

# 债务期限结构、货币政策传导与企业投资

**内容摘要：**债务期限结构对理解企业投资和货币政策传导具有重要价值，优化债务期限结构可能为破解稳增长与防风险“两难”命题提供新的出路。本文首先剖析了短期债务和长期债务对企业投资的不同作用，在此基础上揭示了债务期限结构对企业投资和货币政策传导的影响。研究发现：（1）所谓高杠杆对企业投资的不利影响主要由其短期成分驱动，短期杠杆抑制企业投资，而长期杠杆则有利于稳定和促进企业投资；（2）较短的债务期限结构不仅导致企业违约风险上升，而且会导致“借新还旧”压力加大，进而抑制企业投资；（3）较短的债务期限结构还阻碍了货币政策传导及对企业投资的刺激作用，并且基于局部投影方法的动态效应研究表明这一影响具有持续性。本文为深入认识债务问题和货币政策传导提供了新的经验证据，也为稳增长背景下的杠杆政策选择提供了新的启示。

**关键词：**债务期限结构 货币政策传导 企业投资 违约风险 借新还旧

## 一、引言

企业债务特征对于理解市场主体行为和宏观经济运行具有重要意义。从微观层面看，企业的经营行为与其债务特征息息相关（Admati et al., 2018；刘晓光和刘元春，2019；Xiao, 2022）；从宏观层面看，货币政策在企业间的传导也可能由于企业债务特征不同而产生差异（汪勇等，2018；Jennas, 2019；Ottonello & Winberry, 2020）。自2008年全球金融危机以来，学界和政策部门对经济运行中的债务积累问题给予了高度关注，尤其在杠杆水平这一数量层面进行了大量研究，然而对于债务期限这一结构层面特征的重视程度依然不足。正如Dangl & Zechner（2021）和Jungherr & Schott（2021）指出，长期债务和短期债务具有不同特征与经济含义，因此，债务期限结构可能影响负债部门行为，甚至作用于宏观经济运行。本文在已有研究的基础上，重点考察中国企业债务期限结构问题，主要是出于以下三方面考虑。

一是从债务期限的潜在影响看，较短的债务期限结构可能使负债部门更易暴露于展期风险（Rollover Risk）或再融资风险（Refinancing Risk），导致违约概率上升、“借新还旧”压力增加等问题，进而影响企业投资等经济活动，甚至加速危机的爆发和传播（Cole & Khoe, 1996；Almeida et al., 2009）。Friedwald et al.（2022）更是直接指出，短期杠杆相比长期杠杆将企业更多地暴露于系统性风险之中。图1刻画了以流动性负债占比衡量我国上市企业债务期限结构与宏观实际投资波动的相关性<sup>①</sup>。不难看出，债务期限结构波动和投资周期高度相关。统计计算显示，平均而言流动性负债占比波动与投资波动的相关系数为-0.23（在10%的水平上显著），说明当企业债务期限缩短时，投资面临较大下行压力；从时间维度看，债务期限结构波动与下一期实际投资波动的相关系数为-0.27（在5%的

<sup>①</sup> 数据频率为季度，波动成分通过HP滤波得到，平滑参数取1600。

水平上显著), 与前一期投资的相关系数为-0.16 但不显著, 表明债务期限结构在一定程度上构成了投资波动的领先指标。换言之, 债务期限结构对企业投资进而对经济运行可能具有重要影响。

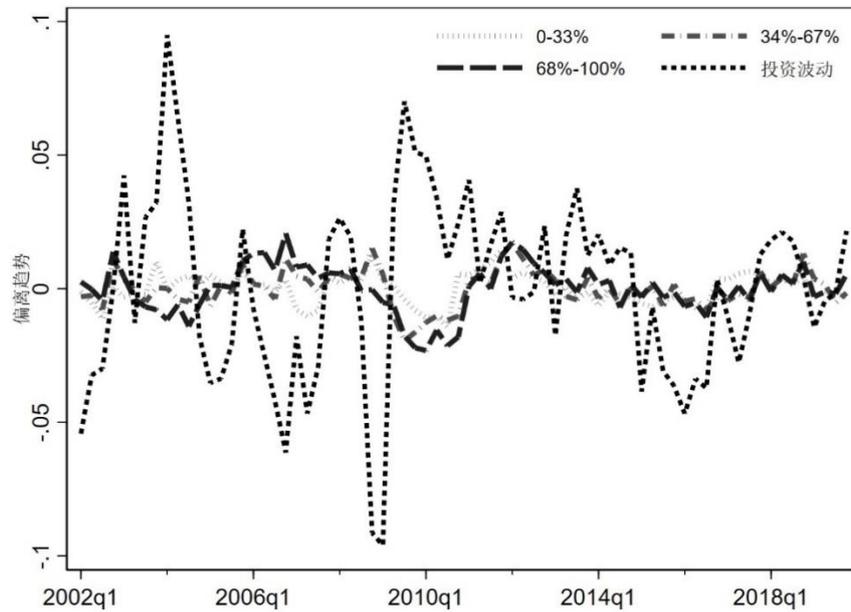


图 1 企业债务期限结构波动与投资周期

注: 企业数据来自 CSMAR 数据库, 投资数据引自 Chang et al.(2016)更新的中国宏观经济数据, 经作者整理。企业债务期限结构波动是将企业按规模分为三组绘制, 其中 0%-33%对应为最小规模企业组别, 68%-100% 对应为最大规模组别。

二是从中国现状来看, 中国企业的债务期限结构普遍偏短 (钟凯等, 2016; 邹静娴等, 2022; Rong et.al., 2023)。对上市企业的统计分析显示 (见表 1), 平均而言, 中国企业 83%的债务为短期流动性负债, 而且这一特征在不同规模的企业中均较为突出 (即使是大企业也主要以短期债务为主)。对于企业个体而言, 较短的债务期限可能会使其面临较大的现金流压力和债务滚动风险; 对宏观经济而言, 当企业部门整体债务期限水平都处于较短状态时, 可能会加大经济系统性风险或加剧经济波动。因此, 结合债务期限的潜在影响和中国企业债务期限普遍偏短的典型事实, 关注中国企业债务期限结构问题具有重要的现实意义。

表 1 上市企业债务期限结构特征

企业规模	均值	p25	P50	p75	标准差	占资产份额
0%-33%	0.883	0.830	0.941	0.990	0.142	0.030
34%-67%	0.847	0.767	0.902	0.972	0.157	0.086
68%-100%	0.759	0.620	0.793	0.919	0.181	0.884
企业平均	0.830	0.731	0.888	0.971	0.169	1.000
总量数据	0.719	0.703	0.712	0.739	0.021	

注: 数据来源为 CSMAR 数据库, 经作者整理。

三是从政策效应角度看, 较短的债务期限结构可能会阻碍货币政策向企业的传导, 进而弱化货币政策的刺激作用。理论上, 当企业的债务期限结构过短时, 企业主要面临展期、再融资等流动性问题, 进而在货币政策宽松时, 出于对相关

风险的考虑，企业可能会首先选择或更多选择增持流动性，从而吸收了部分货币政策效果，使得货币政策对投资的刺激效应大打折扣。这可能也是一段时期以来，面对投资增速的下滑，中国“小步微调”的货币政策难见显著成效的原因之一。因此，结合中国企业债务期限偏短的典型事实，就债务期限结构对宏观政策传导的影响进行研究，也具有重要的理论和实践价值。

出于以上考虑，本文以企业债务期限结构特征为核心，在对比分析短期债务和长期债务对企业经营的不同作用的基础上，深入研究债务期限结构对企业投资和货币政策传导的影响及其作用机制，以期为深入认识债务问题和货币政策传导提供洞见，也为稳增长背景下如何进行杠杆政策选择提供理论依据，特别是从优化债务期限结构的角度，为破解稳增长与防风险“两难”命题寻找新的出路。

基于 2002-2019 年中国 A 股非金融上市企业季度数据，本文研究发现：（1）中国企业债务杠杆问题所带来的不利影响主要与其短期成分相关，短期杠杆抑制了企业投资，而长期杠杆的运用则在一定程度上稳定和促进了企业投资，缓解了总体杠杆对于企业投资的不利影响。（2）较短的债务期限结构抑制了企业的投资水平，且这一影响对中小规模和成长缓慢的企业更为显著。（3）机制分析表明，较短的债务期限结构导致企业违约风险上升和“借新还旧”压力增加，从而抑制其投资水平。（4）较短的债务期限结构阻碍了货币政策传导，弱化了货币政策对企业投资的刺激作用。特别地，基于局部投影（Local Projection）方法的动态效应分析表明，该效应具有持续性；基于不同方向货币政策冲击的对比分析显示，该影响在正负向货币政策间的差异不显著，说明货币政策无论是宽松还是紧缩，都应对债务期限特征予以关注。

相比已有研究，本文的边际贡献主要体现在以下四个方面。第一，针对企业债务期限结构特征的关注，本文提供了理解杠杆不利影响来源的新视角和新认识。本文研究表明，尽管短期杠杆抑制了投资，但长期杠杆对投资有稳定和促进作用；尽管长短期杠杆均在不同程度上提高了债务违约风险，但长期杠杆能够显著降低企业“借新还旧”压力，进而促进企业投资；较短的债务期限结构不仅导致企业违约风险上升，而且会导致“借新还旧”压力加大。因此，所谓的高杠杆对企业投资的不利影响主要与其短期成分所驱动，同时高杠杆风险的来源之一也是债务期限偏短。第二，本文对创新完善宏观调控具有重要启示。企业金融特征特别是杠杆的变动在货币政策传导过程中具有重要作用（Ottonello & Winberry, 2020），而本文的研究进一步表明，更短的债务期限结构阻碍了传统货币政策效应的发挥，并且在很大程度上吸收了杠杆在货币政策传导的作用。因此，宏观政策同时关注杠杆水平和债务期限是重要且必要的。一方面，可以考虑将优化企业债务期限的结构性政策与传统政策相配合；另一方面，应在宏观审慎框架中纳入对债务期限结构特征的关注，为完善双支柱调控体系提供补充。第三，对宏观金融理论框架

的延伸。经典的宏观金融数量模型主要利用单种期限的债券交易建模，但本文的经验证据表明，债务期限结构对经济活动与政策效应具有重要影响。因此，本文的研究提供了数量模型中对债务期限结构进行建模的根据。第四，本文提供了稳增长背景下应对中国债务问题的新思路。随着中国债务问题日益凸显，宏观调控既要稳增长又要控杠杆，在政策实践中面临“两难”问题。基于本文的研究结论，相比从债务水平层面去杠杆，当前宏观政策可以从优化债务期限结构入手，寻找新的突破口。例如，在维持杠杆水平相对稳定的情况下，通过适度延长债务期限结构有助于兼顾“稳投资”与“防风险”。相比之下，如果因杠杆政策导致债务期限结构的恶化，那么相关政策收益可能会大打折扣，甚至适得其反。

本文余下部分安排如下：第二部分梳理债务期限结构相关理论研究，并提出本文的研究假说；第三部分构建与研究假说相匹配的计量模型和关键变量指标，并对本研究所使用的宏微观数据进行介绍与统计分析；第四部分进行实证分析，验证本文研究假说，并进行扩展讨论；第五部分总结并提出政策建议。

## 二、理论分析与研究假说

从理论层面看，短期债务和长期债务具有不同特征和内涵，进而可能对企业经营行为产生不同影响。相比长期债务，短期债务虽然具有使企业能更灵活调整杠杆(Demarzo & He, 2021)、更好的偿还激励(Arellano & Ramanarayanan, 2012)、可被用于作为自身信用情况的信号(Diamond, 1991)等优点，但也可能使企业更多陷入展期风险(He & Xiong, 2012)或再融资风险中(Crouzet, 2017)，甚至使企业暴露于系统性风险(Friewald et al., 2022)。相比短期债务，长期债务虽然可以避免企业陷入不断的展期或再融资情形当中，但也可能造成债务积压(Debt Overhang)问题，即未清偿债务数量过高，甚至难以被企业投资项目收益覆盖，进而导致投资不足。该问题最早由Myers(1977)提出，但相关争论不休，在很大程度上仍然是一个有待检验的实证问题。基于对长期债务和短期债务不同特征的分析，本文首先提出待检验研究假说H1。

**H1: 杠杆的短期成分和长期成分对企业存在不同程度甚至不同方向的影响。**

长短期债务所具备的不同特征，使得债务期限结构影响企业投资、甚至宏观政策传导成为可能。He & Milbradt(2016)发现，当企业现金流情况恶化时，更短的债务期限会加快违约的出现。Dangl & Zechner(2021)指出，大量短期债务到期会引致更多的再融资需求，进而带来高昂交易成本。因此，当企业债务期限结构缩短时，出于短期风险或流动性压力相关原因，企业可能会削减投资。钟凯等(2016)指出，“短贷长投”可能带来企业风险加剧和非效率投资等一系列负面影响。Hong et al.(2023)对美国上市企业的研究表明，债务期限越短，企业投资水平越低。不过，与上述研究结论相反，Titman & Tsyplakov(2007)建模发

现,短期债务的使用降低了债务积压带来的投资不足问题。刘海明和李明明(2020)发现,对银行短期借款使用的增加,促进了企业治理效应的提高。Jungherr & Shott (2021)指出,长期债务与未来的违约风险相关,在理性预期下,对于长期债务的使用同样会影响企业当前的价值。因此,当企业债务期限结构过长时,由于债务积压或长期违约风险,企业同样可能削减投资。基于相关理论分析,并结合中国企业债务期限普遍偏短的典型事实,本文提出待检验研究假说 H2。

### **H2: 较短的债务期限结构可能通过“借新还旧”压力等机制抑制企业投资。**

企业金融特征除了对认识微观层面经济活动有重要意义,对理解宏观政策传导同样具有重要价值,近年来,微观异质性已逐渐成为宏观政策研究中不可避免的话题。Jeenas (2019)指出,企业流动性资产占比越低,在紧缩货币政策冲击下削减投资越多; Ottonello & Winberry (2020)发现,低杠杆和低违约风险的企业对货币政策冲击的反应程度更高; Zwick & Mahon (2017)发现,小企业对于财税刺激反应更大。但是,相关研究对于企业微观特征的关注多集中于杠杆、规模等,对企业债务期限结构的关注则有一定不足。Almeida et al. (2009)实证发现,在金融危机前夕到期债务越多的企业投资削减越多。Gomes et al. (2016)首次将长期债务纳入宏观波动模型进行研究并发现,债务积压扭曲了经济中的投资行为。虽然这一模型没有考虑短期债务,并且期限是外生的,但是打破了长期以来宏观波动模型中只使用短期(一期)债务建模的范式,为宏观研究中纳入对债务期限结构的考虑奠定了基础。Crouzet (2017)建立了包含企业长短期债务权衡的数量模型,其中长期债务会带来债务积压问题进而扭曲企业投资,而短期债务则带来再融资风险。但其模型模拟结果下,企业用债期限过短,与实际数据相差较大。Jungherr & Schott (2021)也建立了包含债务期限结构决策的数量模型,但其主要目标是匹配杠杆、债务期限结构、信贷利差在企业规模、年龄间的分布,并未关注债务期限与宏观政策间的关联。上述研究虽然没有讨论债务期限结构对宏观政策的含义,但仍具备一定启发:对于债务期限较短的企业,由于短期风险较高,因此货币宽松时其可能选择持有大量流动性,或借新还旧,导致相对低的投资。但另一方面,对于债务期限长的企业,货币宽松时也可能选择提前偿还或进行预防性储蓄,以应对未来违约风险,进而相对减少了投资。基于上述理论,并结合当前中国企业持有大量流动性负债的典型事实,本文提出待检验研究假说 H3。

### **H3: 较短的债务期限结构可能会弱化货币政策对企业投资的刺激作用。**

## **三、研究设计**

### **(一) 数据与样本**

本文研究主要涉及两类变量数据,一是企业层面的面板数据,二是宏观层面变量以及货币政策冲击。对于企业数据,本文选取 2002-2019 年中国 A 股非金融

上市企业（剔除 ST 企业）为研究样本，数据频率为季度，数据来源为 CSMAR 数据库。在样本数据的处理上，首先，借鉴钟宁桦等（2016）的做法，本文检查基本会计恒等式和负债恒等式，剔除了不满足相应等式的观测值；其次，剔除了出现资不抵债（权益小于等于 0）情形的观测值；再次，剔除了关键变量缺失和不合理的观测值<sup>①</sup>；最后，本文剔除了企业上市前的观测值和截至 2019 年四季度上市时间小于 3 年的企业观测值，并参考钱雪松和石鑫（2023）的处理，剔除了企业上市当年的观测值。此外，参考 Lu et al.（2023）等对中国上市企业数据的处理，对除违约风险外的连续变量进行 5%-95% 的缩尾处理，以避免极端值影响估计结果。本文回归系数的标准误均在企业层级进行聚类。

对于宏观层面数据，本文利用 Chen et al.（2018）的方法重新估计中国货币政策冲击，具体将在下一部分详细介绍；其他宏观数据则引自 Chang et al.（2016）更新的中国宏观数据。

## （二）关键变量定义

### 1. 企业层面关键变量

本研究涉及的企业层面关键变量主要有四个：

（1）**企业投资**（ $\Delta \log k$ ）。本文所主要关注的被解释变量是企业投资。参考 Ottonello & Winberry（2020），使用实际资本的对数差分  $\Delta \log k_{j,t}$  来测度其水平，其中  $k_{j,t}$  为  $t$  期末  $j$  企业实际资本存量。借鉴刘海明和李明明（2020）构建企业投资的思路，本文将固定资产与在建工程之和作为资本存量，利用 Chang et al.（2016）更新的物价平减指数平减后得到每期实际值<sup>②</sup>。为确保稳健性，本文也使用扩展定义的实际资本<sup>③</sup>的对数差分和实际投资率（实际投资比上期末实际资本存量）作为投资的替代性衡量，进行稳健性检验。

（2）**企业债务期限结构**（*maturity*）。本文以企业流动性负债占总负债比重作为债务期限结构的衡量，因此其取值越高表明债务期限结构越短。同时本文也以短期债务（总负债-长期债务）占总负债比重（*shortdebt*）作为稳健性衡量。

（3）**企业违约风险**（Expected Default Frequency, *EDF*）。Bharath & Shumway（2008）基于 Merton（1974）的违约概率模型构建了企业违约风险指标，陈胜蓝等（2023）基于这一方法对中国 A 股上市企业数据进行了估算，得到了较为合理的估计结果。本文借鉴这一方法对企业违约风险进行测度，具体如下：

$$DD_{j,t} = \frac{\log\left(\frac{VE_{j,t} + FD_{j,t}}{FD_{j,t}}\right) + (r_{j,t-1} - 0.5\sigma_{Vj,t}^2)T_{j,t}}{\sigma_{Vj,t}\sqrt{T_{j,t}}}$$

<sup>①</sup> 包括资产（负债）小于等于 0，（非）流动性资产（负债）小于 0 或大于总资产（负债），长期负债小于 0 或大于总负债，长（短）期借款小于 0，营业收入、固定资产、在建工程小于 0，固定资产和在建工程同时为 0。

<sup>②</sup> 对于其余所涉及的企业层面数据的水平值，若无说明，本文均使用该平减指数对其平减以形成实际值。

<sup>③</sup> 扩展定义的实际资本=固定资产+在建工程+油气资产+工程物资+生产性生物资产。

$$\sigma_{Vj,t} = \frac{VE_{j,t}}{VE_{j,t} + FD_{j,t}} \sigma_{Ej,t} + \frac{FD_{j,t}}{VE_{j,t} + FD_{j,t}} (0.05 + 0.25 \sigma_{Ej,t})$$

$$EDF_{j,t} = N(-DD_{j,t})$$

其中， $VE_{j,t}$ 为企业每期末流通股市值； $FD_{j,t}$ 为企业负债的账面价值，利用每期末流动性负债和二分之一长期负债之和衡量； $r_{j,t-1}$ 是企业上季度股票回报率，以上季度每月回报率平均来衡量； $\sigma_{Ej,t}$ 为企业股票回报的波动率，以上季度月回报率的标准差衡量； $\sigma_{Vj,t}$ 则是对资产波动性的近似衡量； $T_{j,t}$ 取4； $N(\cdot)$ 为正态分布函数。 $EDF_{j,t}$ 取值越高，企业违约风险越大。

(4) 企业“借新还旧”压力 (Borrow To Pay, *BTP*)。更短的债务期限结构可能会增加企业的流动性压力，进而提高其“借新还旧”的倾向。对此，本文首次构建了企业“借新还旧”压力指标。首先，计算企业发债所得资金+银行贷款所得资金与偿还债务所用资金的差值，将这一差值小于0的企业（以及这一差值虽大于0但投资率 $\Delta \log k$ 小于0的企业）<sup>①</sup>定义为“借新还旧”倾向企业，该指标 *BTP*取1，否则取0。

企业层面关键变量及后文所涉及控制变量的描述性统计如表2所示。其中，企业平均投资率 $\Delta \log k$ 约为2%；违约概率 $EDF$ 平均为3.5%，同时该指标至其75%分位数仍几乎为0，与陈胜蓝等（2023）的结果相近；就“借新还旧”压力指标 *BTP*而言，约70%企业观测中存在较高倾向，与刘晓光和刘元春（2019）的判断接近；以流动性负债占比衡量的企业平均债务期限 *maturity*为83%，表明中国企业的债务期限结构明显偏短。

表2 主要变量描述性统计

变量	mean	p25	p50	p75	标准差	观测
<i>Δlogk</i>	0.018	-0.021	0.000	0.039	0.062	128473
<i>EDF</i>	0.035	0.000	0.000	0.000	0.135	127982
<i>BTP</i>	0.710	0.000	1.000	1.000	0.454	131459
<i>maturity</i>	0.830	0.731	0.888	0.971	0.169	131459
<i>lev</i>	0.447	0.287	0.451	0.607	0.199	131459
<i>size</i>	21.843	20.992	21.709	22.555	1.110	131459
<i>age</i>	2.045	1.558	2.169	2.691	0.767	131459
<i>intang</i>	0.041	0.013	0.031	0.056	0.038	131459
<i>growth</i>	0.133	-0.060	0.081	0.263	0.317	118570
<i>netcashflow</i>	0.017	-0.016	0.012	0.048	0.053	131459
<i>liqa</i>	0.553	0.404	0.563	0.710	0.199	131459
<i>hrcr</i>	0.580	0.475	0.591	0.693	0.141	131459

## 2. 货币政策冲击

测度货币政策冲击的难点在于，需要确保相关代理变量剔除了央行对经济状

<sup>①</sup> 本文也考虑采用相对狭义的定义：将发债所得资金+银行贷款所得资金与偿还债务所用资金的差值小于0的企业定义为“借新还旧”倾向企业。两种定义下后文的相关结论一致。出于谨慎的考虑，后文回归使用的是正文的定义。

况的内生反应，以保证所识别（Identification）冲击的外生性。目前，对于欧美发达经济体的货币政策研究中，常见的是高频识别方法，例如 Gorodnichenko & Weber（2016）。虽然近年来中国不断推进利率市场化建设，但考虑到过去长时间里央行以 M2 增速为主要关注点的事实，并且即使在当前，M2 增速依然是一个重要变量，同时结合本文的样本时间范围，本文基于 Chen et al.（2018）提出的内生特征转换中国 M2 增速规则估算方法，重新估计了中国货币政策冲击：

$$g_{mt} = \gamma_0 + \gamma_m g_{mt-1} + \gamma_\pi (\pi_{t-1} - \pi^*) + \gamma_{xt} (g_{xt-1} - g_{xt-1}^*) + \varepsilon_t^m$$

其中， $g_m$  为 M2 增速， $\pi$  为通胀， $g_x$  为 GDP 增速缺口， $g_x^*$  为目标值， $\varepsilon^m$  即为货币政策的外生成分。方程中系数  $\gamma_{xt}$  是时变的，其取值内生依赖于经济状况  $g_{xt-1} - g_{xt-1}^*$  取值的正负。图 2 中估计结果显示，金融危机时期中国进行了较大程度的货币刺激；同时 2015 年下半年以来，大部分时间货币政策冲击为负向，与 Chen et al.（2018）较为符合，说明重新估计所得的结果比较合理。

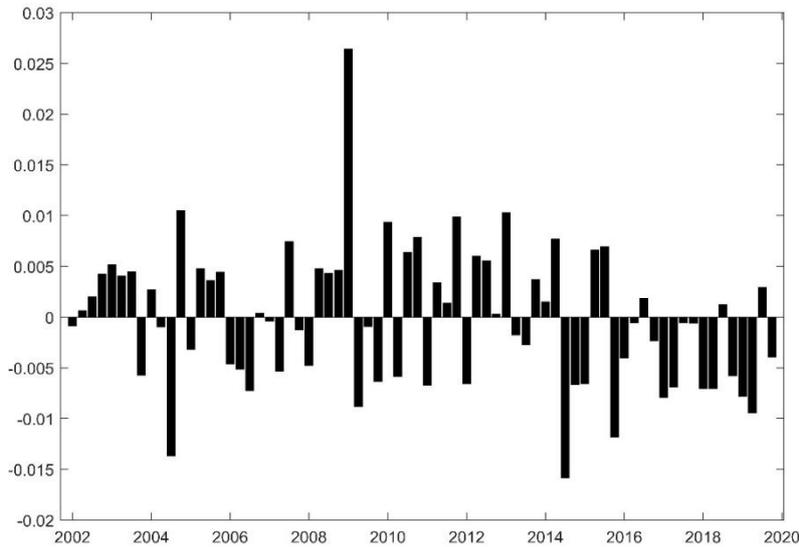


图 2 中国货币政策冲击估计

### （三）计量模型设定

#### 1. 杠杆的不同期限成分比较

企业杠杆可以分解为短期杠杆和长期杠杆之和： $lev = maturity * lev + (1 - maturity) * lev$ 。由于不同期限的债务对企业经营具有不同经济含义，那么，杠杆对企业经营行为的影响在长期杠杆和短期杠杆间是否存在差异？对此，参考 Friewald et al.（2022）的研究思路，本文设定如下回归方程进行了研究：

$$\Delta \log k_{jt} = \alpha_j + \alpha_{st} + \gamma_1 stlev_{jt-1} + \gamma_2 ltlev_{jt-1} + \Gamma' Z_{jt-1} + e_{jt} \quad (1)$$

其中， $stlev_{jt-1} = maturity_{jt-1} * lev_{jt-1}$  表示企业的短期杠杆，长期杠杆则相应表示为  $ltlev_{jt-1} = (1 - maturity_{jt-1}) * lev_{jt-1}$ 。 $\gamma_{1,2}$  为研究所关注的系数。 $\alpha_j$  是企业  $j$  的固定效应， $\alpha_{st}$  是行业-时间固定效应， $Z_{jt-1}$  是企业控制变量  $t - 1$  期末值的向量，包括企业年龄（单位，年）的对数（ $age$ ）、企业规模（实际总资产对

数, *size*)、流动资产占比 (*liqa*)、无形资产占比 (*intang*)、实际营业收入同比增长率 (*growth*)、净经营现金流比总资产 (*netcashflow*) 和前十大股东持股比重 (*hrcr*)。对于关键解释变量和控制变量, 本文均滞后一期, 以缓解可能由反向因果关系带来的内生性问题。

## 2. 债务期限结构对企业投资的影响

在对长短期杠杆的不同特征建立基本认知的基础上, 本文设定如下方程研究债务期限结构对企业投资行为的影响:

$$\Delta \log k_{jt} = \alpha_j + \alpha_{st} + \gamma x_{jt-1} + \Gamma' Z_{jt-1} + e_{jt} \quad (2)$$

其中,  $\alpha_j$  是企业  $j$  的固定效应,  $\alpha_{st}$  是行业-时间固定效应,  $e_{jt}$  为残差。关键解释变量  $x_{jt-1}$  是  $t-1$  期末企业  $j$  的债务期限结构  $maturity_{jt-1}$  或杠杆值  $lev_{jt-1}$  (或同时包含二者)。除了最为关注的债务期限结构, 本文额外纳入企业杠杆的原因有二: 一是, 债务期限结构可能与企业杠杆产生交互作用。例如, 给定杠杆水平, 过短的债务期限可能加深其不利影响。二是, 当前不少文献强调了企业杠杆水平对其经营行为的影响, 通过纳入此项, 可以与既有研究的结论互相对比验证。 $Z_{jt-1}$  是企业控制变量, 定义同上。

## 3. 债务期限结构对货币政策传导的影响

### (1) 静态效应模型

为了研究企业债务期限结构对货币政策传导的影响, 本文首先估计如下静态回归模型:

$$\Delta \log k_{jt} = \alpha_j + \alpha_{st} + \beta x_{jt-1} \varepsilon_t^m + \gamma x_{jt-1} + \Gamma' Z_{jt-1} + e_{jt} \quad (3.1)$$

其中, 新纳入了货币政策冲击与债务期限结构的交互项, 其余主要变量定义同上。系数  $\beta$  是本文关注的债务期限结构对货币政策传导的影响。同样, 本文也纳入杠杆与货币政策冲击的交互项, 用于对比。由于货币政策冲击不随企业变动, 为了得到货币政策冲击的平均效应, 本文将行业-时间固定效应  $\alpha_{st}$  替换为行业-季度固定效应  $\alpha_{sq}$  来估计下式:

$$\Delta \log k_{jt} = \alpha_j + \alpha_{sq} + \lambda \varepsilon_t^m + \beta x_{jt-1} \varepsilon_t^m + \gamma x_{jt-1} + \Gamma_1' Z_{jt-1} + \Gamma_2' Z_{t-1} + e_{jt} \quad (3.2)$$

其中,  $Z_{t-1}$  包含实际 GDP 对数差分 and CPI 对数差分四阶滞后以控制宏观经济运行的潜在影响。系数  $\lambda$  反映的是货币政策冲击对企业投资的平均效应。

### (2) 动态效应模型

为了得到债务期限结构对货币政策效应的动态影响, 本文基于 Jorda (2005) 提出的局部投影 (Local Projection, 以下简称 LP) 方法估计如下方程:

$$\log k_{jt+h} - \log k_{t-1} = \alpha_{jh} + \alpha_{sth} + \beta_h x_{jt-1} \varepsilon_t^m + \gamma x_{jt-1} + \Gamma' Z_{jt-1} + e_{jth} \quad (4)$$

其中,  $h \geq 0$  代表向前预测期限。等式的左侧是相应期间内企业投资的累积响应, 系数  $\beta_h$  反映了期限结构异质性带来的企业间投资反应差异的动态。

## 四、实证结果分析

### (一) 杠杆的不同期限成分分析

#### 1. 长期杠杆与短期杠杆效应的对比分析

从理论层面讲，长期债务和短期债务具有不同的特征与经济含义，进而可能对企业经营产生不同效应，这也引出了本文对假说 H1 的思考，即杠杆的不同期限成分是否对于企业经营有不同影响？尤其是，出于中国企业庞大的流动性负债规模，总体杠杆水平对企业投资的影响是否由这一短期成分驱动？对此，本文将杠杆分解成为短期杠杆和长期杠杆两部分进行了相关估计。

表 3 第 1 列先对企业总体杠杆水平的效应进行估计，以用于作为对比。结果显示，杠杆水平的上升显著抑制了企业投资。表 3 第 2 列是对将杠杆分解为长短期两个不同成分的方程 (1) 的估计。结果表明，短期杠杆的使用显著抑制了企业投资，而长期杠杆的使用对投资有促进作用。统计检验也显著拒绝了二者系数相等的原假说，进而印证了理论假说 H1。这一结果也表明，所谓高杠杆对于企业投资的负面影响主要由其短期成分驱动。其他控制变量的结果也基本符合预期，即企业规模越大、成长速率越快、无形资产越多、流动性资产越多和股权集中度越高的企业投资越多，而存续时间更久和净现金流入更多的企业投资相对较低。控制变量结果在第 1 列和第 2 列均成立，印证了其稳健性。

为了研究长期杠杆和短期杠杆更深层次的区别，进而为后文研究债务期限结构相关问题提供洞见，表 3 第 3 列以企业违约风险 *EDF* 为方程 (1) 的被解释变量进行了估计。结果显示，长期和短期杠杆的使用均显著提高了企业的违约风险；不过就影响程度而言，系数相等检验表明短期杠杆的效应更为明显。但是，既然二者均提升了企业违约风险，为何长期杠杆却表现出了对投资的刺激作用？这是否意味违约风险并不成为杠杆影响企业投资的渠道？对此，本文进一步以企业“借新还旧”压力 *BTP* 为被解释变量进行了面板 Logit 回归。第 4 列的估计结果表明，短期杠杆对于企业“借新还旧”压力没有明显影响，而长期杠杆的使用则使企业“借新还旧”压力大幅降低，进而成为其刺激企业投资的原因。上述发现也进一步表明，高杠杆对于企业投资的不利影响主要与违约风险相关。

表 3 长短期杠杆效应的对比

	(1) Invest	(2) Invest	(3) EDF	(4) BTP
stlev		-0.0422*** (0.0033)	0.1447*** (0.0076)	0.0666 (0.0816)
ltlev		0.0184*** (0.0054)	0.0591*** (0.0113)	-2.0144*** (0.1347)
lev	-0.0296*** (0.0030)			

续表 3

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Invest	Invest	EDF	BTP
size	0.0043*** (0.0008)	0.0028*** (0.0008)	0.0349*** (0.0020)	-0.4168*** (0.0193)
age	-0.0179*** (0.0016)	-0.0173*** (0.0016)	-0.0165*** (0.0036)	0.4996*** (0.0403)
intang	0.0507*** (0.0138)	0.0563*** (0.0138)	0.0276 (0.0277)	0.0598 (0.3319)
growth	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	-0.0139*** (0.0016)	-0.3975*** (0.0247)
netcashflow	-0.0161*** (0.0054)	-0.0118** (0.0054)	-0.0587*** (0.0120)	5.6398*** (0.1885)
liqa	0.0451*** (0.0034)	0.0529*** (0.0035)	0.0109 (0.0074)	0.2874*** (0.0832)
hrcr	0.0282*** (0.0043)	0.0280*** (0.0043)	0.0336*** (0.0103)	-0.5932*** (0.1077)
系数相等检验p值		0.0000	0.0000	0.0000
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
Adjusted R <sup>2</sup>	0.159	0.161	0.316	LR-5641
观测	115219	115219	115219	110323

注：\*，\*\*，\*\*\*分别代表在 10%，5%和 1%水平下的显著性。下同。对于本表第 4 列和后文表 5 涉及到的面板 Logit 估计，控制的是个体固定效应和时间固定效应。

## 2. 长期杠杆的潜在风险问题

长期杠杆对企业投资起到稳定与促进作用，但这并不意味着使用长期债务没有成本。正如表 3 第 3 列结果显示，长期杠杆同样会提高企业违约风险。此外，从理论角度看，长期债务相比短期债务可能对企业未来的风险产生更大影响。对此，本文以未来 1-12 季度的违约风险为被解释变量进行了回归。

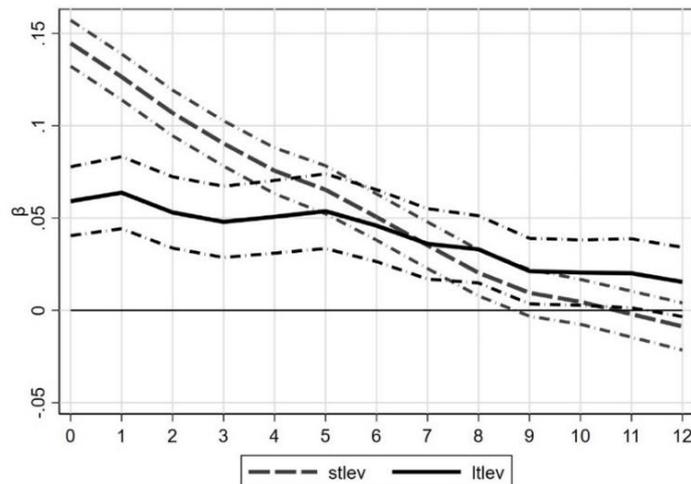


图 3 长短期杠杆与未来违约风险

图 3 结果显示，短期杠杆对企业未来违约风险的影响（长虚线）随时间推进持续降低，而长期杠杆对企业未来违约风险存在较为持续影响（实线），且这一影响在未来 2 年时超过短期杠杆，并保持显著。

## （二）债务期限结构对企业投资的影响

### 1. 较短的债务期限结构会抑制企业投资吗？

长期债务和短期债务具有不同特征与内涵，因此理论上讲债务期限结构可能对经济活动产生影响。基于上一部分对长短期债务（杠杆）所建立的基本认识，本节进一步研究债务期限结构对企业投资的影响，也即检验假说 H2。表 4 报告了方程（2）的估计结果。其中，第 1 列的估计结果显示，债务期限结构的系数显著为负，表明较短的债务期限结构抑制了企业投资。第 2 列的回归中进一步控制了企业杠杆，结果中债务期限结构的系数仍显著为负，且数值上基本保持稳健。同时，企业杠杆的系数也显著为负，表明更高的债务水平对企业投资也产生了不利影响，这一负向影响与刘海明和李明明（2020）研究中的发现一致。第 3 列的回归在方程（2）中进一步纳入了债务期限结构与杠杆的交互项。估计结果中，债务期限结构系数有一定程度下降，但仍然呈现出对投资较为明显的抑制作用。同时交互项系数显著为负，说明给定杠杆水平，较短的债务期限结构会使杠杆更倾向呈现出负面影响。这与前一节研究中所提出的“杠杆对于企业投资的负面影响主要由其短期成分驱动”的判断相印证。第 4 列回归将方程（2）的被解释变量替换为扩展定义的实际资本的对数差分，相应结果保持稳健<sup>①</sup>。第 5 列回归中，将债务期限结构以短期债务占总债务比重进行衡量，相关结果依旧成立。至此，理论假说 H2 得到初步印证，即较短的债务期限结构不利于企业投资。其他控制变量的结果也基本符合预期，且与表 3 中控制变量的估计一致，不再赘述。

表 4 债务期限结构与企业投资

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Invest	Invest	Invest	Invest-rob	Invest
maturity	-0.0255*** (0.0027)	-0.0286*** (0.0027)	-0.0114* (0.0059)	-0.0118** (0.0059)	
maturity×lev			-0.0385*** (0.0120)	-0.0363*** (0.0120)	
lev		-0.0328*** (0.0030)	-0.0007 (0.0106)	-0.0028 (0.0106)	-0.0349*** (0.0030)
shortdebt					-0.0320*** (0.0029)
size	0.0007 (0.0007)	0.0029*** (0.0008)	0.0028*** (0.0008)	0.0026*** (0.0008)	0.0026*** (0.0008)
age	-0.0196*** (0.0016)	-0.0175*** (0.0016)	-0.0173*** (0.0016)	-0.0168*** (0.0016)	-0.0176*** (0.0016)

<sup>①</sup> 以实际资本变化比上期实际资本存量作为投资衡量的结果也保持稳健。

续表 4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Invest	Invest	Invest	Invest-rob	Invest
intang	0.0508*** (0.0138)	0.0545*** (0.0138)	0.0551*** (0.0138)	0.0586*** (0.0139)	0.0557*** (0.0138)
growth	0.0075*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0079*** (0.0008)
netcashflow	-0.0097* (0.0054)	-0.0127** (0.0054)	-0.0119** (0.0054)	-0.0112** (0.0054)	-0.0129** (0.0054)
liqa	0.0509*** (0.0035)	0.0520*** (0.0035)	0.0528*** (0.0035)	0.0546*** (0.0035)	0.0518*** (0.0034)
hrcr	0.0338*** (0.0043)	0.0279*** (0.0043)	0.0278*** (0.0043)	0.0279*** (0.0043)	0.0278*** (0.0043)
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
Adjusted $R^2$	0.158	0.161	0.162	0.162	0.162
观测	115219	115219	115219	115219	115219

## 2. 作用机制分析：违约风险与“借新还旧”压力

基于前文的理论分析，更短的债务期限结构可能会提高企业的违约风险或“借新还旧”压力，进而抑制企业投资。对此，本节首先考察债务期限结构对企业违约风险的影响，将方程（2）的被解释变量替换为企业违约风险指标 $EDF$ 。表 5 第 1 列的估计中，债务期限结构和杠杆的系数显著为正，表明更短的债务期限结构和更高的杠杆水平均显著提高了企业的违约风险，可能是抑制企业投资的渠道。第 2 列纳入了债务期限结构与杠杆的交互项。估计结果中债务期限结构和杠杆的影响有所下降，但仍保持显著，并且交互项系数显著为正。同时值得注意的是，在以投资为被解释变量的表 5 中，当控制交互项后，杠杆的影响大幅下降；然而，此处控制交互项后，杠杆对违约风险的影响始终更强且显著。这表明，虽然较短的债务期限结构确实提高了企业违约风险，但可能并非是其影响企业投资的全部渠道。原因可能在于，本文（及现有文献）所采用的违约风险指标，捕捉的主要是与企业资产负债整体情况、经营表现（例如股市的回报和风险）等相关的、更为全面的风险因素，而不仅是与较短期限结构所更相关的流动性风险因素，因此杠杆在此处表现出更强的影响。这也与前文“高杠杆对企业投资的不利影响主要与违约风险相关”的判断相佐证。

针对这一问题，本文进一步以企业“借新还旧”压力指标 $BTP$ 为被解释变量进行分析。对于债务期限结构短的企业，由于流动性压力，往往具有更强的“借新还旧”倾向，从而限制了投资。表 5 中第 3、4 列的面板 Logit 回归结果中，债务期限结构的系数显著为正，说明较短的债务期限结构显著提高了企业的“借新还旧”压力；相比之下，由杠杆本身所引致的企业“借新还旧”压力较为有限。

基于上述分析，总体而言，高杠杆对企业投资的不利影响源于其短期成分，并且主要经由违约风险驱动；较短的债务期限结构对投资的负面影响涉及两方面原因，一是违约风险的提高，二是其带来的企业“借新还旧”压力。同时，后一渠道的存在也表明，同时关注杠杆与债务期限结构是重要且合理的。

表 5 违约风险与“借新还旧”压力分析

	(1) EDF	(2) EDF	(3) BTP	(4) BTP
maturity	0.0432*** (0.0054)	0.0188* (0.0106)	1.1097*** (0.0690)	1.2496*** (0.1606)
maturity×lev		0.0547** (0.0265)		-0.3030 (0.3140)
lev	0.1298*** (0.0066)	0.0841*** (0.0231)	-0.1856** (0.0757)	0.0620 (0.2674)
企业控制变量 <sup>①</sup>	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
Adjusted R <sup>2</sup>	0.316	0.316	LR-5674	LR-5675
观测	115219	115219	110323	110323

### 3. 异质性分析

在方程（2）的基础上，本文通过纳入债务期限结构与其余企业特征交互项，进一步研究相关结果与这些特征间的互动关系。首先，本文分析了企业规模因素，在方程（2）中引入债务期限结构与企业规模交互项。表 6 第 1 列的估计结果显示，较短的债务期限结构对企业投资的不利影响在中小规模企业间更强。可能的解释是，相比大规模的企业，中小规模企业应对债务压力和风险的渠道更缺乏。例如，银行可能更倾向为抵押价值更高的大企业提供信贷和流动性。其次，本文进一步对企业成长性因素带来的异质性影响进行了分析，在方程（2）中引入债务期限结构与营业收入同比增长率的交互项。第 2 列的回归结果表明，对于成长速度较慢的企业，较短的债务期限结构对其投资的不利影响更强。可能的原因是，对成长速度较为缓慢的企业，或是其发展已较为成熟稳健，更注重管控自身风险，或是其经营投资回收期较长，进而债务期限结构缩短时会更多地收紧投资；而高成长性企业则可能更愿意通过承担相关风险来把握投资机会。最后，较短的债务期限结构对投资的抑制并不因企业所有权性质而有所差异，相关结果见于第 3 列。相比之下，钟宁桦等（2016）在国有企业间发现了更高的负债和利润相关性；张晓晶等（2019）发现，当前以政府和国企体现的公共部门杠杆率对经济的负面作用更明显。这一对比表明，企业所有权性质相关问题，更值得在对杠杆整体水平的分析中加以关注。

<sup>①</sup> 限于篇幅，此处和后续不再汇报控制变量回归结果，备索。

表 6

异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	Invest	Invest	Invest
maturity	-0.1836*** (0.0495)	-0.0123** (0.0059)	-0.0122** (0.0062)
lev	0.0103 (0.0112)	0.0002 (0.0106)	-0.0001 (0.0107)
maturity×size	0.0081*** (0.0023)		
maturity×growth		0.0099** (0.0041)	
maturity×ow			0.0021 (0.0050)
maturity×lev	-0.0514*** (0.0127)	-0.0396*** (0.0120)	-0.0392*** (0.0122)
企业控制变量	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y
Adjusted R <sup>2</sup>	0.162	0.162	0.162
观测	115219	115219	115219

#### 4. 内生性问题

本文在设定回归模型时,通过选取滞后的解释变量以缓解反向因果关系带来的内生性问题,同时控制了诸如企业规模、流动性资产占比等既可能影响企业债务期限结构、又可能与投资高度相关的因素,但这仍不能排除未观测因素等造成内生性问题的可能。对此,最好的解决方案是从企业层面寻找与企业债务期限结构相关,同时又与投资无关的工具变量。但是,这在对公司财务相关指标的分析中很难实现。因此,本文采取两种办法来构建工具变量,进行两阶段回归,缓解这一问题的影响:一是参考刘晓光和刘元春(2019)等做法,以滞后2期的债务期限结构作为工具变量;二是参考曾国安等(2023)的做法,使用债务期限结构在城市-时间层面的均值作为工具变量,以增强结果的可信度。

表 7

工具变量回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	IV1	IV2	IV1	IV2
maturity	-0.0225*** (0.0030)	-0.0378*** (0.0068)	-0.0051 (0.0067)	-0.0116 (0.0137)
maturity×lev			-0.0387*** (0.0132)	-0.0570** (0.0270)
lev	-0.0321*** (0.0031)	-0.0338*** (0.0031)	0.0002 (0.0115)	0.0138 (0.0228)

续表 7

	(1)	(2)	(3)	(4)
	IV1	IV2	IV1	IV2
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
Adjusted R <sup>2</sup>	0.015	0.015	0.015	0.015
观测	114945	115219	114945	115219

在第一阶段回归结果<sup>①</sup>中，两种工具变量系数均显著，并且弱工具变量检验的 F 统计值均大于 16.38 的临界值，表明不存在弱工具变量问题。表 7 报告了第二阶段回归结果，由第 1 和第 2 列可见，相关结论与表 4 保持一致：较短的债务期限结构和更高的杠杆抑制了企业投资。第 3 和第 4 列报告了进一步以两种债务期限结构工具变量和杠杆交互作为交互项工具变量的估计结果，其中交互项系数显著为负，表明短期杠杆在相当程度上捕捉了二者对投资的不利影响。

### (三) 债务期限结构对货币政策传导的影响

#### 1. 静态效应

进一步，本文研究债务期限结构对货币政策传导的影响。表 8 报告了静态回归模型 (3.1) 和 (3.2) 的估计结果。第 1 列的估计结果中，债务期限结构与货币政策冲击交互项系数显著为负，表明较短的债务期限结构弱化了宽松货币政策冲击对投资的刺激效应。这也说明，在货币政策操作过程中需要额外关注企业的债务期限结构特征，或是与优化企业债务期限结构的政策相配合，以提高政策效率。第 2 列是将杠杆及其与货币政策冲击交互项作为关键解释变量的估计，其中交互项系数为正，表明宽松货币政策对高杠杆企业投资的刺激效应相对明显。

表 8 债务期限结构对货币政策传导的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Invest	Invest	Invest	Invest
maturity	-0.0291*** (0.0027)	-0.0286*** (0.0027)	-0.0291*** (0.0027)	-0.0309*** (0.0028)
maturity×mp	-0.5959*** (0.1574)		-0.5548*** (0.1587)	-0.3582** (0.1445)
lev	-0.0327*** (0.0030)	-0.0325*** (0.0030)	-0.0325*** (0.0030)	-0.0324*** (0.0030)
lev×mp		0.2866** (0.1379)	0.2043 (0.1389)	0.1341 (0.1311)
mp				0.3370** (0.1458)

<sup>①</sup> 限于篇幅未报告，备索。

续表 8

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Invest	Invest	Invest	Invest
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	N
Adjusted $R^2$	0.161	0.161	0.161	0.148
观测	115219	115219	115219	114493

第 3 列的估计中同时纳入了债务期限结构及杠杆与货币政策冲击这两组交互项。结果显示,债务期限结构交互项的系数依旧显著为负,并且数值保持稳健;杠杆率与货币政策冲击交互项系数虽然仍为正,但显著性消失。第 4 列是对包含货币政策冲击平均效应的方程(3.2)的估计。其中,货币政策冲击项系数显著为正,表明本文所识别的宽松货币政策冲击确实有效刺激了企业投资;债务期限结构与货币政策冲击交互项系数仍显著为负;同时,由企业间杠杆水平的不同带来的货币政策效应差异不显著。综合第 3, 4 列的结果,由企业债务相关因素带来的货币政策冲击效应的差异,可能主要是由债务期限结构的异质性驱动而非杠杆水平的差异。由此,假说 H3 得以论证:较短的债务期限结构弱化了货币政策对企业投资的刺激作用。

## 2. 动态效应

图 4(左)展示了基于 LP 方法估计的债务期限结构对货币政策冲击效应的动态影响, $\beta_h$ 测度了冲击发生后对应时间跨度内投资的累计响应与债务期限结构的关系,实线代表其估计值,虚线代表 90%置信区间。结果表明,更短的债务期限结构对货币政策效应的累积抑制在冲击发生 9 个季度后达到峰值,且影响显著。也就是说,较短的债务期限结构对货币政策传导的不利影响具有持续性。相比之下,右图中杠杆对货币政策传导的影响缺乏持续性,同时显著性较差,这与静态回归的结果互相佐证。

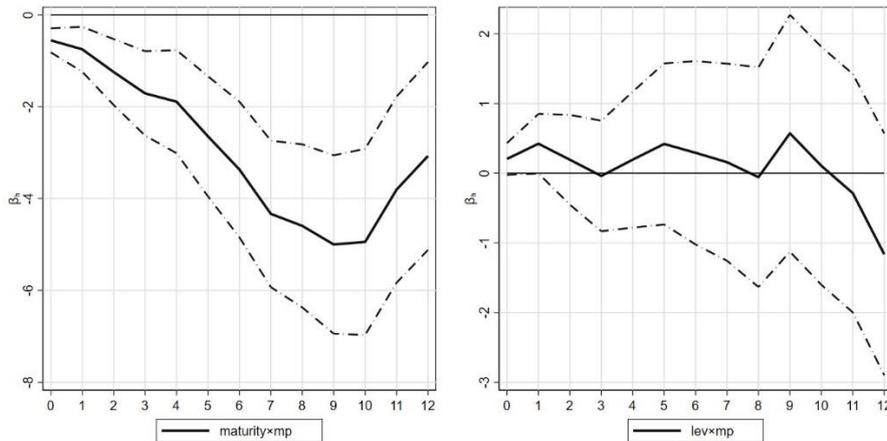


图 3 债务期限结构对货币政策传导的动态影响

### 3. 货币政策冲击的非对称性

上述模型中假设了货币政策冲击效应对称,即1单位正向或负向冲击效应的大小相同而方向相反。但是债务期限结构对货币政策冲击效应的影响在宽松冲击和紧缩冲击间是否存在差异?对此,本文估计了如下方程:

$$\Delta \log k_{jt} = \alpha_j + \alpha_{st} + \beta^+ x_{jt-1} \varepsilon_t^m \cdot 1\{\varepsilon_t^m > 0\} + \beta^- x_{jt-1} \varepsilon_t^m 1\{\varepsilon_t^m < 0\} + \gamma x_{jt-1} + \Gamma' Z_{jt-1} + e_{jt}$$

表9第2列的估计结果显示,与对负向货币政策传导的影响相比,较短的债务期限结构对正向货币政策传导的抑制效应相对明显。这表明微观基础的差异不仅带来了宏观政策效果的差别,而且可能导致同一政策规则在不同方向上乘数效应的变化。不过从统计检验的角度看,两个系数间不存在显著差别。这在一定程度上说明,货币政策操作无论是宽松还是紧缩,都不应忽视债务期限结构特征。

表9 货币政策冲击的非对称性

	(1) invest	(2) invest
maturity×mp	-0.5959*** (0.1574)	
maturity×pos mp		-0.6793** (0.3053)
maturity×neg mp		-0.5140* (0.3026)
系数相等检验p值		0.751
企业控制变量	Y	Y
个体固定效应	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y
Adjusted R <sup>2</sup>	0.161	0.161
观测	115219	115219

## 五、结论与政策启示

本文以企业债务期限结构为核心关注点,在分析短期杠杆与长期杠杆对企业经营不同作用的基础上,深入研究了微观层面债务期限结构对于企业投资的影响,以及宏观层面其对于货币政策传导的作用。研究表明:(1)中国企业的债务杠杆问题所带来的不利影响主要与其短期成分相关,短期杠杆抑制了企业投资,而长期杠杆的运用则在一定程度上稳定和促进了企业投资,缓解了总体杠杆对于企业投资的不利影响。(2)较短的债务期限结构抑制了企业的投资水平,且这一影响对中小规模企业和成长缓慢企业更为显著。(3)机制分析表明,较短的债务期限结构导致企业违约风险上升和“借新还旧”压力增加,进而抑制其投资水平。(4)更短的债务期限结构阻碍了货币政策传导,弱化了货币政策对企业投资的刺激作用。基于局部投影方法的动态效应分析表明,这一阻碍效应具有持续性。

本文的关注点及相关结论不仅提供了稳增长背景下应对债务问题的新视角，对宏观政策框架的完善也有一定启发。当前，中国企业债务问题日益凸显，宏观政策既要稳增长，又要控风险，导致调控压力空前增加，面临着“两难”的权衡，急需新的政策工具和突破口。由于中国企业杠杆问题主要源于其短期成分，而长期杠杆的运用能以相对低的成本稳定与促进企业投资，因此适当延长企业债务期限、优化债务期限结构可能成为宏观调控兼顾增长与风险的新思路。同时，由于较短的债务期限结构阻碍了货币政策向企业投资的传导，因此一方面可以考虑将传统货币政策与延长企业债务期限的结构性政策相配合，以提高政策效率；另一方面应考虑在宏观审慎框架中纳入对负债部门债务期限结构的关注，为双支柱调控体系的完善提供补充。

最后，从理论发展的角度看，经典宏观金融框架缺乏对债务期限结构的关注，因此忽略了这一结构层面特征可能对经济波动与政策传导产生的影响。本文的研究结论为今后宏观金融理论与政策研究中纳入对债务期限结构的关注提供了事实依据。同时，值得指出的是，债务期限结构相关问题不仅存在于企业部门，对于家庭、政府、金融机构等任何负债部门而言，都可能面临着债务期限结构变化所带来的约束，这些问题都值得进一步深化研究。

## 参考文献

- 陈胜蓝、刘晓玲、马慧，2023：《高管校友网络与公司违约风险——基于社会信任的分析》，《经济学（季刊）》第5期。
- 刘海明、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。
- 刘晓光、刘元春，2019：《杠杆率、短债长用与企业表现》，《经济研究》第7期。
- 钱雪松、石鑫，2023：《企业财务杠杆、债务偿还压力与劳动雇用：来自中国的证据》，《世界经济》第9期。
- 汪勇、马新彬、周俊仰，2018：《货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角》，《金融研究》第5期。
- 曾国安、苏诗琴、彭爽，2023：《企业杠杆行为与技术创新》，《中国工业经济》第8期。
- 张晓晶、刘学良、王佳，2019：《债务高企、风险集聚与体制变革——对发展型政府的反思与超越》，《经济研究》第6期。
- 钟凯、程小可、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。
- 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林，2016：《我国企业债务的结构性问题》，《经济研究》第7期。
- 邹静娴、申广军、刘超，2022：《减税政策对小微企业债务期限结构的影响》，《金融研究》第6期。
- Admati, A. R., P. M. Demarzo, M. F. Hellwig and P. Pfleiderer, 2018, “The Leverage Ratchet Effect”, *Journal of Finance*, 73(1), 145—198.
- Almeida, H., M. Campello, B. Laranjeira, and S. Weisbenner, 2009, “Corporate Debt Maturity and the Real Effects of the 2007 Credit Crisis”, NBER Working Paper, 14990.
- Arellano, C., and A. Ramanarayanan, 2012, “Default and the Maturity Structure in Sovereign Bonds”, *Journal of Political Economy*, 120(2), 187—232.
- Bharath, S. T., and T. Shumway, 2008, “Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model”, *Review of Financial Studies*, 21(3), 1339—1369.
- Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner, and T. Zha, 2016, “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy”, *NBER Macroeconomics Annual*, 30, 1—84.
- Chen, K., Ren, J., and T. Zha, 2018, “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China”, *American Economic Review*, 108(12), 3891—3936.

- Cole, H. L., and T. J. Kehoe, 1996, "A Self-Fulfilling Model of Mexico's 1994–1995 Debt Crisis", *Journal of International Economics*, 41(3), 309–330.
- Crouzet, N., 2017, "Default, Debt Maturity and Investment Dynamics", Working Paper.
- Dangl, T., and J. Zechner, 2021, "Debt Maturity and the Dynamics of Leverage", *Review of Financial Studies*, 34(12), 5796–5840.
- Demarzo, P. M., and Z. He, 2021, "Leverage Dynamics without Commitment", *Journal of Finance*, 76(3), 1195–1250.
- Diamond, D. W., 1991, "Debt Maturity Structure and Liquidity Risk", *Quarterly Journal of Economics*, 106(3), 709–737.
- Friewald, N., F. Nagler, and C. Wagner, 2022, "Debt Refinancing and Equity Returns", *Journal of Finance*, 77(4), 2287–2329.
- Gomes, J., U. Jermann, and L. Schmid, 2016, "Sticky Leverage", *American Economic Review*, 106(12), 3800–3828.
- Gorodnichenko, Y., and M. Weber, 2016, "Are Sticky Prices Costly? Evidence from the Stock Market", *American Economic Review*, 106(1), 165–199.
- He, Z., and K. Milbradt, 2016, "Dynamic Debt Maturity", *Review of Financial Studies*, 29(10), 2677–2736.
- He, Z., and W. Xiong, 2012, "Rollover Risk and Credit Risk", *Journal of Finance*, 67(2), 391–430.
- Hong, C. Y., K. Hou, and T. T. Nguyen, 2023, "Debt Maturity Structure and Corporate Investment", SSRN Working Paper, 4346060.
- Jeenas, P., 2019, "Firm Balance Sheet Liquidity, Monetary Policy Shocks, and Investment Dynamics", Working Paper.
- Jordà, Ò., 2005, "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections", *American Economic Review*, 95(1), 161–182.
- Jungherr, J., and I. Schott, 2021, "Optimal Debt Maturity and Firm Investment", *Review of Economic Dynamics*, 42, 110–132.
- Lu, D., H. Tang, and C. Zhang, 2023, "China's Monetary Policy Surprises and Corporate Real Investment", *China Economic Review*, 77, 101893.
- Merton, R. C., 1974, "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, 29(2), 449–470.
- Myers, S. C., 1977, "Determinants of Corporate Borrowing", *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147–175.
- Ottonello, P., and T. Winberry, 2020, "Financial Heterogeneity and the Investment Channel of Monetary Policy", *Econometrica*, 88(6), 2473–2502.
- Zhao, R., F. Zhang, and S. Chen, 2023, "Short-Term Loans and Firms' High-Quality Innovation: Evidence from the Access to Patent-Backed Loans in China", *China Economic Review*, 78, 101918.
- Titman, S., and S. Tsyplakov, 2007, "A Dynamic Model of Optimal Capital Structure", *Review of Finance*, 11(3), 401–451.
- Xiao, J., 2022, "Borrowing to Save and Investment Dynamics", SSRN Working Paper, 3478294.
- Zwick, E., and J. Mahon, 2017, "Tax Policy and Heterogeneous Investment Behavior", *American Economic Review*, 107(1), 217–248.