

境外投资者持股、融资约束 与企业投融资期限错配

摘要: 基于我国资本市场对外开放的现状,结合企业资金期限匹配基本理论,使用手工收集的上市公司境外股东信息数据研究了境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的影响及作用机制。研究表明,境外投资者持股会抑制企业的“短贷长投”行为,这一结论通过多种稳健性检验后依然成立。机制分析结果表明,境外投资者持股能够通过缓解企业的融资约束进而抑制企业投融资期限错配行为。本文进一步发现,在非国有企业、行业竞争度较高和治理水平较低的企业中,境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的抑制作用更强;同时,本文还发现信息披露水平高的境外投资者、机构投资者及签署了联合国投资原则(UNPRI)的境外投资者对所持股的企业“短贷长投”的抑制作用更为明显。本文结论有助于进一步理解企业投融资期限错配的原因以及资本市场开放背景下境外投资者持股对企业行为的影响,从而为高质量资本市场开放对一流企业建设提供新的研究思路和经验证据。

关键词: 境外投资者持股 投融资期限错配 短贷长投 融资约束

一、引言

党的十八大以来,我国积极扩大有效投资,固定资产规模持续平稳增长。根据期限匹配理论,企业应该用短期资金支持流动资产,用长期资金满足长期投资,从而实现资产和债务期限的合理匹配(Morris, 1976)。然而,在金融市场化改革进程中,金融抑制的现象依然存在,特别是中小型企业仍然面临着严重的“融资难、融资贵”问题。由于企业的融资渠道有限,加之财务受限的企业偏好于以较短的期限借款(Agca et al., 2014),这使得企业不得不利用短期信贷资金满足自身长期投资的需求,引发投融资期限错配的问题(即“短贷长投”)。虽然“短贷长投”在一定程度上能够缓解企业的融资约束,但以短期债务为主导的债务期限结构容易引发现金流断裂风险(刘晓光和刘元春, 2019)、放大货币政策冲击对企业投融资的影响(刘海明和李明明, 2020)。长期来看,一旦宏观经济下行,企业短期资金来源受阻、资金链断裂,则投融资期限错配极易导致企业的经营风险上升和陷入财务危机,甚至通过关联担保引发系统性风险(马红等, 2018)。党的二十大报告中指出“要防范金融风险,深化金融体制改革,守住不发生系统性风险底线”。在此背景下,探讨如何缓解企业投融资期限错配,抑制企业的“短贷长投”行为,对于进一步深化金融供给侧结构性改革、降低宏观系统性金融风险具有重要意义。

近年来,我国稳步推进金融高水平对外开放,深化与境外市场互联互通,更多境外投资者进入我国资本市场,吸引了更多中长期资金入市。境外投资者为A股市场注入了新鲜的

血液，不仅加强了我国与国际市场的对接、加快 A 股市场的国际化进程，而且提高了上市企业的治理能力和透明度（张浩和陶伦琛，2021）、提升了企业的经营绩效（Aggarwal et al., 2011）。目前，关于境外投资者持股的经济影响主要集中于股市质量、企业的投资表现以及融资行为等经济后果。从股市质量来看，境外投资者持股有利于改善市场信息环境，提高股票的流动性（Kang et al., 2016; Deng et al., 2018）；降低交易成本，改善股票市场的运行效率（魏熙晔等，2020）；从企业的投资表现来看，连立帅等（2019）研究发现资本市场开放有助于提高企业的投资效率；增加企业的长期投资，包括有形资产、无形资产和人力资本的投资（Bena, 2017）；从企业的融资行为来看，资本市场开放会影响企业投资的融资支持（连立帅等，2019），改善股价信息效率（唐逸舟等，2020），从而降低企业的债权融资成本。从境外投资者持股的相关研究来看，虽然现有研究已经探讨了境外投资者持股对企业的投资和融资行为所产生的经济后果，但尚未涉及到与企业投融资期限错配之间的关系。从企业投融资期限错配的文献发展来看，当前相关文献主要集中于宏观层面如金融抑制（钟凯等，2016）、经济不确定性（刘贯春等，2022）等，或微观层面如企业战略（叶志伟等，2023）、企业金融资产配置（陈强和黄惠春，2022）等因素对企业“短贷长投”行为的影响，却鲜有文章从资本市场开放的视角研究企业的投融资期限错配现象。在稳步推进我国资本市场对外开放的背景下，境外投资者持股是否会对我国上市企业的“短贷长投”行为产生影响？如果能产生影响，其主要渠道是什么？这种影响在不同特征的企业中是否存在差异？对上述问题的回答有助于丰富关于企业“短贷长投”的成因分析以及境外投资者持股的经济后果研究。

本文聚焦于境外投资者持股对于企业投融资期限错配的影响及其作用渠道。本文以 2009—2018 年我国沪深 A 股上市公司为研究对象，发现境外投资者持股显著抑制了上市企业的“短贷长投”行为。通过对作用机制的研究发现，境外投资者持股能够通过缓解企业的融资约束进而抑制企业投融资期限错配。此外，本文考虑了上市企业的产权性质、行业竞争度和治理水平的异质性以及境外投资者自身的异质性，发现在非国有企业、行业竞争度较高和治理水平较低的企业中，境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的抑制作用更强；而信息披露水平较高的境外投资者、机构投资者以及签署了联合国投资原则（UNPRI）的境外投资者对所持股的企业投融资期限错配的抑制作用更为明显。同时，本文进行了一系列稳健性检验，结果表明本文的研究结论是稳健的。

本文的边际贡献主要体现在：一方面，本文从资本市场开放的角度扩展了对企业投融资期限错配问题的研究范畴。现有文献主要基于宏观、微观等视角研究企业“短贷长投”的成因，但鲜有文献基于我国资本市场持续深化开放的背景进行研究。本文从开放背景下境外投资者持股的视角补充分析了资本市场开放对企业“短贷长投”行为的影响及作用机制，并根据手工收集的我国上市公司境外投资者背景信息，为进一步的细致研究提供实证基础。另一方面，本文扩展了现有文献对境外投资者作用的研究范畴。现有研究鲜有从投融资期限匹配的层面出发研究境外投资者持股对企业投融资期限错配的影响。本文以我国上市公司数据为样本，通过实证分析检验了境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的抑制作用，特别是突出了企业面临的融资约束问题在其中的作用，这为缓解企业投融资期限错配、防范化解系统性金融风险提供新的理论和实证依据。

此外，本文的研究结论具有一定的政策含义。一方面要进一步加大资本市场对外开放

力度，充分发挥境外投资者缓解企业融资约束的优势，抑制企业的“短贷长投”行为，促使资本市场平稳运行；另一方面考虑到融资约束是企业出现“短贷长投”行为的根源，政府部门应该推动长效机制建设，优化融资结构和信贷结构，增强金融机构服务实体经济的能力，引导长期信贷资金流向实体企业。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分为理论分析与研究假设，第三部分为研究设计，第四部分为实证分析，第五部分为机制分析，第六部分为异质性检验，最后是文章的结论与启示。

二、理论分析与假设的提出

（一）企业“短贷长投”行为的理论解释

投融资期限错配是指企业大量利用短期资金以支持长期投资活动，这一现象又被称为“短贷长投”。企业出现“短贷长投”行为主要可归为以下两种原因：一是信贷需求方的主动选择，二是信贷供给方的迫使（刘贯春和叶永卫，2022）。

一方面，从信贷需求方的角度来看，由于短期债务用于长期投资能够向外界传递高质量企业的积极信号（Campello et al., 2011），“短贷长投”可能是企业主动选择的结果。与长期债务相比，短期债务具有良好的监督治理作用，相对风险较低，获批的概率更大（黄小琳等，2015），企业会主动选择融资成本较低的短期债务。侯德帅等（2022）研究发现，在开放的资本市场中，企业会主动利用成本较低的短期资金来替代成本较高的长期资金。

另一方面，从信贷供给方的角度来看，“短贷长投”是企业的被动接受而不是主动选择。由于信贷供给方长期资金供给不足，企业不得不采用滚动的短期贷款来支持长期投资（白云霞等，2016）。具体原因如下：第一，金融制度的缺陷导致金融机构长期资金不足，经济考核压力使得地方政府需要大量金融资源，压缩了企业长期借款的容量（谢获宝，2022），这使得“长贷”成为更为稀缺的资源；第二，在我国金融抑制程度仍然较高的背景下，银行作为主要的信贷供给方，面临的竞争压力和考核压力相对较小，更倾向于向企业提供短期信贷资金（钟凯等，2016）。如图1所示，企业年平均长期信贷增加额远远低于年平均短期信贷增加额，说明企业的债务期限结构一直趋于短期化，与长期资金需求无法有效匹配。当经济政策的不确定性程度增加时，银行会减少长期信贷资金的供给以控制信贷风险（Valencia, 2017）；第三，在金融市场上，长期融资能力较低的企业期限错配程度较高（白云霞等，2016）。叶志伟等（2023）发现与防御型企业相比，进攻型企业的信息治理能力较差、代理成本较高，导致企业的债务融资成本更高。由于企业很难从银行等金融机构获得长期信贷资金，不得不利用短期信贷弥补长期投资的需要，进而出现投融资期限错配的行为。

与发达国家相比,我国是以银行为主导的间接融资型金融体系,直接融资比重整体偏低,企业的融资环境不完善。在我国金融抑制程度较高的背景下,“短贷长投”是缓解企业融资约束的一种替代性机制,而非企业为降低融资交易成本的主动选择(钟凯等,2016;马红等,2018)。“短贷长投”不仅无法有效降低交易成本,反而引发了实体经济运营风险(叶志伟等,2023)。因此,“信贷供给理论”更适用于解释我国企业投融资期限错配的原因,即“短贷长投”是上市企业的被动接受而不是主动选择。

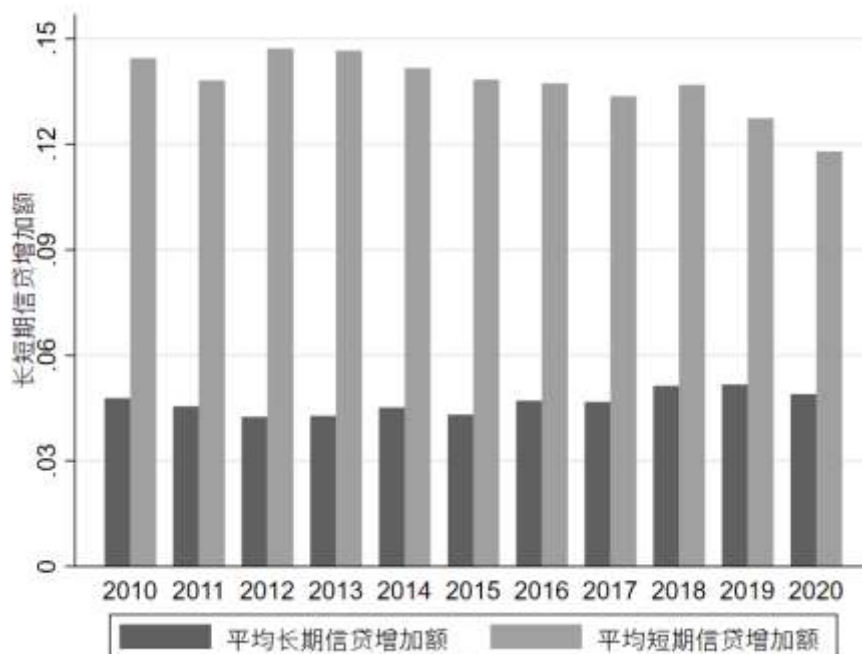


图1 上市公司长短期信贷增加额变化趋势

(数据来源:CSMAR数据库)

注:长期信贷增加额=本期长期借款+一年内到期非流动负债-前期长期借款;短期信贷增加额=取得借款收到的现金-长期信贷增加额;并除以总资产剔除规模效应。

(二) 境外投资者持股与企业“短贷长投”行为

近年来,随着我国持续深化资本市场对外开放,沪深港通机制不断完善,交易标的范围持续扩大,有力地促进了资本市场高质量发展,吸引了更多境内外中长期资金进入中国资本市场。现有文献从不同视角研究了资本市场开放对我国股票市场及上市企业的影响,从投资维度来看,资本市场开放能够降低资金成本,促进企业有效投资(Henry, 2000; Bekaert et al., 2004);境外机构投资者能够优化公司治理,缓解内部代理冲突,从而提高企业的投资效率(Aggarwal et al., 2010; 庄明明和梁权熙, 2021)。从融资维度来看,资本市场开放有利于拓宽企业的融资渠道,缓解融资约束(唐逸舟等, 2020; 陈丽蓉等, 2023);境外投资者能够减少企业的盈余管理行为,改善信息环境,从而提高上市公司的融资约束能力(周冬华等, 2018; Lei, 2019)。由此可见,随着资本市场开放,境外投资者持股在很大程度上会影响企业的投资期限和融资期限的匹配。对此,可能的解释主要包括以下两个方面:

第一,根据信息不对称理论及现有文献,相比于没有境外投资者持股的企业,境外股东

持股的企业往往信息披露质量高、信息不对称程度低(李小林等, 2022; 张浩和陶伦琛, 2022), 因而金融机构更愿意向这些企业提供长期信贷资金。一方面, 境外股东持股的增加, 会提升公司分析师的跟踪数量 (Dodd and Gilbert, 2016)。分析师作为连接企业与投资者的纽带, 向市场提供了企业层面的信息, 有利于信息的生产和传播、降低企业与外部资金供给者之间的信息不对称程度; 另一方面, 境外股东持股的增加吸引了一大批来自发达国家的价值投资者, 优化了投资者结构并提高了股票的定价效率 (连立帅等, 2019; Li et al., 2022), 促使企业提高信息披露质量, 降低股价的异质性波动 (钟凯等, 2018)。因此, 在境外投资者持股水平较高的企业中, 企业的信息披露质量更高; 信息不对称水平的降低有利于外部资金供给者了解企业的实际还款能力、降低信贷风险, 从而更愿意向其提供长期信贷资金。这有助于缓解企业所面临的融资约束, 抑制企业的“短贷长投”行为。

第二, 根据代理理论及现有研究, 企业在获得贷款之后会倾向于投资高风险项目、转嫁信贷风险, 导致企业与债权人之间的代理成本上升 (刘海明和李明明, 2022)。在我国持续推进资本市场对外开放的背景下, 境外投资者的进入有利于监督企业的经营情况 (Luong et al., 2017), 提升企业的治理水平。一方面, 不同于境内投资者, 境外投资者独立于控股股东和外部中小股东, 具有强大的资金实力, 在董事会治理中能够更加独立客观地发表意见。作为独立投资者, 境外投资者与上市公司合谋的可能性低、道德风险小, 更能够约束和激励管理层的行为。特别地, 境外机构投资者持股水平的上升提高了上市企业参与公司治理的动机和能力, 避免股东垄断和内部控制 (Yang and Ren, 2017), 减少控股股东对公司的侵占 (Chen et al., 2022)。另一方面, 境外投资者的参与通常能够完善企业的治理结构, 抑制企业的隐性腐败行为 (张浩等, 2022), 从而改善上市企业的信息环境, 减少股东与债权人之间的债务代理成本。因此, 在境外投资者持股水平较高的企业中, 管理层受到的监督和约束力度更强, 股东与债权人之间的债务代理成本更低, 因而资金供给方更愿意向这些企业提供长期信贷资金。

如果上述逻辑成立, 当境外投资者持股水平上升时, 上市企业获得的长期贷款增加, 能够更加合理地规划其投融资期限结构, 则企业投融资期限错配的可能性下降。由此提出本文的研究假设 H1。

H1: 境外投资者持股能够显著抑制企业的“短贷长投”行为。

(三) 境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的影响机制

期限匹配理论认为, 资产和债务的期限匹配能够减少由于企业现金流不足以用来支付利息和投资需要所带来的风险 (Morris, 1976)。如果企业过度依赖短期资金进行长期投资, 就可能出现投融资期限错配的现象, 这不仅会影响企业绩效、加剧债务风险, 也会降低企业的全要素生产效率、不利于企业创新 (刘晓光和刘元春, 2019; 盛明泉等, 2020)。然而, 在金融改革过程中, 商业银行信贷一直是我国上市企业特别是中小型企业融资的主要来源, 由于面临的竞争压力相对较小 (钟凯等, 2016), 银行更倾向于向企业提供短期资金以控制信贷风险, 导致企业面临的中长期融资约束较大。

随着我国资本市场对外开放的持续深化, 我国上市企业的境外股东持股比例逐渐上升, 境外投资者持股对上市企业的融资能力产生了极大的影响。一方面, 境外投资者的进入提高

了上市企业的直接融资比重、弥补了企业间接融资的不足，并减少了企业的筹资成本、提高了资金的使用效率。另一方面，境外投资者作为独立的监管者，能够提升企业的治理水平、降低银行与企业之间的信息不对称程度和代理成本，从而提高企业的信息披露质量、缓解银行的信贷风险。大量的现有文献研究表明，融资需求得不到满足是企业投融资期限错配的根源（Acharya et al., 2011；刘贯春和叶永卫，2022），企业面临的融资约束越严重，其能够从银行等金融机构获得的长期贷款就越少，投融资期限错配的可能性就越大。在金融抑制的背景下，境外投资者持股能够增加企业的长期可用资金、缓解企业所面临的融资约束，帮助企业形成良好的投融资循环结构，从而促进企业的投资期限和债务期限相匹配，抑制企业的“短贷长投”行为。因此，本文提出研究假设 H2：

H2：缓解融资约束是境外投资者持股抑制企业“短贷长投”行为的主要渠道。

三、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文使用的原始数据来源于国泰安数据库（CSMAR）和锐思（RESSET）数据库以及上市公司年报。其中，上市公司前十大股东中，境外持股人的来源国家和地区等信息为手工收集数据。鉴于手工收集数据的可得性，本文以 2009—2018 年沪深 A 股上市公司为样本，剔除金融类企业、ST 企业和 PT 企业，并对连续变量进行 1% 的缩尾处理，最后剩余了 17221 个公司年观测值。

（二）变量选择与定义

在被解释变量选取方面，目前关于企业“短贷长投”水平的衡量方式并没有统一标准，现有文献常用的衡量指标主要有两个：一是钟凯等（2016）基于“资金缺口”计算的指标，反映企业长期资金支持长期投资的资金缺口，具体定义见表 1；二是刘晓光和刘元春（2019）基于“短债长用”计算的指标，反映企业的债务期限结构与资产期限结构的匹配情况，计算公式为：“短贷长投”=短期负债比例-短期资产比例。由于第一种指标为流量指标，因此本文选取第一种指标作为被解释变量进行主回归分析，将第二种指标作为替代性指标进行稳健性检验。

在解释变量选取方面，本文借鉴了 Chen et al.（2022）的做法，利用上市企业前十大股东中境外投资者持有股票数量占比来衡量境外投资者持股水平，具体做法为中国上市企业前十大股东中境外投资者持有的股票数量除以企业的总流通股股票数量。同时，通过证监会、新浪、百度、谷歌等网站搜索，或直接致电上市公司查询，本文手工收集了前十大股东中境外投资者的来源国、地方法律、投资者构成等具体信息（张浩等，2022）。

在控制变量选取方面，本文参考现有文献的做法（叶志伟等，2023；谢获宝，2022），选取了盈利能力（ROA）、上市年龄（ListAge）、现金流量（Cashflow）、固定资产占比（FA）、投资机会（TobinQ）、企业规模（Size）、杠杆率（Lev）、成长能力（Growth）、董事会规模（Board）、是否两职合一（Dual）等主要变量指标。同时，本文控制了年份固定效应和行业固定效应，以控制特定年份和行业相关因素的影响。被解释变量、解释变量和控制变量等的具体定义如

表 1 所示。

表 1 变量及定义

变量	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	SFLI	“短贷长投”	首先，计算长期资本支持长期投资的资金缺口=固定资产等投资活动现金支出-（长期借款本期增加额+本期权益增加额+经营活动现金净流量+出售固定资产现金流入）；其次，将资金缺口除以上一年总资产
解释变量	FO	境外投资者持股	公司前十大股东中境外投资者持有的股票数量占比
	ROA	盈利能力	净利润/总资产平均余额
	ListAge	上市年龄	Ln（当年年份-上市年份+1）
	Cashflow	现金流量	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	FA	固定资产占比	固定资产净额/总资产
控制变量	TobinQ	投资机会	（流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值）/总资产
	Size	企业规模	Ln（年总资产）
	Lev	杠杆率	年末总负债/年末总资产
	Growth	成长能力	本年营业收入/上一年营业收入-1
	Board	董事会规模	Ln（董事会人数总和）
	Dual	是否两职合一	董事长与总经理是同一个人则为 1，否则为 0

（三）基本模型构建

为了研究境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的影响，本文使用如下计量模型：

$$SFLI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FO_{i,t-1} + \phi_1 Controls_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标 i 和 t 分别代表企业和年份，并采用核心解释变量和控制变量的一期滞后项以减少反向因果可能导致的内生性问题。被解释变量 $SFLI_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的“短贷长投”水平，核心解释变量 $FO_{i,t-1}$ 为境外投资者 i 在 $t-1$ 年的持股水平。 μ_i 和 γ_t 分别表示行业固定效应和时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。同时，本文生成了两个虚拟变量 $DUM_SFLI_{i,t}$ 和 $DUM_FO_{i,t-1}$ 作为稳健性指标：若 $DUM_SFLI_{i,t}=1$ ，则代表企业 i 在 t 年存在“短贷长投”的行为，反之为 0；若 $DUM_FO_{i,t-1}=1$ ，则代表企业 i 在 $t-1$ 年存在境外投资者持股，反之为 0。

四、实证分析

（一）描述性统计

表 2 报告了本文主要变量的描述性统计结果。如表 2 所示，在样本期内，企业“短贷长

投”指标的均值为-0.131，最小值和最大值分别为-1.097 和 0.239，说明当前我国上市企业之间投融资期限错配的程度存在着一定的差异，与刘红忠和赵骄阳（2021）、谢获宝等（2022）的计算结果基本一致。境外投资者平均持股为 3%，与以往的研究（Chen et al., 2022；张浩等，2022）基本相一致。其他控制变量的均值、最小值和最大值均在合理范围之内，具体不再赘述。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
SFLI	17221	-0.131	0.192	-1.097	0.239
FO	17221	0.030	0.090	0	0.496
ROA	17221	0.038	0.060	-0.398	0.228
ListAge	17221	2.367	0.611	0.693	3.332
Cashflow	17221	0.044	0.069	-0.224	0.257
FIXED	17221	0.227	0.168	0.002	0.736
TobinQ	17221	2.089	1.475	0.816	17.73
Size	17221	22.09	1.313	18.770	26.910
Lev	17221	0.455	0.203	0.027	0.925
Growth	17221	0.178	0.442	-0.602	4.330
Board	17221	2.149	0.199	1.609	2.708
Dual	17221	0.226	0.418	0	1

（二）基准回归分析

表 3 首先报告了境外投资者持股对企业“短贷长投”行为影响的基准回归结果。其中，列（1）控制了年份与行业效应，结果显示境外投资者持股 *FO* 的回归系数在 1%水平上显著为负；列（2）加入了一系列影响企业“短贷长投”水平的指标，结果显示 *FO* 的回归系数依然在 1%的水平上显著为负，且境外投资者持股每增加一个标准差，企业的“短贷长投”水平将减少 0.105 个标准差。该结果证实了本文假设 H1，即企业投融资期限错配的程度会随着境外投资者持股水平的提高而降低。从控制变量上看，*ROA*、*ListAge*、*Cashflow*、*Size*、*Lev*、*Board* 与企业“短贷长投”水平显著负相关，*FIXED* 与企业“短贷长投”水平显著正相关，与已有研究结论一致（刘晓光和刘元春，2019）。

进一步，分别使用 *FO* 和 *SFLI* 的虚拟变量 *DUM_FO* 和 *DUM_SFLI* 来指代上市企业中是否有境外投资者持股以及是否存在“短贷长投”行为。如表 3 列（3）、（4）所示，*DUM_FO* 的回归系数显著为负，表明如果存在境外投资者持股，企业的“短贷长投”行为会明显受到制约；在列（5）、（6）中，由于被解释变量 *DUM_SFLI* 是虚拟变量，本文使用 Logit 模型进行回归分析并计算平均边际效应。列（6）结果表明，境外投资者持股 *FO* 每增加一个单位，企业出现“短贷长投”的可能性减少 11%。

表 3 基准回归结果分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SFLI	SFLI	SFLI	SFLI	DUM_SFLI	DUM_SFLI
FO	-0.0946*** (-5.6207)	-0.0486*** (-2.9610)			-0.1845*** (0.0369)	-0.1100*** (0.0355)
DUM_FO			-0.0264*** (-7.5943)	-0.0056* (-1.6481)		
ROA		-0.6554*** (-19.7547)		-0.6533*** (-19.6801)		-1.0690*** (0.0570)
ListAge		-0.0161*** (-5.4179)		-0.0151*** (-5.0818)		-0.0728*** (0.00581)
Cashflow		-0.1800*** (-7.3459)		-0.1810*** (-7.3923)		-0.549*** (0.0495)
FIXED		0.0454*** (3.9056)		0.0451*** (3.8714)		0.0546** (0.0239)
TobinQ		0.0015 (1.1478)		0.0014 (1.0710)		-0.0010 (0.0025)
Size		-0.0136*** (-7.9445)		-0.0139*** (-8.0448)		-0.0430*** (0.0037)
Lev		-0.0289*** (-3.0067)		-0.0290*** (-3.0201)		0.0200 (0.0191)
Growth		-0.0071 (-1.6035)		-0.0072 (-1.6290)		0.0367*** (0.0067)
Board		-0.0131* (-1.7535)		-0.0132* (-1.7668)		-0.0362** (0.0161)
Dual		-0.0036 (-1.0167)		-0.0037 (-1.0347)		0.0061 (0.0070)
Constant	-0.1285*** (-86.5674)	0.2710*** (7.0764)	-0.1256*** (-78.8843)	0.2754*** (7.1229)		
常数项	17221	17221	17221	17221	17198	17198
R2/伪 R2	0.0822	0.1453	0.0834	0.1450	0.0570	0.1300
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号（）内为稳健标准误的t统计值；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。下同。

（三）稳健性检验

1.内生性检验

本文使用工具变量、PSM检验和控制城市层面的固定效应进行内生性检验，以进一步

缓解潜在的由遗漏变量和样本选择偏误导致的内生性问题。

（1）工具变量法

本文使用了两个工具变量，利用两阶段最小二乘法（2SLS）进行回归检验。首先，本文借鉴了谢德仁等（2016），张璇等（2017）和孙凤娥（2019）的处理方法，使用同一城市、同一行业其他公司的境外投资者持股均值 $Other_FO$ 作为第一个工具变量。使用 $Other_FO$ 作为工具变量的依据在于：从相关性来看，在同一城市的同一行业内，其他上市企业的境外投资者持股水平在很大程度上会影响到行业整体的投资环境和投资积极性，进而影响境外投资者对本企业的持股偏好；从外生性来看，目前尚没有证据表明境外投资者持股的城市一行业均值会影响本企业的“短贷长投”行为。

其次，本文借鉴了张浩和陶伦琛（2021）的做法，以手工搜集的我国上市企业在谷歌浏览器中被搜索的相对次数（ $Trends$ ）作为第二个工具变量。由于2010年谷歌突然退出中国市场，境内无法正常使用，那么谷歌搜索在2010年之后的访问基本上都是境外人士访问，因此本文选取了2010年之后的数据，并进行对数化处理。使用 $Trends$ 作为工具变量的依据在于：从相关性来看，作为全球排名第一、服务于多个国家和地区的谷歌浏览器，被搜索的相关次数可以反映企业受到的境外关注度。我国上市企业在谷歌浏览器中被搜索的相对次数越多，说明其受到的境外关注度越高，这会影响到境外投资者对相关企业的综合评价，进而影响境外股东的投资计划；从外生性来看，目前尚没有证据表明在谷歌浏览器中被搜索的相对次数会影响企业的“短贷长投”行为。

此外，本文借鉴了寇宗来等（2015）、叶志伟等（2023）的做法，将工具变量 $Other_FO$ 、 $Trends$ 作为控制变量放入主回归模型中，如表4列（1）所示：解释变量 FO 的回归系数仍然显著为负，而工具变量 $Other_FO$ 、 $Trends$ 的回归系数并不显著，这为工具变量的外生性提供了进一步证据。KP rk LM统计值在1%的显著性水平下拒绝内生解释变量与工具变量无关的原假设；KP Wald F统计值远高于10%的临界值，表明两个工具变量具有相关性；Hansen J统计值的伴随概率P值不显著，表明不存在过度识别问题。表4的列（2）、（3）分别报告了工具变量第一阶段和第二阶段的回归结果。结果如列（3）显示，境外投资者持股的估计系数在1%的水平下显著为负，与基准模型结果一致，证实了境外投资者持股对上市企业“短贷长投”行为的抑制作用。

（2）倾向得分匹配法

由于境外投资者通常会偏向于选择经营状况良好的企业进行投资，因此这些企业“短贷长投”的水平可能相对而言本身就较低。为了排除样本选择性偏误带来的内生性问题，本文采用倾向得分匹配法（PSM）对样本进行配对。具体地，本文以盈利能力（ ROA ）、上市年龄（ $ListAge$ ）、现金流量（ $Cashflow$ ）、固定资产占比（ FA ）、投资机会（ $TobinQ$ ）、企业规模（ $Size$ ）、杠杆率（ Lev ）、成长能力（ $Growth$ ）、董事会规模（ $Board$ ）、债务期限结构（ Mat ）等为协变量，使用1:1匹配、允许重复抽样且卡尺值为0.05的最近邻匹配法进行样本匹配。共同支撑假设检验结果如图2所示：大多数观测值均在共同取值范围内，说明使用倾向得分匹配削弱了样本组的差异。运用配对成功的样本数据重新对模型（1）进行回归检验，结果如表4列（4）、（5）所示，在控制了年份及行业固定效应之后，境外投资者持

股FO的回归系数均显著为负，即境外投资者持股显著抑制了企业的“短贷长投”行为，这表明本文的研究结论是稳健的。

(3) 控制城市层面的固定效应

在前文实证检验中，本文控制了不可观测的行业因素，但考虑到地区的地理优势和经济发展状况等可能对当地企业的经营环境造成影响，本文通过控制城市层面的固定效应，吸收地区层面不可观测因素的影响。结果如表4列(6)、(7)所示，在控制了年份与城市固定效应后，加入控制变量前后境外投资者持股均显著降低了上市企业“短贷长投”的程度，结论依然是稳健的。

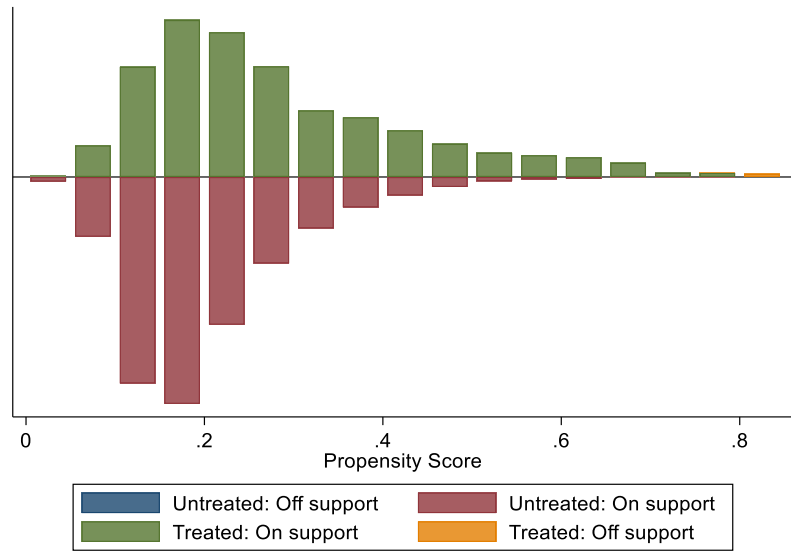


图2 共同支撑检验

表2 内生性检验

变量	工具变量回归			PSM检验		控制城市固定效应	
	(1) SFLI	(2) FO	(3) SFLI	(4) SFLI	(5) SFLI	(6) SFLI	(7) SFLI
FO	-0.0457* (-1.9577)		-0.0912*** (-3.1716)	-0.0420** (-2.0478)	-0.0570*** (-2.8761)	-0.0853*** (-4.7071)	-0.0308* (-1.7742)
Other_FO	-0.0373 (-1.1183)	0.8882*** (55.3135)					
trends	-0.0001 (-1.0716)	0.0002*** (3.5892)					
ROA	-0.6441*** (-16.7716)	0.0104 (0.8433)	-0.6433*** (-16.7878)		-0.7528*** (-13.3137)		-0.6641*** (-19.2780)
ListAge	-0.0134*** (-4.1630)	-0.0156*** (-11.1562)	-0.0140*** (-4.3416)		-0.0175*** (-3.9540)		-0.0246*** (-7.7269)
FIXED	0.0208	0.0148***	0.0216*		-0.1547***		-0.1768***

	(1.6340)	(2.8578)	(1.7054)		(-3.8070)		(-6.9073)
TobinQ	0.0014	0.0027***	0.0015		0.0253		0.0308***
	(0.9566)	(4.1881)	(1.0075)		(1.4117)		(3.0017)
Size	-0.0145***	0.0090***	-0.0145***		-0.0016		0.0010
	(-7.4991)	(11.6644)	(-7.6601)		(-0.8953)		(0.8285)
Lev	-0.0160	0.0003	-0.0157		-0.0197***		-0.0181***
	(-1.4999)	(0.0696)	(-1.4811)		(-7.5877)		(-10.2868)
Growth	-0.0105**	0.0016	-0.0106**		-0.0516***		-0.0361***
	(-2.1302)	(1.1659)	(-2.1422)		(-3.2791)		(-3.6863)
Board	-0.0189**	0.0023	-0.0184**		-0.0023		-0.0101**
	(-2.3182)	(0.7563)	(-2.2732)		(-0.3226)		(-2.2735)
Dual	-0.0040	0.0001	-0.0042		0.0019		-0.0210***
	(-1.0587)	(0.0605)	(-1.0997)		(0.1586)		(-2.6140)
Cashflow	-0.1912***	0.0215**	-0.1900***		-0.0022		-0.0031
	(-6.8935)	(2.1764)	(-6.8612)		(-0.4090)		(-0.8173)
Constant	0.3032***	-0.1764***	0.3471***	-0.1293***	0.4111***	-0.1295***	0.4156***
	(7.0406)	(-10.6235)	(7.6148)	(-51.6866)	(7.0082)	(-83.8013)	(10.7490)
常数项	14080	14080	14080	5803	5803	16568	16568
R ²	0.1548	0.4305	0.1545	0.0983	0.1885	0.0587	0.1340
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	NO	NO
城市固定效应						Yes	Yes
KP rk LM-statistic			621.510***				
LM P-value			(0.000)				
KP rk Wald F-statistic			1556.827				
Hansen J P-value			0.313				

注：KP rk LM-statistic 用于检验是否存在工具变量识别不足问题（under-identification）；KP rk Wald F-statistic用于检验是否存在弱工具变量问题；Hansen J用于检验是否存在过度识别问题（over-identification）。

2.剔除债权融资企业

2011年以后，我国上市企业逐步获得债权融资资格，可以通过发行债券获得资金。为了避免企业债券融资对研究结论造成影响，本文借鉴了钟凯等（2016）的做法，剔除了“应付债券”大于0的样本企业，用剩余样本重新进行检验。结果如表5列（1）、（2）所示，无论是否加入控制变量，剔除债权融资企业之后境外投资者持股FO的系数均显著为负，并未影响前文的研究结论。

3.改变被解释变量的度量方式

借鉴刘晓光和刘春元（2019）提出的“短债长用”指标，本文重新度量了企业“短贷长投”（SFLI）的指标，计算公式为：“短贷长投”=短期负债比例-短期资产比例，其中，短期负

债比例为短期负债/总负债，短期资产比例为短期资产/总资产。数值越大，说明企业“短贷长投”的程度越大。回归结果如表 5 列（3）、（4）所示，加入控制变量前后，境外投资者持股 *FO* 的估计系数均在 1%的水平上显著为负，表明当使用“短债长用”指标作为被解释变量的替换指标时，本文的研究结论依然稳健。

表 3 剔除债务融资企业、改变被解释变量的度量方式

变量	剔除债权融资企业		更换“短贷长投”指标	
	(1)	(2)	(3)	(4)
FO	-0.0586*** (-2.7347)	-0.0415** (-2.0232)	-0.0795*** (-3.7757)	-0.0478*** (-2.6335)
ROA		-0.9447*** (-21.7717)		-0.4600*** (-12.7140)
ListAge		-0.0236*** (-7.3773)		0.0304*** (8.7092)
Cashflow		-0.1021*** (-3.7066)		-0.0599** (-2.0523)
FIXED		0.0261* (1.9188)		0.7370*** (53.5523)
TobinQ		0.0036*** (2.8292)		-0.0133*** (-8.1310)
Size		-0.0088*** (-3.7321)		-0.0136*** (-7.1828)
Lev		-0.0588*** (-5.7549)		0.1634*** (13.3152)
Growth		0.0081* (1.8941)		0.0180*** (3.7207)
Board		-0.0038 (-0.4351)		0.0010 (0.1065)
Dual		-0.0009 (-0.2359)		0.0059 (1.3956)
Constant	-0.1156*** (-68.7578)	0.1898*** (3.7609)	-0.3293*** (-164.1247)	-0.3071*** (-7.2063)
常数项	11485	11485	16608	16608
R ²	0.0822	0.1660	0.2676	0.4297
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

4. 改变解释变量的度量方式

本部分借鉴了侯德帅（2022）的做法，利用A股上市企业在2010—2020年是否被纳入“沪港通”和“深港通”标的范围内作为其是否存在境外投资者持股的替换指标，探究“沪深港通”交易制度的实施对我国上市企业“短贷长投”行为的影响。具体做法为：首先，使用双重差分模型（DID）的前提是通过平行趋势检验，即假定实验组和对照组在纳入“沪深港通”标的范围之前具有平行趋势，观察“沪深港通”交易制度的实施对企业投融资期限错配的动态影响；其次，考虑到被纳入“沪深港通”标的范围内的上市企业在企业规模、资产收益率等多个层面可能存在差异，为了避免由于选择性偏误带来的内生性问题，以净资产收益率（ROE）、上市年限（ListAge）、现金流比率（Cashflow）、托宾Q值（TobinQ）、企业规模（Size）、杠杆率（Lev）、账面市值比（BM）、月均超额换手率（Dturn）等作为协变量，使用最近邻匹配法对样本进行1:1匹配；最后，定义“沪深港通”的虚拟变量（HSGT）为解释变量，若HSGT=1，则表示上市企业在“沪深港通”标的范围内，反之为0；并构建多期双重差分模型（DID）进行OLS估计。具体模型为：

$$SFLI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 HSGT_{i,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，被解释变量为企业“短贷长投”的程度（SFLI_{i,t}），解释变量为“沪深港通”交易制度的虚拟变量（HSGT_{i,t}），u_i和γ_t分别代表个体和年份固定效应。

平行趋势检验结果如图3所示，在企业被纳入“沪深港通”标的范围内的前几年，虚拟变量的系数均几乎接近于0，且95%置信区间也都覆盖零值，说明平行趋势检验成立。但是当企业被纳入“沪深港通”标的范围之后，虚拟变量的系数均显著为负，且在调入当年的影响最大，说明“沪港深通”抑制了企业的“短贷长投”行为，假设H1得到初步验证。匹配平衡性结果如图4所示，匹配前各协变量之间存在较大偏差，匹配后各协变量偏差明显缩小且接近于0，说明使用倾向得分匹配削弱了实验组和控制组的差异。模型（2）的回归结果如表6列（1）、（2）所示，加入控制变量前后，HSGT的回归系数均显著为负，说明“沪深港通”交易制度的实施显著抑制了上市企业的“短贷长投”行为。另外，本文借鉴了刘贯春和叶永卫（2022）的方法，进一步分析了“沪深港通”交易制度对企业债务期限结构的影响，企业债务期限结构（Mat）的度量方式为流动负债总额除以企业总负债。回归结果如列（3）、（4）显示，加入控制变量前后，“沪深港通”（HSGT）对企业债务期限结构（Mat）的估计系数均显著为负，表明“沪深港通”交易制度的实施会延长企业的债务期限结构、促进金融机构对企业的长期信贷供给。最后，为了排除企业“短贷长投”水平的下降是由于其他经济因素造成的影响，本文借鉴曹清峰（2020）的做法，采用改变政策发生时间的方式进行安慰剂检验，具体做法是将上市企业被纳入“沪深港通”标的范围的时间提前两年，结果如列（5）、（6）所示，加入控制变量前后，“沪深港通”（HSGT）的系数均不显著，安慰剂检验通过，证明上述回归结果是稳健的。

综上所述，改变解释变量的度量方式后，境外投资者持股依然能够显著抑制企业的“短贷长投”行为，说明我国资本市场对外开放水平的提升能够有效缓解企业的投融资期限错配。

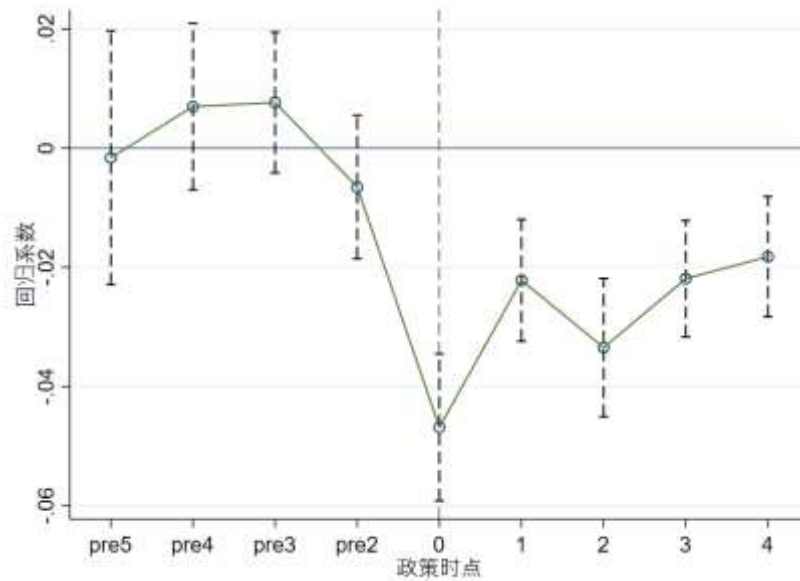


图3 平行趋势检验

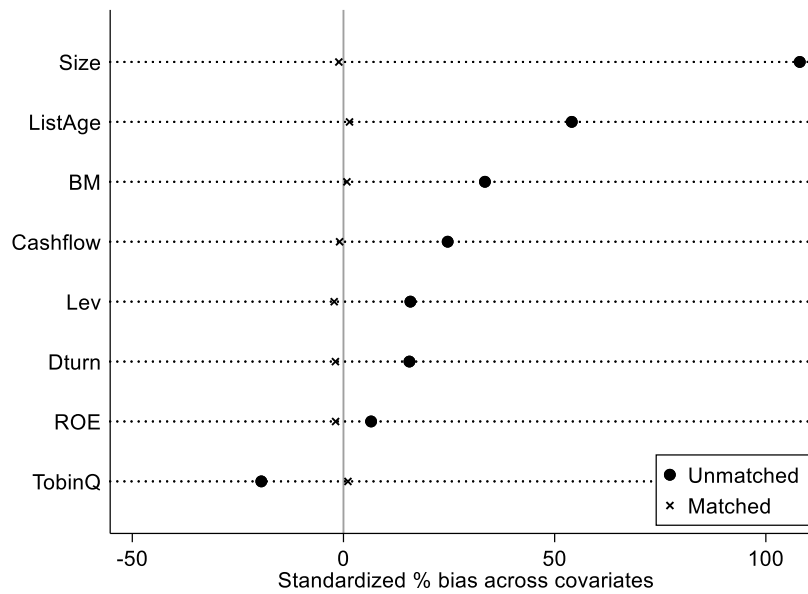


图4 匹配平衡检验

表6 改变解释变量的度量方式

变量	基准回归		债务期限结构		安慰剂检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SFLI	SFLI	Mat	Mat	SFLI	SFLI
HSGT	-0.0199** (-2.0927)	-0.0298*** (-3.4803)	-0.0148** (-2.2082)	-0.0178** (-2.3671)	-0.0041 (-0.4009)	-0.0119 (-1.2068)

ROA	-0.9502***		0.0670		-0.9534***	
	(-14.5822)		(1.5279)		(-14.6220)	
ListAge	-0.1269***		-0.0074		-0.1266***	
	(-7.0000)		(-0.5075)		(-6.9626)	
Cashflow	-0.9559***		-0.1912***		-0.9540***	
	(-23.1763)		(-5.9659)		(-23.1544)	
FIXED	0.1165**		0.0608*		0.1160**	
	(2.3484)		(1.8734)		(2.3346)	
TobinQ	0.0289***		-0.0049		0.0296***	
	(6.0414)		(-1.5000)		(6.0993)	
Size	0.0794***		-0.0145**		0.0779***	
	(5.3846)		(-2.0837)		(5.2650)	
Lev	0.0065		0.1369***		0.0018	
	(0.1504)		(4.8447)		(0.0413)	
Growth	-0.0879***		-0.0155***		-0.0879***	
	(-5.7611)		(-3.4297)		(-5.7554)	
Board	0.0446		0.0109		0.0447	
	(1.5339)		(0.5738)		(1.5347)	
Dual	0.0116		0.0024		0.0113	
	(1.3680)		(0.3612)		(1.3282)	
Constant	-0.1157***	-1.6958***	0.2453***	0.5059***	-0.1236***	-1.6690***
	(-21.4757)	(-5.4042)	(64.2914)	(3.2513)	(-17.4796)	(-5.3177)
常数项	6292	6292	6292	6292	6292	6292
R ²	0.4431	0.5966	0.7408	0.7475	0.4427	0.5957
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

五、境外投资者持股影响企业“短贷长投”行为的机制

（一）企业债务期限结构

在理论分析部分，本文提出境外投资者持股通过缓解融资约束来抑制企业的“短贷长投”行为的假设。借鉴刘贯春和叶永卫（2022）的方法，本文首先从债务期限结构维度进行融资约束机制的探讨。债务期限结构理论表明，金融市场环境与企业债务期限结构的关系非常紧密（Leary, 2009）。宏观经济、行业决策以及企业治理等因素的变动都会影响到金融机构的信贷风险以及对债务人的风险评估，进而影响金融机构的信贷期限结构。当境外投资者持股

增加时，企业的治理水平和投资效率上升（张浩和陶伦琛，2021），银行等金融机构的信贷风险下降，会愿意向企业提供长期信贷资金，从而缓解企业所面临的融资约束。

企业的债务期限结构在很大程度上能够反映金融机构提供的信贷期限结构。信贷期限结构短期化导致企业的短期负债占比增加、长期负债占比减少，债务期限结构趋于短期化，出现“短贷长投”行为的可能性增加（刘贯春和叶永卫，2022）。因此，本部分利用企业的债务期限结构 (*Mat*) 作为衡量融资约束的指标，其度量方式为流动负债总额除以企业总负债。回归结果如表 7 列 (1) 所示，境外投资者持股 *FO* 的估计系数显著为负，说明境外投资者持股会延长企业的债务期限结构，使得企业总负债构成中长期贷款相对于短期贷款的占比增加。这表明，在境外投资者持股水平较高的企业中，企业从银行等金融机构获得的长期信贷资金增加、面临的融资约束降低，从而抑制了企业的“短贷长投”行为。证实了本文假设 H2。

(二) 融资约束

有关融资约束指标的设计，本文选取了 *KZ* 指数和 *SA* 指数作为衡量企业面临的融资约束程度的指标。本文借鉴 Kaplan 和 Zingales (1997)，计算出相应的 *KZ* 指数，*KZ* 指数越大，说明企业面临的融资约束越大，反之则越小。另外，本文借鉴了 Hadlock and Pierce (2009) 的做法，使用 *SA* 指数作为衡量企业融资约束程度的稳健性指标。其计算方法为：

$$SA_{i,t} = -0.373 \times Size_{i,t} + 0.043 \times Size_{i,t}^2 - 0.04 \times Age_{i,t} \quad (3)$$

其中：*Size* 表示企业规模（年总资产取对数）；*Age* 表示企业年龄。*SA* 取值越大，意味着企业面临的融资约束越严重。

回归结果如表 7 列 (2)、(3) 所示，境外投资者持股的估计系数均显著为负，表明境外投资者持股能够缓解企业的融资约束。进一步，本文使用了虚拟变量 *DUM_FO* 作为研究境外投资者持股对融资约束影响的稳健性指标。列 (4) - (6) 的结果显示，*DUM_FO* 的估计系数依然显著为负，说明如果存在境外投资者持股，企业面临的融资约束程度会明显下降。回归结论依然稳健。

从上述分析中可以看出，境外投资者持股能够通过缓解企业的融资约束、增加企业的长期信贷资金，从源头上抑制企业的“短贷长投”行为。本文假设 H2 得到验证。

表 4 作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Mat	SA	KZ	Mat	SA	KZ
FO	-0.0545*** (-3.8802)	-0.0501** (-2.5166)	-0.5172*** (-3.5559)			
DUM_FO				-0.0119*** (-3.9735)	-0.0075* (-1.9341)	-0.1690*** (-5.3790)
ROA	-0.1907*** (-7.0440)	-0.2174*** (-7.0187)	-7.3867*** (-20.8198)	-0.1865*** (-6.8920)	-0.2146*** (-6.9214)	-7.3306*** (-20.6934)
ListAge	-0.0091*** (-3.4855)	-0.2340*** (-69.3007)	0.7671*** (27.9546)	-0.0079*** (-3.0525)	-0.2329*** (-69.1441)	0.7787*** (28.6967)

Cashflow	-0.0694*** (-3.2288)	-0.0509** (-2.1269)	-4.6191*** (-18.6603)	-0.0693*** (-3.2261)	-0.0516** (-2.1575)	-4.6058*** (-18.6151)
FIXED	0.1010*** (9.7721)	0.0186 (1.5726)	1.1578*** (11.6988)	0.1008*** (9.7491)	0.0183 (1.5505)	1.1583*** (11.7128)
TobinQ	-0.0119*** (-10.2937)	0.0344*** (21.6577)	0.2397*** (16.2965)	-0.0119*** (-10.2734)	0.0343*** (21.6564)	0.2414*** (16.4210)
Size	-0.0233*** (-17.6324)	0.0731*** (28.5621)	-0.2296*** (-15.1893)	-0.0230*** (-17.3693)	0.0730*** (28.7549)	-0.2208*** (-14.4691)
Lev	0.2632*** (29.4944)	-0.0675*** (-6.6109)	5.9114*** (65.4752)	0.2624*** (29.3684)	-0.0678*** (-6.6434)	5.8947*** (65.1910)
Growth	-0.0063* (-1.9140)	0.0281*** (7.0614)	0.2336*** (5.3072)	-0.0064* (-1.9310)	0.0280*** (7.0436)	0.2336*** (5.3004)
Board	0.0007 (0.1061)	-0.0439*** (-5.2833)	-0.1814*** (-2.8001)	0.0007 (0.1109)	-0.0439*** (-5.2856)	-0.1804*** (-2.7881)
Dual	0.0066** (2.0700)	0.0038 (1.0378)	-0.0562* (-1.7128)	0.0066** (2.0933)	0.0038 (1.0315)	-0.0540* (-1.6450)
Constant	0.6329*** (21.0050)	-4.7375*** (-92.2194)	1.9769*** (5.9323)	0.6251*** (20.5854)	-4.7367*** (-92.7543)	1.7749*** (5.2606)
常数项	16390	16390	16390	16390	16390	16390
R ²	0.2378	0.4800	0.5565	0.2378	0.4798	0.5569
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

六、境外投资者持股影响企业“短贷长投”行为的异质性检验

(一) 产权性质异质性检验

在不同产权性质的企业中,企业所面临的融资约束不同,投融资期限错配的程度也不同。与国有企业相比,非国有企业在信贷市场上长期处于劣势地位,“信贷歧视”使得非国有企业很难从银行等金融机构获得信贷资金,从而更有动机去利用短期贷款进行长期投资活动。而国有企业有政府的隐形担保,从银行等金融机构融得的信贷资金数额通常更大,借款成本更低(陈学胜和罗润东,2017)。与国有企业相比,非国有企业中存在着更为严重的投融资期限错配现象(钟凯等,2016)。如果如前文所推测的那样,境外投资者持股是通过缓解企业的融资约束进而抑制企业的“短贷长投”行为,那么这种效果在非国有企业中将会表现得更加明显。

对此,本文根据企业实际控制人的性质,将样本划分为国有企业和非国有企业,并分组进行回归。结果如表8列(1)、(2)所示,无论是国有企业还是非国有企业,境外投资者持股均能够显著抑制企业的“短贷长投”行为,但在非国有企业中,境外投资者持股的影响更

大(组间差异显著)。这表明,在非国有企业中,境外投资者持股通过拓宽企业的融资渠道、缓解企业面临的融资约束,抑制了企业的“短贷长投”行为。因此,境外投资者持股在非国有企业中发挥了更好的作用效果,结果支持上述推测。

(二) 基于行业竞争度的异质性检验

从行业的竞争程度来看,当行业竞争激烈时,企业进行产品推广、研发投入或并购等投资活动的动机较强、经营风险较高,此时银行会缩减信贷规模以控制信贷风险(王百强等, 2021),导致企业所面临的融资约束增加。为了抢占市场份额,处于竞争性行业的企业会倾向于选择高风险的“短贷长投”策略(李增福等, 2022)。对此,我们检验境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的影响在行业竞争度不同的企业中是否存在差异。

本部分使用赫芬达尔指数(*HHI*)衡量行业竞争程度,赫芬达尔指数越高,说明市场集中程度越高,垄断程度越高,竞争程度越低。即高*HHI*代表较低的行业竞争度,低*HHI*代表较高的行业竞争度,并根据中位数划分为高竞争行业和低竞争行业进行分组检验。检验结果如表 8 列(3)、(4)显示,在行业竞争程度较高的企业中,境外投资者持股的回归系数在 1%的水平上显著为负,在竞争程度较低的企业中不显著(组间差异显著)。这是因为,与行业竞争程度较低的企业相比,在行业竞争程度较高的企业中,企业面临较大的竞争压力,投融资期限错配的程度更大(王百强, 2021);而境外投资者的进入能够一定程度上增加企业长期贷款的可能性,缓解企业的融资约束,从而抑制企业的“短贷长投”行为。

表 5 基于产权性质、行业竞争度的异质性检验

变量	产权性质		行业竞争程度	
	国有 (1)	非国有 (2)	较低 (3)	较高 (4)
FO	-0.0602** (-2.2246)	-0.0900*** (-4.1100)	-0.0305 (-1.5350)	-0.0903*** (-3.8003)
ROA	-0.7959*** (-14.0568)	-0.5857*** (-15.2701)	-0.6802*** (-14.1090)	-0.5563*** (-15.3494)
ListAge	-0.0111** (-2.3618)	-0.0312*** (-7.6555)	-0.0187*** (-4.4837)	-0.0184*** (-5.4566)
Cashflow	-0.1329*** (-3.8502)	-0.2099*** (-6.4852)	-0.1656*** (-4.9184)	-0.2121*** (-7.3192)
FIXED	-0.0407*** (-2.5982)	0.1347*** (8.2435)	0.0407** (2.5611)	0.0221 (1.5602)
TobinQ	-0.0028 (-1.2814)	0.0048*** (2.9997)	0.0037** (2.4304)	-0.0023 (-1.6057)
Size	-0.0204*** (-8.7267)	-0.0051** (-1.9875)	-0.0110*** (-4.8844)	-0.0229*** (-10.9718)
Lev	-0.0491***	-0.0309**	-0.0442***	-0.0184*

	(-3.5303)	(-2.4791)	(-3.2952)	(-1.7038)
Growth	-0.0030	-0.0009	-0.0042	0.0027
	(-0.5435)	(-0.1538)	(-0.7327)	(0.5229)
Board	-0.0177*	-0.0191*	-0.0204*	-0.0020
	(-1.7412)	(-1.8463)	(-1.9525)	(-0.2247)
Dual	-0.0002	0.0031	-0.0019	-0.0036
	(-0.0304)	(0.7707)	(-0.3718)	(-0.9407)
Constant	0.4588***	0.1056*	0.2386***	0.4820***
	(8.1230)	(1.9196)	(4.6504)	(10.6558)
常数项	7357	9606	9036	7937
R ₂	0.1783	0.1623	0.1413	0.2138
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
经验P值	0.010**		0.070*	

注：“经验 p 值”用于检验组间调整系数差异的显著性。下同。

（三）基于企业治理水平的异质性检验

企业治理水平的差异可能会导致境外投资者持股对企业“短贷长投”的影响产生差异。一方面，从企业的信息不对称性来看，治理水平较差的企业往往信息透明度较低，银行的贷款风险和面临的道德风险较高。由于短期贷款有助于银行加强对企业的监督，银行作为信贷供给方会更倾向于发放短期贷款（Fan et al., 2012），缩短信贷期限结构。另一方面，从企业的代理成本来看，高代理成本意味着企业的治理能力较低，管理者可能不断通过增加“短贷长投”行为以满足投资需要、谋求自身利益最大化；而高代理成本又会导致银行减少对企业长期信贷资金的供给，进一步加剧企业的“短贷长投”行为。对此，我们检验境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的影响在不同治理水平的企业中是否存在差异。

首先，本文借鉴了辛清泉等（2014）的做法，使用分析师预测准确度（*ACCURACY*）作为衡量信息不对称程度的指标，*ACCURACY* 越大，企业的信息透明度越大、信息不对称的程度越小，并根据其中位数进行分组检验。结果如表 9（1）、（2）显示，在信息透明度较低的企业中，境外投资者持股对企业“短贷长投”的估计系数显著为负，在信息透明度较高的企业中不显著（组间差异显著）。其次，本文使用总资产周转率 *TURN*（营业收入/资产总计）作为衡量企业代理成本的指标，总资产周转率越高，管理层进行无效率经营或偷懒等行为产生的第一类代理成本越低（徐寿福和徐龙炳，2015），并根据其中位数进行分组检验。如表 9 列（3）、（4）显示，在不同资产周转率的企业中，境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的影响均显著为负。但在资产周转率较低的企业中，境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的负向影响更大（组间差异显著）。最后，实证结果表明，当信息不对称程度和代理成本较高时，境外投资者持股对企业“短贷长投”的抑制作用更大。这是因为，相较于治理水平较高的企业，在治理水平较低的企业中，境外投资者持股能够改善企业的治理水平，减少外部资金供给者的信贷风险。具体地，在信息不对称程度较高的企业中，境外投资者可以通

过提升公司信息披露、加强对管理层的监督来提升企业的治理水平(张浩和陶伦琛, 2022);而在代理成本较大的企业中,境外投资者可以缓解股东垄断和内部控制(Yang and Ren, 2017)、抑制企业的隐性腐败行为(张浩等, 2022),从而减少银行等金融机构的信贷风险。因此,在治理水平较差的企业中,境外投资者通过缓解企业的融资约束来抑制企业投融资期限错配的作用更加明显。

表 6 基于企业治理水平的异质性检验

变量	信息透明度		代理成本	
	较高 (1)	较低 (2)	较高 (3)	较低 (4)
FO	-0.0228 (-0.9351)	-0.0660*** (-2.9999)	-0.0901*** (-3.3266)	-0.0081 (-0.4778)
ROA	-0.6462*** (-12.9340)	-0.5456*** (-12.4371)	-0.5515*** (-13.4658)	-0.7344*** (-14.1955)
ListAge	0.0037 (0.8455)	-0.0335*** (-8.6324)	-0.0172*** (-3.9079)	-0.0201*** (-5.9879)
Cashflow	-0.2055*** (-5.8958)	-0.1427*** (-4.2356)	-0.1782*** (-5.2708)	-0.1836*** (-5.8017)
FIXED	0.0420** (2.4805)	0.0369** (2.3596)	0.0420*** (2.7486)	0.0371** (2.5678)
TobinQ	0.0040** (2.4741)	-0.0008 (-0.3807)	0.0041** (2.5421)	-0.0042** (-2.5700)
Size	-0.0097*** (-4.0661)	-0.0219*** (-8.9655)	-0.0142*** (-5.9627)	-0.0197*** (-9.1553)
Lev	-0.0252* (-1.8652)	-0.0124 (-0.9229)	-0.0929*** (-7.1653)	0.0265** (2.1323)
Growth	-0.0103* (-1.6734)	-0.0029 (-0.4899)	-0.0013 (-0.2760)	0.0060 (1.0457)
Board	-0.0124 (-1.1499)	-0.0108 (-1.0300)	-0.0088 (-0.8324)	-0.0123 (-1.3858)
Dual	-0.0083 (-1.5596)	-0.0006 (-0.1289)	-0.0003 (-0.0685)	-0.0094** (-2.2420)
Constant	0.1151** (2.1160)	0.5031*** (9.4006)	0.2858*** (5.4481)	0.4279*** (9.0649)
常数项	9373	7845	8513	8555
R ²	0.1137	0.2106	0.1813	0.1678
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
经验P值	0.000***		0.000***	

(四) 境外投资者异质性检验

不同类型的投资者往往具有不同的投资偏好和行为特征,对于企业投融资期限匹配的影响会存在一定的差异。为探讨境外投资者异质性对我国上市企业“短贷长投”行为的影响,本文利用手工收集得到的关于企业前十大股东中境外投资者的详细信息,区分境外投资者的信息披露水平差异、境外投资者的属性差异以及是否签署联合国投资原则(UNPRI)。首先,从信息披露水平差异来看,与信息披露水平较低的国家(地区)相比,高信息披露的国家(地区)整体的透明度较高,公司的治理能力也较强。本文利用 Leuz et al. (2003) 计算的投资者来源国的信息披露指数 (*Disclosure Index*) 进行划分,并按照中位数将境外投资者分为来自于高披露水平 (*FO_hDiscl*) 地区和来自于低披露水平 (*FO_lDiscl*) 地区进行分组检验。检验结果如表 10 列 (1)、(2) 所示,来自高信息披露国家(地区)的境外投资者持股对企业“短贷长投”行为具有显著的抑制作用,而来自低信息披露国家(地区)的境外投资者持股并没有明显的影响。

其次,从境外投资者的持股属性来看,境外投资者可以分为两类:机构投资者和个人投资者。与个人投资者相比,机构投资者参与公司治理的意愿、能力以及途径更多(Deng et al., 2018),使得银行的信贷风险下降。如果境外投资者通过缓解融资约束来抑制企业“短贷长投”,那么这种影响在机构投资者中表现得更明显。本文将境外投资者分为机构投资者 (*FO_inst*) 和个人投资者 (*FO_per*) 并进行分组检验。检验结果如表 10 列 (3)、(4) 所示,境外机构投资者的回归系数在 1% 的水平上显著,而个人投资者的系数不显著。这表明境外机构投资者通过缓解企业融资约束来抑制企业投融资期限错配,支持上述推测。

最后,从是否签署联合国投资原则(UNPRI)来看,UNPRI 旨在推动投资机构将企业在环境保护、社会责任和公司治理等三方面的表现纳入投资决策中,相较于未签署 UNPRI 的境外投资者,签署了 UNPRI 的境外投资者往往投资实践经验更为丰富、可持续发展水平更高。本文根据 UNPRI 名录手工统计了有签署 UNPRI (*FO_UNPRI*) 和无签署 UNPRI (*FO_NONUNPRI*) 的境外机构投资者持股比例,并进行分组检验。检验结果如表 10 列 (5)、(6) 所示,无论是否签署 UNPRI,境外投资者对企业“短贷长投”行为均有显著的抑制作用,但相对而言签署了该原则的境外投资者对企业“短贷长投”的抑制作用更强。

表 10 的结果显示,信息披露水平高、机构投资者与已经签署了 UNPRI 的境外投资者对于企业“短贷长投”行为的抑制作用更大,这表明治理能力强、资金充足以及注重可持续发展的优质境外投资者对于我国上市企业的投融资期限错配行为所起的抑制作用更强。

表 7 基于境外投资者异质性检验

变量	信息披露水平		投资者属性		是否签署UNPRI	
	较高	较低	机构投资者	个人投资者	已签署	未签署
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FO_hDiscl	-0.0524***					

		(-3.2399)				
FO_IDiscl		0.0484				
		(0.5190)				
FO_inst			-0.1792***			
			(-7.3134)			
FO_per				-0.0258		
				(-0.2376)		
FO_UNPRI					-0.1044*	
					(-1.7515)	
FO_NONUNPRI						-0.0453***
						(-2.7712)
ROA	-0.6551***	-0.6549***	-0.0510***	-0.6549***	-0.6551***	-0.6553***
	(-19.7492)	(-19.7418)	(-3.1571)	(-19.7432)	(-19.7551)	(-19.7501)
ListAge	-0.0162***	-0.0151***	-0.6554***	-0.0151***	-0.0152***	-0.0161***
	(-5.4584)	(-5.0881)	(-19.7575)	(-5.0884)	(-5.1313)	(-5.4135)
Cashflow	-0.1797***	-0.1823***	-0.0162***	-0.1823***	-0.1811***	-0.1802***
	(-7.3324)	(-7.4446)	(-5.4691)	(-7.4413)	(-7.3986)	(-7.3512)
FIXED	0.0451***	0.0447***	0.0453***	0.0448***	0.0447***	0.0453***
	(3.8718)	(3.8411)	(3.8953)	(3.8470)	(3.8430)	(3.8926)
TobinQ	0.0015	0.0013	0.0015	0.0012	0.0013	0.0015
	(1.1579)	(0.9630)	(1.1719)	(0.9591)	(0.9947)	(1.1288)
Size	-0.0135***	-0.0145***	-0.0135***	-0.0145***	-0.0144***	-0.0137***
	(-7.9074)	(-8.5930)	(-7.8939)	(-8.5916)	(-8.5400)	(-7.9842)
Lev	-0.0287***	-0.0282***	-0.0288***	-0.0283***	-0.0285***	-0.0287***
	(-2.9962)	(-2.9374)	(-3.0046)	(-2.9461)	(-2.9717)	(-2.9895)
Growth	-0.0070	-0.0072	-0.0071	-0.0072	-0.0072	-0.0071
	(-1.5970)	(-1.6429)	(-1.6074)	(-1.6394)	(-1.6327)	(-1.6105)
Board	-0.0133*	-0.0134*	-0.0132*	-0.0133*	-0.0131*	-0.0133*
	(-1.7721)	(-1.7832)	(-1.7570)	(-1.7793)	(-1.7503)	(-1.7728)
Dual	-0.0037	-0.0039	-0.0036	-0.0038	-0.0038	-0.0037
	(-1.0341)	(-1.0918)	(-1.0168)	(-1.0830)	(-1.0652)	(-1.0315)
Constant	0.2704***	0.2883***	0.2699***	0.2882***	0.2863***	0.2730***
	(7.0623)	(7.5993)	(7.0358)	(7.5971)	(7.5483)	(7.1249)
常数项	17221	17221	17221	17221	17221	17221
R ²	0.1455	0.1449	0.1455	0.1449	0.1451	0.1453
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

从上述分析中可以发现，企业的产权性质、行业竞争度和治理水平的差异以及境外投资者自身的差异都会导致境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的影响产生差异。具体地，从企业的产权性质来看，相较于国有企业，境外投资者持股对非国有企业“短贷长投”的抑制作用更强；从行业竞争度的异质性来看，当企业处于竞争较为激烈的行业中，境外投资者持股对“短贷长投”的负向影响更为显著；从企业治理水平的异质性来看，境外投资者持股在信息不对称水平和代理成本较高的企业中所起的抑制作用更强。这从整体上体现了境外投资者持股通过缓解融资约束的渠道来抑制企业的“短贷长投”行为。而从境外投资者的异质性来看，信息披露水平高的境外投资者、机构投资者与已经签署了 UNPRI 的境外投资者持股对企业投融资期限错配产生的抑制作用更为明显。

七、研究结论与启示

本文利用上市企业的财务数据和手工收集的前十大股东中境外投资者持股比例等相关信息，研究境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的影响及作用机制。实证结果显示：境外投资者持股能够显著抑制企业的“短贷长投”行为。在作用机制方面，本文研究发现融资约束的缓解是境外投资者持股抑制企业“短贷长投”行为的主要渠道。在异质性检验中，本文考虑了企业的产权性质、行业竞争度和治理水平的异质性，研究发现在非国有企业、行业竞争度较高和治理水平较差的企业中，境外投资者持股对企业“短贷长投”行为的抑制作用更强；具体地，境外投资者持股对于信息不对称程度和代理成本较高的企业所起的抑制作用更为显著；进一步，考虑境外投资者的异质性，本文还发现信息披露水平高的境外投资者、机构投资者及签署了联合国投资原则（UNPRI）的境外投资者对所持股的企业“短贷长投”的抑制作用更为明显。本文结论有助于进一步理解企业投融资期限错配的原因，以及资本市场开放背景下境外投资者持股对企业行为的影响，从而为高质量资本市场开放对一流企业建设提供新的研究思路和经验证据。

根据理论分析和实证结果，本文提出以下三点政策建议。第一，进一步加大资本市场对外开放力度，合理引入优质的境外投资者。充分发挥境外投资者缓解企业融资约束的优势，抑制企业的“短贷长投”行为，促使资本市场平稳运行；第二，有关部门需要加强对上市企业的外部监督，完善上市企业的信息披露制度，改善我国资本市场的信息环境，降低投资者与企业之间的信息不对称程度和代理成本；第三，考虑到融资约束是上市企业出现“短贷长投”行为的根源，政府部门应该推动长效机制建设，优化融资结构和信贷结构，增强金融机构服务实体经济的能力，引导长期信贷资金流向实体企业。

参考文献

- [1]白云霞、邱穆青和李伟，2016，《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》，《中国工业经济》第8期，第23~39页。
- [2]李小林、刘冬、葛新宇和董曼茹，2022，《中国资本市场开放能否降低企业风险承担？——来自“沪深港通”交易制度的经验证据》，《国际金融研究》第7期，第77~86页。
- [3]曹清峰，2020，《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据》，《中国工

业经济》第7期，第43~60页。

- [4]陈强和黄惠春，2022，《金融资产配置对企业短贷长投的影响——基于期限结构的视角[J]》，《现代经济探讨》第4期，第83~93页。
- [5]陈学胜和罗润东，2017，《利率市场化改革进程下企业贷款成本与资本配置效率研究》，《经济管理》第3期，第162~174页。
- [6]侯德帅、赵韶凡、刘影和董曼茹，2022，《资本市场开放与企业短贷长投》，《财会通讯》第17期，第44~49页。
- [7]黄小琳、朱松和陈关亭，2015，《持股金融机构对企业负债融资与债务结构的影响——基于上市公司的实证研究》，《金融研究》第12期，第130~145页。
- [8]寇宗来、盘宇章和刘学悦，2015，《中国的信用评级真的影响发债成本吗》，《金融研究》第10期，第81~98页。
- [9]李增福、陈俊杰、连玉君和李铭杰，2022，《经济政策不确定性与企业短债长用》，《管理世界》第1期，第77~89+143+90~101页。
- [10]连立帅、朱松和陈关亭，2019，《资本市场开放、非财务信息定价与企业投资——基于沪深港通交易制度的经验证据》，《管理世界》第8期，第136~154页。
- [11]刘贯春、程飞阳、姚守宇和张军，2022，《地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善》，《管理世界》第11期，第71~89页。
- [12]刘贯春和叶永卫，2022，《经济政策不确定性与实体经济“短贷长投”》，《统计研究》第3期，第69~82页。
- [13]刘海明和李明明，2020，《货币政策对微观企业的经济效应再检验——基于贷款期限结构视角的研究》，《经济研究》第2期，第117~132页。
- [14]刘红忠和赵骄阳，2021，《经济政策不确定性、融资风险与企业“短贷长投”》，《上海金融》第1期，第12~23页。
- [15]刘晓光和刘元春，2019，《杠杆率、短债长用与企业表现》，《经济研究》第7期，第127~141页。
- [16]马红、侯贵生和王元月，2018，《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》，《南开管理评论》第3期，第46~53页。
- [17]陈丽蓉、夏英豪和万祖杰，2023，《资本市场开放、融资约束与研发投入——基于不同经济周期的视角》，《技术经济》第6期，第88~101页。
- [18]盛明泉、任侨和鲍群，2020，《“短贷长投”与全要素生产率关系研究》，《亚太经济》第1期，第116~126+152页。
- [19]孙凤娥，2019，《投融资期限错配：制度缺陷还是管理者非理性》，《金融经济研究》第1期，第94~110页。
- [20]王百强、鲍睿、李馨子和牛煜皓，2021，《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》，《会计研究》第7期，第85~98页。
- [21]魏熙晔、李梦雨、贾晓月和张正平，2020，《外资持股降低了股票交易成本吗》，《中央财经大学学报》第5期，第21~32页。
- [22]谢获宝、黄大禹和邹梦婷，2022，《地方经济考核压力与企业短贷长投》，《经济评论》第4期，第

148~164 页。

- [23]谢德仁、郑登津和崔宸瑜, 2016,《控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗?——基于股价崩盘风险视角的研究》,《管理世界》第5期,第128~140页。
- [23]辛清泉、孔东民和郝颖, 2014,《公司透明度与股价波动性》,《金融研究》第10期,第193~206页。
- [24]徐寿福和陈百助, 2021,《资本市场开放与股票流动性——来自沪股通的证据》,《世界经济文汇》第1期,第44~65页。
- [25]唐逸舟、王婧文和王姝晶, 2020,《资本市场开放与企业债券融资成本——来自沪深港通的经验证据》,《证券市场导报》第7期,第52~60页。
- [26]姚振晔, 2019,《机构投资者持股与内部人交易——基于中国A股市场的证据》,《南方经济》第4期,第62~83页。
- [27]叶志伟、张新民和胡聪慧, 2023,《企业为何短贷长投——基于企业战略视角的解释》,《南开管理评论》第1期,第29~44页。
- [28]周冬华、方瑄和黄文德, 2018,《境外投资者与高质量审计需求——来自沪港通政策实施的证据》,《审计研究》第6期,第56~64页。
- [29]甄红线和王谨乐, 2016,《机构投资者能够缓解融资约束吗?——基于现金价值的视角》,《会计研究》第12期,第51~57+96页。
- [30]张浩、刘小娟、陈丽芳和韩铭辉, 2022,《境外投资者持股与企业“舌尖上的腐败”治理》,《金融评论》第5期,第49~68+124~125页。
- [31]张浩和陶伦琛, 2022,《境外投资者持股与环境信息披露:来自上市公司的实证分析》,《世界经济研究》第7期,第105~119+137页。
- [32]张浩和陶伦琛, 2021,《资本市场对外开放会提升市场信息效率吗?——基于境外投资者视角》,《南方金融》第11期,第51~64页。
- [33]张璇、刘贝贝、汪婷和李春涛, 2017,《信贷寻租、融资约束与企业创新》,《经济研究》第5期,第161~174页。
- [34]钟凯、程小可和张伟华, 2016,《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》,《管理世界》第3期,第87~98+114+188页。
- [35]钟凯、孙昌玲、王永妍和王化成, 2018,《资本市场对外开放与股价异质性波动——来自“沪港通”的经验证据》,《金融研究》第7期,第174~192页。
- [36] Acharya, V., Gale D., and Yorulmazer, T. 2011. “Rollover Risk and Market Freezes,” *The Journal of Finance*, 66(4): 1177~1209.
- [37] Aggarwal, R., Erel, I. and Ferreira, M. and Matos, P. 2010. “Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors,” *Journal of Financial Economics*, 100(1): 154~181.
- [38] Bekaert, G., Harvey, R. C., and Lundblad, C. 2004. “Does financial liberalization spur growth,” *Journal of Financial Economics*, 77(1): 3~55.
- [39] Bena, J., Ferreira, A. M., Matos, P and Pires, P. 2017. “Are foreign investors locusts? The long-term effects of foreign institutional ownership,” *Journal of Financial Economics*, 126(1): 122~146.
- [40] Campello, M., Lin, C., Ma, Y., and Zou, H. 2011. “The Real and Financial Implications of Corporate

- Hedging,” *The Journal of Finance*, 66(5): 1615~1647.
- [41] Chen, L., Han, M., Li, Y., Megginson, W. L. and Zhang, H. 2022. “Foreign ownership and corporate excess perks,” *Journal of International Business Studies*, 53(1): 72~93.
- [42] Deng, B., Li, Z., and Li, Y. 2018. “Foreign institutional ownership and liquidity commonality around the world,” *Journal of Corporate Finance*, 51: 20~49.
- [43] Dodd, O. and Gilbert, A. 2016. “The Impact of Cross-Listing on the Home Market's Information Environment and Stock Price Efficiency,” *Financial Review*, 51(3): 299~328.
- [44] Fan, J. P., Titman, S., and Twite, G. J. 2012. “An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices,” *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(1): 23~56.
- [45] Fee, E. C., Hadlock, J. C. and Pierce, R. J. 2009. “Investment, Financing Constraints, and Internal Capital Markets: Evidence from the Advertising Expenditures of Multinational Firms,” *The Review of Financial Studies*, 22(6): 2361–2392.
- [46] Henry, B. P. 2000. “Do stock market liberalizations cause investment booms,” *Journal of Financial Economics*, 58(1): 301~334.
- [47] Jiang, F., Cai, W., Wang, X and Zhu, B. 2018. “Multiple large shareholders and corporate investment: Evidence from China,” *Journal of Corporate Finance*, 50: 66~83.
- [48] Kang, J., Kwon, Y. K. and Park, H. 2016. “Foreign investors and the delay of information dissemination in the Korean stock market,” *Pacific Basin Finance Journal*, 38: 1~16.
- [49] Kaplan, N. S. and Zingales, L. 1997. “Do Investment Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1): 169–215.
- [50] Leary, T. M. 2009. “Bank Loan Supply, Lender Choice, and Corporate Capital Structure,” *The Journal of Finance*, 64(3): 1143~1185.
- [51] Lel, U., 2019. “The role of foreign institutional investors in restraining earnings management activities across countries,” *Journal of International Business Studies*, 50(6): 895–922.
- [52] Leuz, C., Nanda, D and Wysocki, D. P. 2003. “Earnings management and investor protection: an international comparison,” *Journal of Financial Economics*, 69(3): 505~527.
- [53] Luong, H., Moshirian, F., Nguyen, L., Tian, X. and Zhang, B. 2017. “How Do Foreign Institutional Investors Enhance Firm Innovation,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(4): 1449~1490.
- [54] Li, Y., Han, M., Robert, F. and Zhang, H. 2022. “Foreign ownership and stock liquidity uncertainty,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 81: 101673.
- [55] Morris, J.R. 1976. “On Corporate Debt Maturity Strategies,” *The Journal of Finance*, 31(1): 29~37.
- [56] Agca, S., De, Nicolo and Detragiache, E. 2015. “Financial reforms, financial openness, and corporate debt maturity: International evidence,” *Borsa Istanbul Review*, 15(2): 61~75.
- [57] Valencia, F. 2017. “Aggregate uncertainty and the supply of credit,” *Journal of Banking and Finance*, 81: 150~165.
- [58] Yang, S. and Ren, X. 2017. “Qualified Foreign Institutional Investor Shareholdings and Corporate Operating Performance,” *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 43(S2): S99~S106.

Foreign Ownership, Financing Constraints, and Maturity mismatch of Corporate Investment and Financing

Abstract: Taking into account the current status of China's open capital market and in conjunction with the fundamental theory of aligning corporate funding timelines, this paper employs manually collected data on overseas shareholders of listed companies to delve into the impact and mechanism of foreign investors' ownership on the "short borrowing, long-term investment" behavior exhibited by enterprises. The findings indicate that foreign investor ownership tends to curtail the aforementioned behavior, a conclusion that maintains its robustness even after undergoing various tests for stability. Mechanism analysis results underscore that foreign investor ownership can mitigate the financial constraints faced by enterprises, thereby reducing the occurrences of mismatches in investment and financing timelines. Moreover, the study identifies that the inhibitory influence of foreign investor ownership on the "short borrowing, long-term investment" behavior is more pronounced in non-state-owned enterprises, industries characterized by higher competitiveness, and enterprises with lower levels of governance. Additionally, the study observes that foreign investors who engage in greater information disclosure, institutional investors, and those who have endorsed the United Nations Principles for Responsible Investment (UNPRI) display a heightened inhibitory impact on the behavior of companies they hold shares in. The conclusions derived from this study offer enhanced insights into the root causes of investment and financing timeline mismatches within enterprises, shedding light on the ramifications of foreign investor ownership on corporate conduct within the scope of an open capital market.

Keywords: Foreign Ownership; Maturity mismatch of Corporate Investment and Financing; Short Borrowing Long-Term Investment; Financing Constraints