

供应链稳定与企业投融资期限错配

董浩 闫晴

(东北财经大学金融学院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 如何有效缓解企业投融资期限错配, 对促进企业健康发展、防范系统性金融风险至关重要。本文基于2007—2022年沪深A股上市公司数据, 系统考察了供应链稳定对企业投融资期限错配的影响及其作用机制。研究发现, 供应链稳定显著改善了企业投融资期限错配, 且这种改善作用在供应链依赖度高、融资约束强、资金缺口大以及外部融资依赖度高的企业中更显著。作用机制分析表明, 供应链稳定能够提升企业内源融资能力、增加长期信贷可得性, 从而显著改善企业投融资期限错配。经济后果检验表明, 供应链稳定能显著抑制投融资期限错配对企业经营风险的负向影响。

关键词: 供应链稳定; 投融资期限错配; 降本增效; 长期信贷

Abstract: Effectively alleviating the maturity mismatch in corporate investment and financing is crucial for promoting corporate healthy development and preventing systemic financial risks. This paper systematically examines the impact of supply chain stability on the maturity mismatch in corporate investment and financing and the working mechanism behind it using data from A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2007 to 2022. The paper finds that supply chain stability significantly mitigates the maturity mismatch in corporate investment and financing. Moreover, this mitigating effect is more pronounced in companies with high supply chain dependence, strong financing constraints, large funding gaps, and high dependence on external financing. The mechanism analysis indicates that supply chain stability can enhance corporate internal financing capabilities and increase the availability of long-term credit, thereby significantly mitigating the maturity mismatch in corporate investment and financing. The economic consequence tests show that supply chain stability can significantly suppress the negative impact of the maturity mismatch in investment and financing on corporate operational risks.

Key words: supply chain stability, maturity mismatch in investment and financing, cost reduction and efficiency improvement, long-term credit

作者简介: 董浩(通讯作者), 东北财经大学金融学院博士生, 研究方向: 公司债务结构、公司治理。闫晴, 女, 东北财经大学金融学院博士生, 研究方向: 金融市场、公司金融。

中图分类号: F270 **文献标识码:** A

一、引言

期限匹配是企业投融资决策的重要原则之一。然而现实中存在企业利用短期贷款支撑长期投资需求的投融资期限错配现象(刘贯春等, 2022), 即短贷长投。这既可能是企业为快速扩张的主动选择(Baker et al., 2003; Kahl et al., 2015), 也可能是由于金融资源不足而采取的被动应对(钟凯等, 2016; 刘贯春等, 2022)。在中国情境

下, 大多数学者认为, 长期信贷资金不足是我国企业投融资期限错配的重要原因(李明明和刘海明, 2022; 谢雁翔等, 2022)。短贷长投虽然能为企业带来流动性, 但会加大企业的偿债压力, 一旦资金链断裂, 不仅会加剧企业自身财务风险, 还会引起风险传染, 甚至引发系统性金融风险(白云霞等, 2016; Bruche and Segura, 2017)。党的十九大报告指出, 要守住不发生系统性金融风险的底线。党的二十大报告进一步将防范系统性风险提升到

国家安全高度，指出要提高防范化解重大风险能力，严密防范系统性安全风险。有效改善企业投融资期限错配问题，是实现上述宏观目标的重要微观保障。基于上述背景，全面理解我国企业投融资期限错配的成因及缓解机制，对防范化解系统性风险、构建新发展格局具有重要意义。

随着社会分工逐步细化，供应链上下游协作已成为产业组织的主流模式，稳定的供应链关系对企业的健康发展愈发重要。现有研究探索了供应链稳定的积极影响，发现供应链稳定可以提升企业绩效(Hendricks and Singhal, 2005)、释放经营稳定的积极信号(张志元和马永凡, 2022)、降低股价波动风险(Baghersad and Zobel, 2021)。此外，陶锋等(2023)认为，供应链稳定可以发挥协同效应、促进专用资产投资，从而进一步提升供应链韧性和优化供应链结构。虽然现有文献对供应链稳定的经济后果进行了广泛探讨，但鲜有文献基于投融资期限匹配视角对供应链稳定的经济效应进行系统研究。供应链稳定是指企业和供应商、客户在长期博弈中形成的稳定合作关系。一方面，供应链稳定能够降低搜寻成本、关系维护成本、监督成本，并形成稳定合作的预期，从而实现降本增效，提升内源融资能力；另一方面，稳定的供应链关系能够降低银企信息不对称，从而提升企业长期信贷可得性。因此，供应链稳定带来的内外部融资能力提升有助于改善企业投融资期限错配。鉴于此，本文基于“投资—短期负债”敏感性框架，系统考察了供应链稳定对企业投融资期限错配的影响。

本文的边际贡献体现在以下方面：第一，现有研究较多从金融供给侧改革、非正式制度等视角探究企业投融资期限错配的成因及缓解措施(钟凯等, 2016；张新民和叶志伟, 2021)，鲜有研究从供应链关系视角研究投融资期限错配的影响因素。本文系统检验了供应链稳定对企业投融资期限错配的影响，丰富了现有关于投融资期限错配的研究。第二，本文梳理和挖掘了供应链稳定影响企业投融资期限错配的机制，发现提升内源融资能力、增加长期信贷可得性是企业投融资期限错配问题得到改善的主要作用机制，完善了供应链稳定影响企业投融资期限错配的逻辑链条。第三，本文从微观层面为供应链稳定的经济效应提供了实证支持，并为从供应链层

面制定促进经济稳定政策提供了启示。

二、文献综述与理论分析

(一)文献综述

1. 投融资期限错配的成因与缓解

根据Morris(1976)的期限匹配理论，为避免流动性风险，企业的债务期限应当与投资期限相匹配。然而，现实中企业存在滚动短期借款支撑长期投资的短贷长投行为。现有文献分别从信贷需求和信贷供给两个方面对企业的投融资期限错配行为进行解释。

根据信贷需求理论，投融资期限错配是企业根据长短期利率走势及自身实际需求的主动选择。首先，市场择时假说认为，企业会根据市场利率走势调整债务期限。Baker et al.(2003)发现，当长短期债务之间的利差扩大时，企业更可能利用短期债务为长期投资融资。Kahl et al.(2015)发现，短期贷款便利度高、灵活性强，有利于企业及时抓住市场时机，实现快速扩张。其次，短期债务还本付息频率更高，可以降低管理层控制的自由现金流，抑制过度投资等管理层自利行为，因此企业可能会主动选择短期债务来降低潜在的代理成本(Kahl et al., 2015)。最后，基于债务期限权衡理论，当缩短债务期限的收益高于成本时，企业会主动增加短期负债。凌润泽等(2023)发现，供应链金融可以降低核心企业的利率风险和再融资风险，推动企业缩短债务期限。

根据信贷供给理论，投融资期限错配是企业由于长期资金供给不足而采取的被动应对策略。首先，抵押品不足是企业难以获得长期债务，转而滚动借入短期债务的重要原因。抵押品是银行贷款决策的重要参考。Benmelech(2009)认为，抵押品越多，企业偿还风险越低，银行越愿意为企业提供长期贷款。我国企业抵押品以实物资产为主，可抵押范围小，抵押品不足的问题较为严重(Lian and Ma, 2021)。其次，借贷双方的信息不对称导致企业投融资期限错配。由于信息不对称，银行倾向于通过短期贷款更好地管控风险(Kahl et al., 2015；刘贯春等, 2022)。相较于长期贷款，短期贷款能提高银行与企业再谈判的频率，使银行加强对企业经营状况的动态监督。最后，在我国以银行为主导的金融体系下，企业融资渠道较为匮乏，容易出现长期资金供

给不足,进而导致投融资期限错配(钟凯等,2016;刘贯春等,2022)。

基于信贷供给理论,众多学者对如何缓解投融资期限错配展开了讨论。从金融供给侧改革看,刘冲等(2023)发现,资管新规在降低银行理财的同时促进了住户存款长期化,从而推动银行向企业提供更多长期信贷,缓解企业投融资期限错配。李明明和刘海明(2022)发现,增加银行竞争可以产生客户争夺效应,银行为了争夺优质客户会提供更多长期信贷。宁金辉和王敏(2021)基于绿色金融视角,发现绿色债券通过增加长期稳定资金供给缓解企业投融资期限错配。从混合所有制改革看,徐鹏等(2023)发现,国有资本参股显著缓解了民营企业的投融资期限错配。从非正式制度看,张新民和叶志伟(2021)发现,社会信任有助于减少高管机会主义行为,增加银行长期信贷供给,进而缓解投融资期限错配。从企业内部看,提升内部控制质量、降低股权质押是有效缓解投融资期限错配的有效途径(王百强等,2021)。

2. 供应链稳定的经济后果

供应链关系稳定意味着企业与供应链上下游企业在多次博弈后形成了长期且深入的合作关系(Barney, 1991),这种稳定关系不仅是提升企业竞争力的关键战略资源,更是增强产业链、供应链韧性的关键保障(陈娇娇等,2023;陈雯和范茵子,2024)。从企业绩效看,供应链稳定不仅可以稳定企业生产经营预期,提升经营连续性和业绩稳定性(Hendricks and Singhal, 2005),还可以降低上下游关系转换过程中的交易成本,提升企业绩效(张志元和马永凡,2022)。从信号传递看,供应链稳定可以向利益相关者释放积极信号,有利于企业获取更多资源(张志元和马永凡,2022)。同时,业绩稳定性的提升也有助于降低分析师预测偏差,改善企业信息环境(王雄元和彭璇,2016)。从资本市场表现看,稳定的供应链关系既能够抵御股价短期负面冲击,又有助于稳定长期股价(Baghersad and Zobel, 2021)。从供应链整体韧性和质量看,供应链稳定是提升供应链韧性和质量的重要前提(陶锋等2023)。供应链上的企业间建立长期合作关系,一方面能提升供应链协同调度能力,帮助各方应对外部风险的冲击,另一方面可以促进各方扩大专用资产投资,提升供应链整体创新水平,优化供应链结构

(Chu et al., 2019)。

综上,现有研究对企业投融资期限错配的成因进行了较为深入的探索,但尚未有研究基于供应链关系对企业投融资期限错配问题进行探究。在当前强调防范系统性金融风险与增强供应链韧性的背景下,本文旨在剖析供应链稳定与企业投融资期限错配之间的关系。

(二)理论分析与研究假设

一方面,提升内源融资和长期信贷融资能力是缓解投融资期限错配的主要路径。谢雁翔等(2023)发现,增值税留抵退税政策有效提升了企业内源融资能力,从而缓解了企业短贷长投问题。叶永卫等(2023)发现,数字基础设施通过缓解信息不对称增加了企业长期信贷可得性,进而缓解短贷长投问题。另一方面,供应链稳定有助于提升企业内外部融资能力。供应链稳定可以通过降本增效改善企业内源融资能力(张勇和侯路遥,2024)。此外,供应链稳定还可以提升分析师预测质量,有效缓解企业信息不对称(王雄元和彭璇,2016),提高企业长期信贷可得性(叶永卫等,2023)。综上,供应链稳定一方面通过降本增效提升企业内源融资能力,另一方面通过缓解信息不对称增加企业长期信贷可得性,进而改善企业投融资期限错配问题。

首先,供应链稳定可以降低企业经营成本、提升绩效,使企业内源资金更加充足,进而帮助企业减少对短期债务的依赖,缓解投融资期限错配。第一,供应链稳定可以降低企业经营成本。供应链关系稳定可以降低企业寻找新供应链伙伴的搜寻成本,以及因防范供应链伙伴潜在机会主义行为而需承担的监督成本,进而节约内部资金(Hendricks and Singhal, 2005)。第二,稳定的合作关系能促进企业间信息交流,提升供应链上的资源配置效率,增加供应链企业专用资产投资收益,从而提升企业绩效(Lee et al., 2020)。第三,根据资源基础理论,稳定的供应链关系为企业整合供应链资源提供了有利条件,如在创新、管理等方面产生协同效应(蒋殿春和鲁大字,2022),帮助企业形成独特且具备价值创造能力的战略资源(Barney, 1991),使企业构筑竞争壁垒、扩大市场份额和提升整体绩效。随着成本下降和盈利增加,企业内源融资能力得到显著提升,公司在为新的长期投资项目筹资时,能够动用更多的内部资源,从而减少对短期

债务的依赖，有效缓解投融资期限错配。

其次，供应链稳定能降低信息不对称，有助于提升企业长期信贷可得性，缓解投融资期限错配。一方面，信息不对称容易产生逆向选择和道德风险问题。而短期贷款可以增加再谈判频率，使银行及时获取企业经营信息，加强对企业的监督，有效管控风险(Bharath, 2011; 邹静娴等, 2022)。因此，银行更偏好发放短期贷款。本文认为，供应链稳定将显著缓解银企信息不对称，提升银行发放长期信贷的意愿。第一，供应链稳定增加了企业自愿性信息披露。在稳定关系建立后，企业有动机增加供应链及经营层面的信息披露，向利益相关方传递自身经营良好的信息(彭旋和张昊, 2022)，这有利于银行更充分地评估企业经营状况。第二，企业供应链稳定有助于降低银行的信息获取成本。分析师等外部信息中介可以从企业稳定的供应链伙伴中获取增量信息(王雄元和彭旋, 2016)，从而提升盈余预测准确性，增加金融市场的信息供给(管考磊和钟梅花, 2021)。此外，供应链关系稳定意味着企业绩效与上下游企业高度相关(Pandit et al., 2011)。银行通过对少数固定供应商及客户进行追踪，就能以较低成本精准识别出企业的潜在风险。综上，供应链稳定能够降低银企信息不对称程度以及银行信息获取成本，从而提升银行为企业发放长期信贷的意愿。

另一方面，信息不对称还可能产生代理问题，当代理问题较为严重时，股东或管理层出于私利而损害外部利益相关者的概率上升，这会导致银行更倾向于发放短期信贷(Huang and Shang, 2019)。本文认为，供应链稳定可以发挥监督治理效应，从而有效缓解企业代理问题，降低银行长期借贷风险。一方面，稳定合作意味着供应商和客户会进行更多专用资产投资，为了确保顺利回收专用资产投资成本，提升投资收益，供应商和客户有动机对企业进行监督(Lee et al., 2020)，如监督管理层或大股东的私利行为。另一方面，稳定关系下合作双方必然进行更密切的沟通协调，此时供应商和客户拥有大量关于企业的私有信息，从而较其他利益相关者有更大的信息优势，有能力对企业进行有效监督。综上，供应链稳定性下供应商和客户将发挥更强的监督作用，有效缓解代理问题，降低银行长期信贷风险，提升银行长

期信贷意愿。

基于上述分析，本文提出如下研究假设：

H1：供应链稳定能够显著缓解企业投融资期限错配。

三、研究设计

(一)模型设计

为验证供应链稳定对企业投融资期限错配的影响，借鉴McLean and Zhao(2014)、刘贯春等(2022)的研究，将供应链稳定度引入“投资—短期负债”敏感性框架中，构建如下模型：

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SCS_{i,t} \times Short_{i,t} + \beta_2 Short_{i,t} + \beta_3 SCS_{i,t} + \beta_j Controls_{i,t} + \chi_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， i 和 t 分别代表企业和年份， Inv 为固定资产投资， $Short$ 为短期负债， SCS 为供应链稳定度。 $Short$ 与 SCS 交互项的系数 β_1 刻画了供应链稳定度如何影响固定资产投资对短期负债的敏感度，是本文关注的核心系数。如果 β_1 显著为负，说明供应链稳定可以显著降低长期投资对短期负债的敏感度，H1成立。 $Controls$ 为一系列控制变量，包括企业规模 $Size$ 、年龄 Age 、杠杆率 Lev 、盈利能力 Roa 、增长能力 $Growth$ 、现金流 Ocf 、资产有形性 Tag 、股权集中度 $Top1$ 、企业价值 Tq 。此外，本文还控制了企业个体和年度固定效应，以避免企业层面的非时变因素及宏观经济因素对结果的干扰。

(二)变量定义

对于固定资产投资 Inv ，借鉴钟凯等(2016)、刘贯春等(2022)的研究，使用企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金占期初总资产的比重衡量。对于短期负债 $Short$ ，使用当年短期负债增量占期初总资产的比重衡量。对于供应链稳定度 SCS ，参考现有研究的通用做法(蒋殿春和鲁大宇, 2022)，从企业—年度—供应商、企业—年度—客户两个维度出发，分别使用稳定供应商数量除以5和稳定客户数量除以5度量供应链稳定度(稳定指连续两年保持合作关系，此处针对前5大供应商和前5大客户)。例如，企业A在2018年有3个稳定供应商和2个稳定客户，则分别构建企业A—2018—供应链稳定度(供应商维度， $3/5=0.6$)和企业A—2018—供应链稳定度(客户维度， $2/5=0.4$)两个观测值。后续稳健性检验也依照此方法从企业—年度—供应商和企业—年度—客户两

个维度构造相关指标。

借鉴刘贯春等(2022)的研究,本文控制了一系列可能影响企业投融资期限错配的变量,其度量方式如下:(1)企业规模*Size*,以总资产的自然对数衡量;(2)年龄*Age*,以企业成立年龄的自然对数衡量;(3)杠杆率*Lev*,以总负债与总资产之比衡量;(4)盈利能力*Roa*,以净资产收益率衡量;(5)增长能力*Growth*,以营业收入增长率衡量;(6)现金流*Ocf*,采用经营活动产生的现金流量净额与总资产之比衡量;(7)资产有形性*Tag*,采用固定资产净额与总资产之比衡量;(8)股权集中度*Top1*,以第一大股东持股占比衡量;(9)企业价值*Tq*,以企业市值与重置成本之比衡量。

(三)样本选取及变量描述性统计

2007年证监会发布《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第2号<年度报告的内容与格式>》,鼓励上市公司主动披露前5大供应商和客户情况,因此本文以2007年为样本起始年份。本文使用2007—2022年沪深A股上市公司为研究对象,并进行如下筛选:(1)剔除金融类公司;(2)剔除ST、*ST公司;(3)剔除未详细披露前5大供应商或客户信息的样本;(4)剔除财务数据缺失的样本。企业财务数据来自CSMAR数据库,为缓解极端值对结果的干扰,所有连续变量均进行上下1%的缩尾处理。

表1报告了变量的描述性统计结果。企业固定资产投资均值为0.060,最小值接近0,最大值为0.387,说明上市公司间固定资产投资分化较大。公司供应链稳定度的均值为0.330,最小值为0,最大值为1,说明部分公司供应链频繁变动,部分公司则具有较高的供应链粘性,公司间供应链稳定度存在较大差异。

表1 变量描述性统计结果						
	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Inv</i>	9498	0.060	0.064	0.000	0.040	0.387
<i>Short</i>	9498	0.017	0.074	-0.173	0	0.382
<i>SCS</i>	9498	0.330	0.288	0	0.400	1
<i>Size</i>	9498	22.175	1.253	19.770	22.023	26.054
<i>Lev</i>	9498	0.449	0.209	0.051	0.449	0.882
<i>Tag</i>	9498	0.241	0.178	0.003	0.204	0.700
<i>Ocf</i>	9498	0.044	0.072	-0.163	0.043	0.246
<i>Age</i>	9498	2.794	0.365	1.386	2.833	3.466
<i>Growth</i>	9498	0.181	0.400	-0.528	0.114	2.253
<i>Top1</i>	9498	0.358	0.152	0.090	0.331	0.749
<i>Tq</i>	9498	2.171	1.455	0.904	1.661	8.910
<i>Roa</i>	9498	0.042	0.050	-0.145	0.039	0.196

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表2报告了供应链稳定对企业投融资期限错配的基准回归结果。为加强结果稳健性,采取逐步加入控制变量的方式进行回归。可以发现,短期负债*Short*的系数始终在1%水平上显著为正,这一结果与钟凯等(2016)、刘贯春等(2022)一致,表明企业长期投资对短期负债高度敏感,证实了投融资期限错配的存在。供应链稳定度与短期负债交互项*SCS*×*Short*的回归系数均在1%水平上显著为负,说明供应链稳定能够缓解企业长期投资对短期负债的依赖,即降低了企业投融资期限错配的程度,假设1成立。

(二)稳健性检验

1. 双重差分法

本文使用双重差分法缓解反向因果或遗漏变量导致的内生性问题。企业投融资期限匹配意味着自身经营状况良好、风险较低,因此更可能吸引愿意长期合作的优

表2 基准回归结果			
变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
<i>SCS</i> × <i>Short</i>	-0.172*** (0.045)	-0.140*** (0.044)	-0.126*** (0.044)
<i>Short</i>	0.189*** (0.024)	0.159*** (0.024)	0.152*** (0.024)
<i>SCS</i>	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)
<i>Size</i>		-0.019*** (0.004)	-0.021*** (0.004)
<i>Lev</i>		-0.012 (0.012)	-0.009 (0.013)
<i>Roa</i>		0.100*** (0.023)	0.049** (0.024)
<i>Tag</i>			-0.129*** (0.018)
<i>Ocf</i>			0.019 (0.013)
<i>Age</i>			-0.080*** (0.021)
<i>Growth</i>			0.003 (0.002)
<i>Top1</i>			0.042* (0.024)
<i>Tq</i>			0.002 (0.001)
截距项	0.058*** (0.001)	0.486*** (0.081)	0.755*** (0.104)
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	9498	9498	9498
调整 <i>R</i> ²	0.505	0.518	0.542

注:括号内为公司层面的聚类稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%水平上显著。下表同。

质供应链伙伴，从而可能出现反向因果的内生性问题。此外，可能存在一些未观测到的因素同时与供应链稳定和投融资期限错配相关，出现遗漏变量引起的内生性问题。为缓解上述担忧，本文借鉴余森杰等(2022)的研究，利用中美贸易摩擦这一外生供应链冲击，构造双重差分模型进行回归。2018年3月，美国宣布对中国商品加征关税，此后还使用实体清单等多种手段打压中国出口贸易。贸易摩擦导致我国企业进出口规模降低，甚至出现供应链中断。因此，借鉴余森杰等(2022)的研究，将中美贸易摩擦视为破坏供应链稳定性的外生冲击，使用政策前后各4年的数据构造如下双重差分模型：

$$Inv_{i,t}=\beta_0+\beta_1 DID_{i,t}\times Short_{i,t}+\beta_2 Short_{i,t}+\beta_3 DID_{i,t}+\beta_j Controls_{i,t}+\chi_i+\gamma_t+\varepsilon_{i,t}$$

(2)

其中，*DID*为政策冲击变量，企业所在行业被列入实体清单或该行业所涉核心产品被加征关税当年及以后年

表3 内生性处理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	DID	工具变量法	宏观因素	高维固定效应	Heckman两步法
<i>DID</i> × <i>Short</i>	0.192*** (0.035)				
<i>DID</i>	0.004 (0.003)				
<i>SCS</i> × <i>Short</i>		-0.323** (0.162)	-0.116*** (0.025)	-0.114*** (0.040)	-0.095** (0.045)
<i>SCS</i>		0.018* (0.009)	-0.002 (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.006* (0.003)
<i>Short</i>	0.034*** (0.005)	0.196*** (0.054)	0.142*** (0.010)	0.139*** (0.023)	0.097*** (0.021)
<i>Stu</i>			-0.003 (0.010)		
<i>Medic</i>			-0.004 (0.006)		
<i>Exp</i>			-0.021** (0.008)		
<i>Den</i>			-0.015*** (0.005)		
<i>Pgdp</i>			0.010 (0.007)		
<i>Thilnd</i>			-0.109*** (0.030)		
<i>IMR</i>					0.267** (0.122)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	否	是
行业×年份固定效应	否	否	否	是	否
省份×年份固定效应	否	否	否	是	否
观测值	5376	8946	8871	9468	9496
调整 <i>R</i> ²	0.495	0.138	0.552	0.606	0.561

份，*DID*赋值为1，否则为0。其余设定同模型(1)。回归结果见表3列(1)，*DID*×*Short*的回归系数显著为正，说明关税冲击导致的供应链不稳定会加剧投融资期限错配，本文研究结论稳健。

2. 工具变量法

本文进一步使用工具变量法缓解遗漏变量导致的内生性问题。借鉴张勇和侯路遥(2024)的研究，构建企业所在省份与供应链伙伴所在省份的制度环境差异(*InsDis*)作为工具变量，这一工具变量满足相关性和外生性要求。首先，地区经济文化等制度环境对企业行为有重要影响(Aggarwal et al., 2016)，当双方所处制度环境差异较小时，更容易在价值观、行为模式等方面形成认同，从而有利于双方保持合作关系。宋渊洋和黄礼伟(2014)研究发现，地区间制度环境差异会增加交易成本，进而阻碍企业跨区域经营。因此，地区制度环境差异越大，企业和供应商及客户越难以形成稳定、持续的合作关系，即地区制度环境差异与企业供应链稳定性负相关，满足相关性假设。其次，省域间的制度环境差异难以与单边个体企业的投融资行为相关联，满足外生性要求。

借鉴宋渊洋和黄礼伟(2014)、张勇和侯路遥(2024)的研究，本文使用分省份市场化指数度量各省份的制度环境水平，并构建式(3)测度企业与供应链伙伴间的制度环境差异：

$$InsDis=\left\{\sum_{j=1}^5|Ins_i-Ins_j|\right\}/5$$

(3)

其中，*Ins_i*表示企业*i*所在省份的市场化水平，*Ins_j*表示企业*i*对应的供应商或客户*j*所在省份的市场化水平。二者之差的绝对值表示企业与供应链伙伴的制度环境差异。由于上市公司主要披露前5大供应商和客户的信息，因此*j*的取值为1~5。对企业与前5大供应商、客户的制度环境差异取均值，得到企业一年份层面的制度环境差异指标(*InsDis*)。该值越大，意味着双方的制度环境差异越大。由表3列(2)可知，在使用工具变量法后，*SCS*×*Short*的回归系数仍在5%水平上显著为负，即供应链稳定对企业投融资期限错配的缓解作用依然显著。此外，第一阶段的Kleibergen–Paap rk Wald *F*统计量为72.002，说明不存在弱工具变量问题，工具变量选择合理。

3. 加入宏观控制变量和高维固定效应

供应链稳定性与投融资期限错配的关系可能是地区

经济环境或地方政府政策导致的。为缓解此担忧，首先，本文加入可能影响投融资期限错配的一系列宏观经济变量，包括：人均GDP(*Pgdp*，人均GDP取对数)、人均财政支出(*Exp*，人均财政支出取对数)、人力资本(*Stu*，每万人中在校大学生人数取对数)、城市人口密度(*Den*，每平方公里人口数取对数)、医疗水平(*Medic*，每万人医疗床位数取对数)、产业结构(*ThiInd*，第三产业占比)。回归结果见表3列(3)，可以看出，在加入宏观经济因素后，*SCS*×*Short*的回归系数仍在1%水平上显著为负。其次，本文进一步引入行业×年份、省份×年份固定效应，以缓解行业和地区层面随时间变动的不可观测因素的影响。回归结果见表3列(4)，*SCS*×*Short*的回归系数依然显著为负，研究结论稳健。

4. Heckman两步法

企业在决定是否披露供应链详细信息时可能存在自选择问题，从而导致前述估计结果有偏。借鉴Ellis et al. (2012)的研究，本文使用Heckman两步法缓解样本自选择问题。第一步，计算逆米尔斯比率。对于所有上市公司样本，如果其在年报中披露了详细的前5大供应商或客户信息，则为处理组，*Treat*赋值为1，否则为对照组，*Treat*赋值为0。令*Treat*为被解释变量，模型(1)中的所有控制变量为协变量，进行Probit回归并求得逆米尔斯比率*IMR*。第二步，将*IMR*代入模型(1)重新进行回归。结果见表3列(5)，可以发现，在控制了自选择偏差后，供应链稳定性仍然能缓解企业投融资期限错配。

5. 替换被解释变量

借鉴钟凯等(2016)的研究，本文构建短贷长投指标衡量企业投融资期限错配。具体而言，短贷长投*SFLI*=[购建固定资产等投资活动现金支出-(长期借款本期增加额+权益本期增加额+经营活动现金净流量+出售固定资产等现金流入)]/总资产。该值越大，表明企业投融资期限错配越严重。回归结果见表4列(1)，*SCS*的系数显著为负，表明供应链稳定可以显著缓解短贷长投行为。

6. 替换解释变量

首先，使用第一大供应商及客户稳定度作为供应链稳定度的替代指标。第一大供应商及客户在供应链中占比最高，因此与第一大供应商及客户的关系是否稳定对企业的影响最大(蒋殿春和鲁大字，2022)。具体而言，构

表4 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	短贷长投	第一大供应商及客户	供应链韧性	剔除僵尸企业	剔除被动关系绑定
	<i>SFLI</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
<i>SCS</i>	-0.203*** (0.012)			-0.002 (0.002)	-0.001 (0.003)
<i>FSCS</i> × <i>Short</i>		-0.173*** (0.040)			
<i>Resi</i> × <i>Short</i>			-0.301*** (0.100)		
<i>SCS</i> × <i>Short</i>				-0.126*** (0.048)	-0.142** (0.058)
<i>Short</i>		0.140*** (0.018)	0.283*** (0.064)	0.159*** (0.028)	0.174*** (0.028)
<i>FSCS</i>		-0.002 (0.001)			
<i>Resi</i>			0.010* (0.005)		
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	9498	9065	7354	8124	5017
调整R ²	0.350	0.542	0.547	0.560	0.511

造虚拟变量*FSCS*，如果当年第一大供应商或客户不变，则视为供应链稳定，*FSCS*赋值为1，否则*FSCS*为0。其次，使用供应链韧性作为供应链稳定度的替代指标。具体而言，借鉴张树山和谷城(2024)的研究，以商业信用、稳定供应商及客户数量反映供应链运行状态，以供需偏离度、绩效偏离度反映供应链恢复能力，其中供需偏离度=生产波动/需求波动，绩效偏离度=企业实际绩效-预期绩效。使用熵权法对前述四个指标进行综合测算，从而求得供应链韧性(*Resi*)。该指标越大，表明企业供应链稳定度越高。分别将*FSCS*和*Resi*代入模型(1)，回归结果见表4列(2)(3)，可以发现，*FSCS*×*Short*和*Resi*×*Short*的回归系数均显著为负，说明在使用替代指标的情况下，供应链稳定仍能够显著降低企业投融资期限错配程度，结论稳健。

7. 剔除僵尸企业的影响

根据周文婷和冯晨(2022)的研究，供应链稳定也可能是低水平的、非正常的，如僵尸企业可能会大量占用供应商资金，导致供应商难以更换客户。为此，本文剔除僵尸企业样本，排除低质量、非正常的稳定关系。借鉴黄少卿和陈彦(2017)的研究，若企业扣除各类补贴后实际利润总额连续3年为负，则定义为僵尸企业。表4列(4)为剔除僵尸企业样本后的回归结果，*SCS*×*Short*的回归系数

依然显著为负，说明在剔除非正常的供应链关系后，结论依然稳健。

8. 剔除被动关系绑定

供应链稳定可能是企业利益受到侵占而形成的被动关系绑定。核心客户可能凭借自身市场地位侵占企业利益，如大量占用企业货款或延长支付期限。在利益遭到侵占的情况下，企业面临商业信用的恶性循环，从而形成被动的稳定关系。为排除上述低质量稳定关系，本文从企业的应收账款出发，基于应收账款周转率和应收账款占比识别因利益侵占而形成的被动关系绑定。具体而言，如果企业应收账款周转率低于行业25%分位数，或应收账款占比高于行业75%分位数，则认为企业应收账款存在被客户侵占的情况，对这部分样本进行剔除。本部分只使用企业的客户关系样本进行检验。由表4列(5)可知，在剔除被动关系绑定的影响后， $SCS \times Short$ 的回归系数依然显著为负，结论稳健。

9. 区分供应链位置

本文的基准分析将供应商关系和客户关系纳入统一框架，然而，不同供应链位置的关系稳定对企业投融资期限错配的影响可能存在差异。本文按照供应链上下游位置对供应链稳定进行分类检验。由表5可知， $SCS \times Short$ 的回归系数均显著为负，说明供应商稳定和客户稳定均显著缓解企业投融资期限错配。本文认为，虽然供应商和客户在理论层面上存在较大差异，但不同位置的稳定关系均可以在降本增效和缓解信息不对称中发挥重要作用，从而缓解投融资期限错配。从降本增效的视角来看，供应商稳定保证企业的生产环节顺利进行，

节约寻找替代供应商的搜寻成本及生产中断的调整成本。客户稳定保证企业的产品能够顺利销售，降低产品调整成本、存货成本，提升业绩稳定性(张勇和侯路遥，2024)。从信息不对称的视角来看，供应商稳定和客户稳定均可以缓解企业的信息不对称，提升企业获取长期信贷的能力。

(三)异质性分析

1. 供应链依赖程度

在不同供应链依赖程度下，供应链稳定对企业投融资期限错配的作用可能存在差异。一方面，供应链依赖度高意味着企业存在大量的专用资产投资，此时维持关系稳定能帮助企业获得更多的专用资产投资收益，提升企业绩效；另一方面，供应链依赖度高意味着供应链伙伴的替代性低，维持供应链稳定可以节约更多搜寻成本和监督成本(Lee et al., 2020；王迪等，2016)。因此，供应链稳定对供应链依赖程度更高企业产生的降本增效作用更强，缓解企业投融资期限错配的作用也更强。

使用供应链集中度衡量企业供应链依赖度，对上述推论进行分组检验。按行业一年份中位数对供应链依赖度进行分组，若大于中位数则为高依赖程度组，否则为低依赖程度组。回归结果见表6，可以发现， $SCS \times Short$ 的回归系数仅在依赖程度高的样本中显著，表明依赖关系越强，供应链稳定对投融资期限错配的缓解作用越大。

2. 融资约束

融资约束越强，表明企业越难获得长期信贷(钟凯等，2016)。因此在融资约束更大的企业中，供应链稳定

表5 区分供应链位置

变量	(1)	(2)
	供应商关系稳定	客户关系稳定
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
$SCS \times Short$	-0.119** (0.060)	-0.133*** (0.051)
<i>SCS</i>	-0.004 (0.003)	0.001 (0.003)
<i>Short</i>	0.137*** (0.032)	0.155*** (0.025)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	3654	5482
调整R ²	0.464	0.620

表6 供应链依赖程度异质性

变量	(1)	(2)
	依赖程度低	依赖程度高
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
$SCS \times Short$	-0.038 (0.099)	-0.113*** (0.035)
<i>SCS</i>	-0.008* (0.004)	0.000 (0.004)
<i>Short</i>	0.070 (0.053)	0.113*** (0.009)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	4717	4594
调整R ²	0.464	0.620

表7 融资约束异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	KZ指数小	KZ指数大	抵押品规模大	抵押品规模小
	Inv	Inv	Inv	Inv
SCS×Short	-0.122 (0.081)	-0.142*** (0.052)	0.068 (0.043)	-0.208*** (0.067)
SCS	-0.002 (0.003)	0.000 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)
Short	0.196*** (0.053)	0.123*** (0.026)	0.035** (0.013)	0.134*** (0.031)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	4433	4595	4710	4608
调整R ²	0.651	0.559	0.483	0.664

增加企业长期信贷可得性的作用越强，缓解企业投融资期限错配的作用越大。本文分别使用KZ指数和抵押品规模衡量企业的融资约束。第一，计算KZ指数，并按照行业一年度中位数进行分组，高于中位数则为高融资约束组，否则为低融资约束组。第二，使用有形资产占总资产的比重度量抵押品规模，并按照行业一年度中位数进行分组，高于中位数意味着企业抵押品较为充足，融资约束较小，否则意味着企业融资约束较大。分组回归结果见表7，在KZ指数大和抵押品规模小的样本中，SCS×Short的回归系数在1%水平上显著为负，说明供应链稳定对投融资期限错配的改善作用主要体现在融资约束较大的样本中。

3. 长期资金缺口

长期资金缺口较大意味着企业长期资金处于供给不足的局面，只能被动以短期资金支撑长期投资。因此，如果供应链稳定是通过增加企业长期资金而改善投融资期限错配，那么供应链稳定的作用将在资金缺口更大的样本中更显著。为验证上述推论，借鉴刘贯春和叶永卫(2022)的研究，使用长期借款本期增加额与固定资产投资本期增加额的差值衡量长期资金缺口，若差值大于0，说明企业长期资金足以覆盖长期投资，资金缺口较小，否则资金缺口较大。分组回归结果见表8，SCS×Short的回归系数仅在资金缺口大的组别中显著为负，进一步证明长期资金短缺是企业投融资期限错配的重要原因。

4. 外部融资依赖度

企业越依赖外部融资，就越容易受外部金融环境影响(王永钦等，2018)，其长期资金供给的不确定性越高。

表8 资金缺口异质性

变量	(1)	(2)
	资金缺口小	资金缺口大
	Inv	Inv
SCS×Short	-0.079 (0.050)	-0.219*** (0.079)
SCS	-0.006** (0.003)	0.007** (0.003)
Short	0.149*** (0.027)	0.195*** (0.046)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	5219	3964
调整R ²	0.593	0.602

表9 外部融资依赖度异质性

变量	(1)	(2)
	外部融资依赖度低	外部融资依赖度高
	Inv	Inv
SCS×Short	-0.102 (0.065)	-0.144** (0.061)
SCS	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)
Short	0.143*** (0.033)	0.148*** (0.036)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	4604	4653
调整R ²	0.572	0.536

因此，本文预期在外部融资依赖度较高的企业中，供应链稳定对改善企业投融资期限错配的作用将更显著。为验证上述推论，首先，借鉴黄玖立和冼国明(2010)的研究，使用《中国投资领域统计年鉴》中行业外部资金来源占全部资金的比重构造行业外部融资依赖度指标。为降低异常波动的影响，分别对各行业2007—2022年的外部融资依赖度取均值处理。其次，按照行业中位数分组，高于行业中位数则为高外部融资依赖组，否则为低外部融资依赖组。分组回归结果见表9，SCS×Short的回归系数在外部融资依赖度高的样本中显著为负，表明供应链稳定改善企业投融资期限错配的作用主要体现在外部融资依赖度高的企业中。

五、进一步分析

(一)机制分析

根据理论分析，降本增效和增加长期信贷可得性

是供应链稳定改善企业投融资期限错配的潜在影响机制。为验证上述影响机制，借鉴刘贯春和叶永卫(2022)的思路，分析供应链稳定对机制变量的影响，具体模型如下：

$$Mecha_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1SCS_{i,t-1}+\alpha_jControls_{i,t}+\chi_i+\gamma_t+\varepsilon_{i,t}\tag{4}$$

其中 $Mecha$ 为机制变量，为缓解内生性，供应链稳定度 SCS 滞后一期，其余设定同模型(1)。

1. 内源融资能力

供应链稳定可以降低企业经营成本，增加企业绩效，进而增加企业内源融资能力，缓解投融资期限错配。本文分别选取经营成本和企业绩效指标作为被解释变量，对式(4)进行回归。具体而言，借鉴祝树金等(2023)的研究，经营成本分别使用营业成本/营业收入($Cost1$)、(营业成本+管理费用)/营业收入($Cost2$)进行度量；对于盈利能力，分别使用总资产利润率($Roa1$)和息税前利润率($Roa2$)进行度量。回归结果见表10，其中列(1)(2)为供应链稳定对经营成本的影响，列(3)(4)为供应链稳定度对盈利能力的影响。可以发现，供应链稳定显著降低了企业的经营成本，提高了企业绩效。上述结果表明，供应链稳定能够发挥降本增效作用，增加了企业的内源融资能力，因此降本增效机制成立。

2. 长期信贷可得性

供应链稳定还能够通过增强企业长期信贷可得性来缓解投融资期限错配。为此，以长期负债占总收入的比重度量长期负债率(L_Loan)，以短期负债占总收入的比重度量短期负债率(S_Loan)，对式(4)进行回归。回归结果见表11列(1)(2)，可以发现，供应链稳定显著增加了企业的长期负债，而对短期负债没有显著影响。这一结果说明，企业供应链稳定时，银行提供长期信贷的意愿上升，企业投资受信贷配给的影响减弱，从而改善了投融资期限错配。

表10 降本增效机制				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Cost1	Cost2	Roa1	Roa2
SCS	-0.060*** (0.004)	-0.063*** (0.005)	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	7551	7551	7551	7551
调整R ²	0.815	0.716	0.534	0.527

表11 长期信贷可得性机制			
变量	(1)	(2)	(3)
	L_Loan	S_Loan	Term
SCS	0.207*** (0.014)	-0.011 (0.009)	0.395*** (0.016)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	7551	7551	6741
调整R ²	0.771	0.660	0.611

表12 供应链稳定、投融资期限错配与企业经营风险		
变量	(1)	(2)
	Zscore	Vol
SCS×SFLI	0.213* (0.122)	-0.013* (0.007)
SCS	0.199*** (0.044)	-0.009*** (0.003)
SFLI	-0.423*** (0.042)	0.009*** (0.003)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	9476	8790
调整R ²	0.819	0.526

为验证长期信贷可得性机制，本文还构建了债务期限结构($Term$)指标，使用长期负债占总负债的比重度量。表11列(3)结果显示，供应链稳定显著延长了企业的债务期限，从而进一步验证了长期信贷可得性机制。

(二)供应链稳定、投融资期限错配与企业风险

供应链稳定对投融资期限错配的改善能否进一步降低企业风险？为检验上述经济后果，借鉴李明明和刘海明(2022)、谢雁翔等(2022)的研究，构建如下模型：

$$Risk_{i,t}=\beta_0+\beta_1SCS_{i,t}\times SFLI_{i,t}+\beta_2SFLI_{i,t}+\beta_3SCS_{i,t}+\beta_jControls_{i,t}+\chi_i+\gamma_t+\varepsilon_{i,t}\tag{5}$$

其中， $Risk$ 为企业经营风险，分别使用Z评分($Zscore$)以及 $t+1$ 至 $t+3$ 期息税前利润率的波动性(Vol)度量。 $Zscore$ 越大，企业经营风险越低； Vol 越小，企业经营风险越低。 $SFLI$ 为企业短贷长投，即投融资期限错配程度。回归结果见表12，列(1)中 $SCS\times SFLI$ 的回归系数显著为正，列(2)中 $SCS\times SFLI$ 的回归系数显著为负。上述结果表明，供应链稳定带来的投融资期限错配改善有助于降低企业

经营风险。

六、结论和启示

本文基于“投资—短期负债”敏感性框架，以2007—2022年沪深A股上市公司为研究对象，实证检验了供应链稳定对企业投融资期限错配的影响。主要结论如下：(1)供应链稳定能显著改善企业投融资期限错配，在经过一系列内生性处理和稳健性检验后，该结论依然成立。(2)异质性分析表明，供应链稳定对企业投融资期限错配的改善作用主要体现在供应链依赖度高、融资约束大、长期资金缺口大以及外部融资依赖度高的样本中。(3)供应链稳定改善企业投融资期限错配存在降本增效和增加长期信贷可得性两个机制。(4)经济后果检验表明，供应链稳定有助于缓解投融资期限错配对经营风险的负向影响。

本文的研究启示如下：第一，企业应进一步强化供应链管理，促进与优质供应链伙伴的交流合作，维持高质量的稳定合作关系。一方面，企业应积极做好在位优质企业维护工作，通过签订长期战略合作框架协议、互派人员强化沟通等方式保持与在位供应商及客户的良好

合作关系。另一方面，企业应主动寻找优质合作伙伴，通过提升信息披露质量吸引优质供应商和客户，降低潜在合作者的搜寻成本和交易风险，提升长期合作意愿。第二，政府应积极采取相关措施促进供应链的稳定和畅通。政府可以进一步完善交通、物流及信息平台等供应链基础设施，并优化供应链服务政策，为供应链的高效运作提供坚实的物理基础和服务保障。此外，政府可以建立基于供应链的信用评价机制，为企业间合作创造良好的制度环境。第三，加强资本市场制度建设，健全企业供应链信息披露机制。信息不对称是企业难以获取长期信贷的重要因素。为有效缓解银企信息不对称，监管部门应进一步鼓励并规范企业供应链相关信息披露，如鼓励企业披露与重要供应链伙伴的合作情况。第四，进一步推动金融供给侧改革，促进长期资金供需平衡。长期资金供给不足是企业投融资期限错配的主要成因。因此，应以拓宽企业长期资金来源渠道为主要抓手，加快推进投融资体制改革。不断完善包括银行信贷、债券、融资租赁等在内的多层次长期资金供给体系，健全完善风险管理机制，从根本上缓解企业长期资金供需不匹配的问题。 ■

参考文献：

- [1] 白云霞, 邱穆青, 李伟. 投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J]. 中国工业经济, 2016, (7): 23-39.
- [2] 陈娇娇, 丁合煜, 张雪梅. ESG表现影响客户关系稳定度吗?[J]. 证券市场导报, 2023, (3): 13-23.
- [3] 陈雯, 范茵子. 企业供应链风险感知与合作关系稳定性[J]. 管理世界, 2024, (11): 209-228.
- [4] 管考磊, 钟梅花. 分析师意见分歧与银行信贷决策——来自中国上市公司的经验证据[J]. 证券市场导报, 2021, (3): 23-31+37.
- [5] 黄玖立, 冼国明. 金融发展、FDI与中国地区的制造业出口[J]. 管理世界, 2010, (7): 8-17+187.
- [6] 黄少卿, 陈彦. 中国僵尸企业的分布特征与分类处置[J]. 中国工业经济, 2017, (3): 24-43.
- [7] 蒋殿春, 鲁大字. 供应链关系变动、融资约束与企业创新[J]. 经济管理, 2022, (10): 56-74.
- [8] 李明明, 刘海明. 银行业竞争对企业投融资期限错配的影响研究[J]. 国际金融研究, 2022, (7): 68-76.
- [9] 凌润泽, 李彬, 潘爱玲, 王慧. 供应链金融与企业债务期限选择[J]. 经济研究, 2023, (10): 93-113.
- [10] 刘冲, 曾琪, 刘莉亚. 金融强监管、存贷长期化与企业短债长用[J]. 经济研究, 2023, (10): 75-92.
- [11] 刘贯春, 程飞阳, 姚宇宇, 张军. 地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善[J]. 管理世界, 2022, (11): 71-89.
- [12] 刘贯春, 叶永卫. 经济政策不确定性与实体企业“短贷长投”[J]. 统计研究, 2022, (3): 69-82.
- [13] 宁金辉, 王敏. 绿色债券能缓解企业“短融长投”吗?——来自债券市场的经验证据[J]. 证券市场导报, 2021, (9): 48-59.
- [14] 彭旋, 张昊. 稳定客户可以降低企业的股价波动性吗?[J]. 审计与经济研究, 2022, (4): 119-127.
- [15] 宋渊洋, 黄礼伟. 为什么中国企业难以国内跨地区经营?[J]. 管理世界, 2014, (12): 115-133.
- [16] 陶锋, 王欣然, 徐扬, 朱盼. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. 中国工业经济, 2023, (5): 118-136.
- [17] 王百强, 鲍睿, 李馨子, 朱煜皓. 控股股东股权质押压力与企业短贷长投：基于质押价格的经验研究[J]. 会计研究, 2021, (7): 85-98.
- [18] 王迪, 刘祖基, 赵泽朋. 供应链关系与银行借款——基于供应商/客户集中度的分析[J]. 会计研究, 2016, (10): 42-49+96.
- [19] 王雄元, 彭旋. 稳定客户提高了分析师对企业盈余预测的准确性吗?[J]. 金融研究, 2016, (5): 156-172.
- [20] 王永钦, 李蔚, 戴芸. 僵尸企业如何影响了企业创新?——来自中国工业企业的证据[J]. 经济研究, 2018, (11): 99-114.
- [21] 谢雁翔, 覃家琦, 金振, 刘洋. 增值税留抵退税与企业短贷长投[J]. 财政研究, 2022, (9): 58-74.
- [22] 徐鹏, 李廷刚, 白贵玉. 国有资本参股如何影响民营企业投融资期限错配?[J]. 证券市场导报, 2023, (12): 31-42.

- [23] 叶永卫, 陶云清, 李鑫. 数字基础设施建设与企业投融资期限错配改善[J]. 经济评论, 2023, (4): 123-137.
- [24] 余森杰, 田巍, 郑纯如. 中美贸易摩擦的中方反制关税作用研究[J]. 经济学(季刊), 2022, (6): 2041-2062.
- [25] 张树山, 谷城. 供应链数字化与供应链韧性[J]. 财经研究, 2024, (7): 21-34.
- [26] 张新民, 叶志伟. 得“信”者多助?——社会信任能缓解企业短贷长投吗?[J]. 外国经济与管理, 2021, (1): 44-57+72.
- [27] 张勇, 侯路遥. 供应链客户稳定性与企业全要素生产率[J]. 南方经济, 2024, (6): 98-119.
- [28] 张志元, 马永凡. 危机还是契机: 企业客户关系与数字化转型[J]. 经济管理, 2022, (11): 67-88.
- [29] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界, 2016, (3): 87-98+114+188.
- [30] 周文婷, 冯晨. 僵尸企业的风险传染效应: 基于供应链机制[J]. 世界经济, 2022, (11): 101-124.
- [31] 祝树金, 申志轩, 文茜, 段凡. 经济政策不确定性与企业数字化战略: 效应与机制[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (5): 24-45.
- [32] 邹静娴, 申广军, 刘超. 减税政策对小微企业债务期限结构的影响[J]. 金融研究, 2022, (6): 74-93.
- [33] Aggarwal R, Faccio M, Guedhami O, Kwok C C Y. Culture and finance: an introduction[J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 41: 466-474.
- [34] Baghersad M, Zobel C W. Assessing the extended impacts of supply chain disruptions on firms: an empirical study[J]. International Journal of Production Economics, 2021, 231: 107862.
- [35] Baker M, Greenwood R, Wurgler J. The maturity of debt issues and predictable variation in bond returns[J]. Journal of Financial Economics, 2003, 70(2): 261-291.
- [36] Barney J. Firm resources and sustained competitive advantage[J]. Journal of Management, 1991, 17(1): 99-120.
- [37] Benmelech E. Asset salability and debt maturity: evidence from nineteenth-century American railroads[J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22(4): 1545-1584.
- [38] Bharath S T, Dahiya S, Saunders A, Srinivasan A. Lending relationships and loan contract terms[J]. The Review of Financial Studies, 2011, 24(4): 1141-1203.
- [39] Bruche M, Segura A. Debt maturity and the liquidity of secondary debt markets[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(3): 599-613.
- [40] Chu Y, Tian X, Wang W. Corporate innovation along the supply chain[J]. Management Science, 2019, 65(6): 2445-2466.
- [41] Ellis J A, Fee C E, Thomas S E. Proprietary costs and the disclosure of information about customers[J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50(3): 685-727.
- [42] Hendricks K B, Singhal V R. Association between supply chain glitches and operating performance[J]. Management Science, 2005, 51(5): 695-711.
- [43] Huang K, Shang C. Leverage, debt maturity, and social capital[J]. Journal of Corporate Finance, 2019, 54: 26-46.
- [44] Kahl M, Shivdasani A, Wang Y. Short-Term debt as bridge financing: evidence from the commercial paper market[J]. The Journal of Finance, 2015, 70(1): 211-255.
- [45] Lee S M, Jiraporn P, Song H. Customer concentration and stock price crash risk[J]. Journal of Business Research, 2020, 110: 327-346.
- [46] Lian C, Ma Y. Anatomy of corporate borrowing constraints[J]. Quarterly Journal of Economics, 2021, 136(1): 229-291.
- [47] Mclean R D, Zhao M. The business cycle, investor sentiment, and costly external finance[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(3): 1377-1409.
- [48] Morris J R. On Corporate debt maturity strategies[J]. The Journal of Finance, 1976, 31(1): 29-37.
- [49] Pandit S, Wasley C E, Zach T. Information externalities along the supply chain: the economic determinants of suppliers' stock price reaction to their customers earnings announcements[J]. Contemporary Accounting Research, 2011, 28(4): 1304-1343.

(责任编辑: 张恒源)

(上接第67页)

- [34] Chen X, An L, Wang Z, Yu J. Attention spillover in asset pricing[J]. The Journal of Finance, 2023, 78(6): 3515-3559.
- [35] Cohen R B, Gompers P A, Vuolteenaho T. Who underreacts to cash-flow news? evidence from trading between individuals and institutions[J]. Journal of Financial Economics, 2002, 66(2-3): 409-462.
- [36] De Long J B, Shleifer A, Summers L H, Summers L H. Noise trader risk in financial markets[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(4): 703-738.
- [37] Durnev A, Morck R, Yeung B, Zarowin P. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing?[J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41(5): 797-836.
- [38] Hervé F, Zouaoui M, Belvaux B. Noise traders and smart money: evidence from online searches[J]. Economic Modelling, 2019, 83: 141-149.
- [39] Kahneman D. Attention and effort[M]. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1973: 218-226.
- [40] Lee M H, Tsai T C, Chen J, Lio M C. Can information and communication technology improve stock market efficiency? a cross-country study[J]. Bulletin of Economic Research, 2019, 71(2): 113-135.
- [41] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1-2): 215-260.
- [42] Pradhan N, Gyanchandani M, Wadhvani R. A review on text similarity technique used in IR and its application[J]. International Journal of Computer Applications, 2015, 120(9): 29-34.
- [43] Qiu J, Wu H, Zhang L. In name only: information spillovers among Chinese firms with similar stock names during earnings announcements[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69: 102015.
- [44] Roll R. R2[J]. The Journal of Finance, 1988, 43(3): 541-566.

(责任编辑: 张恒源)