collage* | | 0.003** (0.001) | | | |
| *Alliance_Bank* | | | −0.000 (0.001) | | |
| *Alliance_ Innovation* | | | | 0.002** (0.001) | |
| *Alliance_Talents* | | | | | 0.002 (0.001) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 6263 | 6263 | 6263 | 6263 | 6263 |
| 调整$R^2$ | 0.328 | 0.328 | 0.327 | 0.328 | 0.327 |

4. 企业战略联盟的持续性影响效应

企业战略联盟通常持续时间较长，因此本文进一步考察战略联盟对股票流动性的积极影响在长期范围内是否依然存在。表14列(1)~(4)分别汇报了以$t$+2期至$t$+5期股票流动性为被解释变量的回归结果，表明战略联盟能显著提高未来2期至未来5期的股票流动性水平，原因可能在于战略联盟可以帮助企业之间建立长期、常态化的合作关系，并且存在依赖性(Demirkan and Zhou，2016)。因此在一个较长的时间序列里，战略联盟对股票流动性具有正向持续的效应。

## 六、研究结论与建议

本文选取2009—2022年沪深A股上市公司为研究样本，基于跨越组织边界的外部融合视角，考察了战略联盟对股票流动性的影响及其作用机理。研究发现，战略联盟能够提高风险承担水平、改善资金融通程度以及营造正面舆论环境，进而提升股票流动性。环境复杂性和环境动态性等不确定性情境会强化企业通过战略联盟获取信息、共享资源、共创价值的需求和动机。在经历新冠肺炎疫情和逆全球化趋势加深的危机冲击后，战略联盟对于股票流动性的促进效应更强。对于民营企业和高科技行业企业，战略联盟对股票流动性的正向影响更明显。区分联盟对象类型和联盟合作主题，与政府部门、科研机构联盟以及联盟主题涉及研发均能显著提升股票

**表14　战略联盟影响的持续性**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---|---|---|---|
| | $Liquidity_{t+2}$ | $Liquidity_{t+3}$ | $Liquidity_{t+4}$ | $Liquidity_{t+5}$ |
| *Alliance* | 0.004*** (0.001) | 0.004*** (0.001) | 0.004*** (0.001) | 0.002*** (0.001) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25681 | 22344 | 19236 | 16304 |
| 调整$R^2$ | 0.296 | 0.256 | 0.206 | 0.193 |

流动性，而金企联盟和联盟主题涉及培育人才，对股票流动性的影响并不明显。此外，战略联盟对股票流动性的影响存在持续性。

为更好发挥战略联盟的协同效应，助力我国企业高质量成长，结合已有研究结论，本文提出以下政策建议：第一，引导企业由内生式增长转向战略联盟模式发展。目前我国上市企业参与战略联盟的占比不高。考虑到战略联盟对企业风险承担、资金融通、股票流动性等均存有显著的促进作用，建议政府机构制定企业层面的激励措施，如为参与战略联盟的企业提供经济补贴、给予税收优惠等，引导企业突破内生式和封闭式发展的僵化思路，逐渐向战略联盟等开放式知识获取与产权合作形式转移，从而捕捉单个企业无法获取的异质性资源和互补能力，并为最大限度地发挥战略联盟的合力效应提供保障。第二，鼓励企业组建多主体、多导向、多目标的多元化协同战略联盟。单纯依赖自身资源等内部因素驱动已经不足以实现企业的高质量成长。本文研究发现，战略联盟主体特征、战略联盟对象类型、战略联盟目标导向等均不同程度影响股票流动性的提升效应。建议在政策层面鼓励企业建立紧密且健康的商业互动，与政府部门、科研院所等多元化主体形成高质量的关系链接，以及加强多元化的联盟合作。尤其重点扶持、规范和引导高科技企业战略联盟、产学研合作，以及涉及研发创新、以核心技术突破等导向的战略联盟，为上述联盟组合提供充沛的资源支持和长期的技术指导。第三，支持民营企业构建战略联盟。相较于国有企业，民营企业战略联盟对资本市场流动性的促进效应更明显。民营企业是促进创新的核心力量，建议从政策落地、资金补贴、技术帮扶、人才引进等方面深化对民营企业战略联盟的支持和培育力度，同时做好制度环境、营商环境、法治环境和市场环境等有效配套，优化民营企业战略联盟的发展环境，促进民营经济发展壮大。 ■

[基金项目：国家自然科学基金面上项目“制度期望、战略响应与私营企业成长机制研究”(批准号：71972073)、国家自然科学基金重点国际(地区)合作研究项目“家族企业国际化与创新：基于制度–文化的比较研究”(批准号：71810107002)、中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“创新危机背景下研发联盟对民营企业关键核心技术创新突破的影响研究”(批准号：YBNLTS2025-038)]

## 注释

1. 2008年12月《关于推动产业技术创新战略联盟构建的指导意见》指出，推动产业技术创新战略联盟的构建是加强产学研结合，促进技术创新体系建设的重要举措。2021年12月《“十四五”促进中小企业发展规划》对加速产学研协同、大中小企业融通创新做出具体部署。2023年7月《中共中央国务院关于促进民营经济发展壮大的意见》提出，推动不同所有制企业、大中小企业融通创新，开展共性技术联合攻关。2025年5月《中华人民共和国民营经济促进法》指出，鼓励各类企业和高等学校、科研院所、职业学校与民营经济组织创新合作机制。

2. 例如，京蓝科技(000711)在2016年7月26日发布《关于签订智慧生态战略合作框架协议的公告》，与威县人民政府就智慧农业高效节水灌溉、生态治理、土壤及环境修复、智慧生态大数据应用、智慧生态云服务等内容开展合作。山东地矿(000409)在2018年5月22日发布《关于公司与娄烦县人民政府签署扶贫战略合作协议的公告》，与娄烦县人民政府就加快推进娄烦县辖区内贫困户脱贫致富等内容开展合作；中国中铁(601390)在2020年6月10日发布《关于签订战略合作框架协议的公告》，与长春市人民政府就城市设施建设、文旅康养、园区开发、生态环境、旧城改造、环保水务、机场及军民融合等内容开展合作；天瑞仪器(300165)在2018年7月5日发布《关于签订战略合作协议的公告》，与天全县人民政府就生态环境综合治理、农村生活污水处理项目等内容开展合作。

## 参考文献：

[1] 陈文瑞, 叶建明, 曹越, 孙丽. 战略联盟与公司税负[J]. 会计研究, 2021, (3): 72-86.

[2] 成程, 陈彦名, 黄勃. 战略联盟对中国企业国际化的影响研究——来自上市公司公告大数据文本分析的证据[J]. 国际贸易问题, 2022, (6): 159-174.

[3] 杜兴强, 谢裕慧, 赖少娟, 曾泉. 儒家文化与会计稳健性[J]. 会计研究, 2023, (1): 57-72.

[4] 龚红, 丁梦梦, 胡思源. “求同”还是“存异”？技术足迹相似度、环境动态性与企业关键核心技术创新[J]. 南开管理评论, 2025, 28(4): 86-97.

[5] 管考磊, 刘至成. 企业战略联盟能提高劳动收入份额吗?[J]. 证券市场导报, 2024, (12): 23-32.

[6] 郭晔, 木钟琴, 方颖. 金融科技布局、银行信贷风险与经营绩效——来自商业银行与科技企业战略合作的证据[J]. 金融研究, 2022, (10): 20-38.

[7] 黄勃, 李海彤, 江萍, 雷敬华. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. 管理世界, 2022, (10): 195-212.

[8] 李思飞, 李鑫, 王赛, 佟岩. 家族企业代际传承与数字化转型：激励还是抑制?[J]. 管理世界, 2023, 39(6): 171-191.

[9] 李蔚, 习丰园. 做市商机制与股票流动性：基于科创板改革的准自然实验[J]. 世界经济, 2025, 48(5): 128-159.

[10] 李岩琼, 姚颐. 研发文本信息：真的多说无益吗?——基于分

析师预测的文本分析[J]. 会计研究, 2020, (2): 26-42.

[11] 连燕玲, 孙汉, 高皓. 危中寻机：战略联盟对民营企业韧性的影响研究[J]. 南开管理评论, 2025, 28(7): 161-172.

[12] 彭珍珍, 顾颖, 张洁. 动态环境下联盟竞合、治理机制与创新绩效的关系研究[J]. 管理世界, 2020, (3): 205-220+235.

[13] 钱悦, 温雅, 孙亚程. 乌卡环境下如何提升组织韧性——基于组织学习的视角[J]. 南开管理评论, 2024, 27(2): 38-52.

[14] 单宇, 许晖, 周连喜, 周琪. 数智赋能：危机情境下组织韧性如何形成?——基于林清轩转危为机的探索性案例研究[J]. 管理世界, 2021, 37(3): 84-104+7.

[15] 石阳, 宋佳, 康乐, 闫一诺. 涨跌停制度对股票流动性的影响——基于拟停牌匹配方法的证据[J]. 财贸经济, 2023, 44(12): 82-98.

[16] 童元珂, 魏云捷. 创业板上市公司财务绩效、经营多元化与股票流动性的相关性研究[J]. 管理评论, 2021, (4): 283-294.

[17] 涂国前, 石琦. 战略联盟、信息披露与股价同步性[J]. 会计研究, 2024, (10): 33-50.

[18] 王启亮, 虞红霞. 协同创新中组织声誉与组织间知识分享——环境动态性的调节作用研究[J]. 科学学研究, 2016, 34(3): 425-432.

[19] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, (7): 130-144+10.

[20] 吴晓晖, 秦利宾, 薄文. 客户战略联盟如何激发企业创新——基于文本分析的经验证据[J]. 南开管理评论, 2024, 27(7): 86-96.

[21] 武常岐. 中国战略管理学研究的发展述评[J]. 南开管理评论, 2010, 13(6): 25-40.

[22] 夏春玉, 张志坤, 张闯. 私人关系对投机行为的抑制作用何时更有效?——传统文化与市场经济双重伦理格局视角的研究[J]. 管理世界, 2020, (1): 130-145+239.

[23] 徐欣, 郑国坚, 张腾涛. 研发联盟与中国企业创新[J]. 管理科学学报, 2019, (11): 33-53+81.

[24] 杨何灿, 吴隽豪, 杨威月. 北向资金与境内股票市场流动性——基于高频数据的传导机制[J]. 经济研究, 2023, (5): 190-208.

[25] 应洪斌, 李苏静, 邹益民, 张政. 微创新视角下隐形冠军企业成长机制研究[J]. 南开管理评论, 2024, 27(9): 152-160.

[26] 韵江, 宁鑫. CEO研究经历缘何能驱动企业战略变革?[J]. 经济管理, 2024, 46(1): 132-150.

[27] 赵烁, 陆瑶, 文灿. 互联网基础设施建设能否成为资本市场“避雷针”?[J]. 证券市场导报, 2024, (10): 69-79.

[28] Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17(2): 223-249.

[29] Azadegan A, Patel P C, Zangoueinezhad A, Linderman K. The effect of environmental complexity and environmental dynamism on lean practices[J]. Journal of Operations Management, 2013, 31(4): 193-212.

[30] Chan K, Chen V Y S, Huang Y-F, Liang J-W. Outside directors' equity incentives and strategic alliance decisions[J]. Journal of Corporate Finance, 2023, 79: 102381.

[31] Chemmanur T J, Shen Y, Xie J. Innovation beyond firm boundaries: strategic alliances and corporate innovation[J]. Journal of Corporate Finance, 2023, 80: 102418.

[32] Chen J, King T-H D, Wen M-M. Do joint ventures and strategic alliances create value for bondholders? [J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 58: 247-267.

[33] Chen W, Chen Z, Qin L, Shan Y, Xu W. Strategic alliance, agency problems, and labor investment efficiency[J]. Economic Modelling, 2024, 139: 106809.

[34] Chou T-K, Ou C-S, Tsai S-H. Value of strategic alliances: evidence from the bond market[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 42: 42-59.

[35] Demirkan S, Zhou N. Audit pricing for strategic alliances: an incomplete contract perspective[J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(4): 1625-1647.

[36] Ding M, Suardi S. Government ownership and stock liquidity: evidence from China[J]. Emerging Markets Review, 2019, 40: 100625.

[37] Fang V W, Noe T H, Tice S. Stock market liquidity and firm value[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 150-169.

[38] Fang Y, Francis B, Hasan I, Wang H. Product market relationships and cost of bank loans: evidence from strategic alliances[J]. Journal of Empirical Finance, 2012,19(5): 653-674.

[39] Farooque O A, Baghdadi G, Trinh H H, Khandaker S. Stock liquidity during COVID-19 crisis: a cross-country analysis of developed and emerging economies, and economic policy uncertainty[J]. Emerging Markets Review, 2023, 55: 101025.

[40] Girod S J G, Whittington R. Reconfiguration, restructuring and firm performance: dynamic capabilities and environmental dynamism[J]. Strategic Management Journal, 2017, 38(5): 1121-1133.

[41] Hohberger J, Almeida P, Parada P. The direction of firm innovation: the contrasting roles of strategic alliances and individual scientific collaborations[J]. Research Policy, 2015, 44(8): 1473-1487.

[42] Joshi A M, Nerkar A. When do strategic alliances inhibit innovation by firms? evidence from patent pools in the global optical disc industry[J]. Strategic Management Journal, 2011, 32(11): 1139-1160.

[43] Lin N. Social Capital: A theory of Social Structure and Action[M]. New York: Cambridge University Press, 2002.

[44] Luo L, Shinkle G A. Environmental context and organizational aspiration determination[J]. Journal of Management Studies, 2025, 62(1): 102-133.

[45] Nyborg K G, Wang Z. The effect of stock liquidity on cash holdings: the repurchase motive[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 905-927.

[46] Ozmel U, Robinson D T, Stuart T E. Strategic alliances, venture capital, and exit decisions in early stage high-tech firms[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 107(3): 655-670.

[47] Peng X, Jia Y, Chan K C, Wang X. Let us work together: the impact of customer strategic alliances on IPO underpricing and post-IPO performance[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 67: 101899.

[48] Robinson D T, Stuart T E. Network effects in the governance of strategic alliances[J]. The Journal of Law, Economics, and Organization, 2007, 23(1): 242-273.

[49] Roy P P, Rao S, Zhu M. Mandatory CSR expenditure and stock market liquidity[J]. Journal of Corporate Finance, 2022, 72: 102158.

[50] Ryu D, Kim M H, Ryu D. The effect of international strategic alliances on firm performance before and after the global financial crisis[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2019, 55(15): 3539-3552.

[51] Wang F, Mbanyele W, Muchenje L. Economic policy uncertainty and stock liquidity: the mitigating effect of information disclosure[J]. Research in International Business and Finance, 2022, 59: 101553.

(责任编辑：张畅)