货币政策、企业异质性与房企债务风险

——来自中国上市公司的证据

陈梦凯，赵飞龙

（安徽工业大学管理科学与工程学院，马鞍山 243000）

摘要：深入研究房地产企业债务风险问题对防范系统性金融风险、促进房地产市场平稳健康发展具有重要意义。基于2010—2023年中国上市房企数据，通过构建面板固定效应模型，从非对称货币政策与企业异质性双重视角，实证检验了货币政策对房企债务风险的影响机制。研究发现：紧缩性货币政策显著抑制房企债务水平，而宽松政策呈反方向效果；企业微观财务基础在政策传导中发挥放大作用，加剧企业“强者恒强”的结构性分化；民营企业对货币政策的敏感性远高于国有企业。据此，建议房地产企业提升财务稳健性，监管部门应实施差异化调控并优化民营企业融资环境。

关键词：货币政策；企业异质性；债务风险；面板固定效应模型

中图分类号：F821.0；F293.3 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)08－0272－07

有效化解房地产领域风险，对于筑牢经济安全屏障、维护金融系统稳定具有至关重要的战略意义。近年来，中国房地产企业债务规模持续处于高位，部分企业出现流动性紧张甚至债务违约事件，不仅威胁企业自身生存，更可能通过金融链条传导至整个经济系统，引发区域性乃至系统性风险[1-2]。在此背景下，深入研究房地产企业债务风险的成因机制与调控路径，尤其是从货币政策与企业异质性双重视角出发，具有重要的理论价值与现实紧迫性。

货币政策作为中央银行进行宏观调控的核心工具，其对房地产市场的影响主要通过利率渠道与货币供应渠道间接实现。在利率方面，央行通过调整政策利率影响市场利率水平，进而改变房地产企业的债务融资成本与居民购房贷款成本[3]，最终作用于房地产市场需求与供给结构。在货币供应方面，通过调整存款准备金率、公开市场操作等手段影响银行体系流动性[4]，制约银行信贷投放能力与房地产企业融资可获得性。值得注意的是，货币政策对房地产市场从来都不是直接干预，而是通过金融环境和信贷条件的变化，间接引导房地产企业的融资行为与债务结构演变，体现较强的传导性与时滞性。

尽管现有文献对货币政策与房地产债务风险的关系已有一定探讨，但仍存在若干不足：多数研究仅关注货币政策的方向性影响[5-6]，缺乏对其非对称效应的系统检验，尤其是紧缩与宽松周期下政策效果的差异性分析尚不充分；已有研究多从宏观或行业层面切入[7]，未能充分融入企业微观财务特征与异质性因素，尤其是产权性质所带来的融资能力差异未被深入识别；较多研究在考察企业异质性时，未能系统区分不同产权性质企业在债务应对机制上的结构性差异，尤其是国有与民营房地产企业在融资约束、风险承受和政策敏感性等方面的对比分析仍有待深化。针对上述局限，本文可能的创新点包括：从非对称视角实证检验紧缩与宽松货币政策对房地产企业债务风险的差异化影响；引入企业微观财务指标与产权性质变量，揭示货币政策与企业异质性的交互效应；通过区分国有与民营房地产企业，系统比较货币政策对其债务风险的异质性影响，从而揭示企业产权性质在货币政策传导中的调节作用与机制差异。

1 理论分析与研究假设

1.1 货币政策对房地产企业债务风险的非对称影响

货币政策作为宏观调控的重要工具，其方向性变化对房地产企业债务风险具有显著影响。从理论机制来看，紧缩性货币政策主要通过价格型与数

收稿日期：2025-10-22

基金项目：安徽省哲学社会科学规划青年项目（AHSKQ2021D164）

作者简介：陈梦凯（1991—），男，安徽蚌埠人，博士，教授，研究方向为房地产管理与决策；赵飞龙（2001—），男，山西临汾人，硕士研究生，研究方向为货币政策与房地产金融。

量型渠道传导至房地产企业债务端[8]。一方面，央行通过提高基准利率、抬高公开市场操作利率等价格工具[9]，直接增加房地产企业存量债务的利息支出与新增债务的融资成本，抑制其进一步扩张负债的意愿。另一方面，通过提高存款准备金率、实施宏观审慎评估等数量工具[10]，收紧银行体系流动性，限制对房地产行业的信贷投放规模。更为重要的是，在“房住不炒”的政策基调下，紧缩周期常伴随更严格的监管审查与窗口指导，进一步从供给端约束银行信贷行为，从需求端抑制房地产企业融资冲动，形成多维度、强效果的债务抑制机制。

与之相对，宽松性货币政策理论上可通过降低融资成本与改善信贷可获性刺激房企债务扩张，但其实际传导效率受到多因素制约。尽管降准、降息等操作能够在一定程度上改善整体流动性环境，但商业银行基于风险收益的考量，对房地产行业的信贷偏好可能已发生结构性改变。尤其在经济下行周期中，银行体系更倾向于将释放的流动性投向政策鼓励领域或低风险客群，而非高负债、高风险的房地产企业。同时，经历多轮调控周期后，房地产企业自身对宽松政策的持续性存有疑虑，债务扩张行为更趋谨慎，往往优先将宽松环境下获得的资金用于修复资产负债表而非扩大投资，致使宽松政策对债务的扩张效应不及紧缩政策的抑制效果那样强烈与迅速。据此，提出以下假设。

H1：紧缩性货币政策对房地产企业债务风险具有强抑制效应，宽松政策则相反。

1.2 货币政策与房地产企业结构性分化

企业的债务融资能力并非仅由外部货币政策决定，更深受其自身微观财务基础的影响。根据融资优序理论，企业内部现金流与盈利能力是决定其融资顺序的首要因素[11]；根据信贷配给理论，金融机构在放贷时会依据企业的财务指标进行风险评估，从而决定信贷资源的配置。财务健康状况优异的企业（表现为高盈利能力、充裕的流动性和稳定的现金流）拥有更强的内源融资能力、更优质的抵押品和更高的信用评级，这使其在任何货币政策环境下都享有融资优势。

货币政策调控会通过改变外部融资环境的松紧程度，进一步放大企业微观财务基础这种内在优势或劣势的效应，扮演“加速器”或“筛选器”的角色。在货币政策紧缩时期，信贷资源总量受限，金融机构的贷款决策更加依赖企业的硬性财务指标[12]。财务状况良好的企业凭借其稳健的基本面和较低的违约风险，仍能获得维持运营所必需的资金[13]；而财务薄弱的企业则因其高风险特征首先被挤出信贷市场，债务融资能力急剧恶化，甚至面临断裂风险。在货币政策宽松时期，新增的流动性也并非均匀分布。出于利润最大化与风险控制的考量，银行会将资金优先配置给行业内本就优质的头部企业，而非拯救困境企业。这使得财务健康的企业能更快地获取低成本资金，进一步巩固其市场地位。

这一过程导致了行业内部结构性分化的加剧：宏观货币政策冲击与微观企业异质性相互作用，使得资源持续向优质企业集中，而高风险企业的生存空间则被持续压缩，最终形成“强者恒强”的特殊效应[14]。据此，提出以下假设。

H2：货币政策调控会强化企业微观财务基础在债务融资中的决定性作用，从而加剧房企间的结构性分化，会让房地产企业出现“强者恒强”的现象。

1.3 企业异质性与货币政策调控效果

企业异质性是影响其融资行为与债务应对能力的重要维度，不同所有制企业在资源获取、政策敏感性和风险承担方面存在系统性差异。国有企业通常与政府信用存在隐性关联，享有更稳定的银企关系、更低的融资成本及更丰富的增信手段，即便在货币政策收紧时期也更容易获得信贷支持[15]。民营企业更多依赖市场化融资渠道，其债务融资能力易受宏观政策变动冲击，融资约束更为明显[16]。这种由产权性质带来的融资能力差异，使得不同所有制企业对同一货币政策调控的反应强度与速度可能存在显著区别，产权性质因而成为货币政策传导中一个关键的异质性来源。

货币政策调控对不同所有制房地产企业的作用机制与传导效率存在明显差异。在紧缩周期中，国有企业凭借其与银行系统的紧密联系和政府隐性担保，仍能维持相对稳定的信贷来源，货币政策对其债务水平的抑制作用相对有限[17]；反观民营企业，由于缺乏类似的体制性保护，银行信贷配给行为会显著收紧对其融资，导致其债务规模对紧缩政策反应更为敏感和剧烈[18]。在宽松周期中，国有企业往往能优先获取释放的流动性，债务扩张更为顺畅；民营企业虽也能受益，但受限于金融机构持续的风险规避倾向，其债务修复与扩张速度仍慢于国有企业。因此，货币政策的冲击效果在民营企业表现得更为充分和强烈，而国有企业因各种制度性缓冲而呈现效果弱化。据此，提出以下假设。

H3：货币政策调控对民营企业债务水平的作用

效果要强于国有企业。

2　模型设定与研究数据

2.1　指标选取

(1)债务水平(level)。在房地产企业债务风险指标的选取方面,参考张靖佳等[19]的做法,采用账面债务水平=账面负债/账面资产构建方法来衡量企业债务水平(level)。

(2)货币政策变动系数(policy)。由于货币政策作为宏观经济调控的核心工具,其本质属性为宏观层面的冲击变量,因此它不适宜直接作为面板回归分析中的解释变量,货币政策对房地产企业债务水平的影响地难以直接量化。为解决这一问题,参考彭芳春等[20]的做法,对货币政策进行细致的分析和量化。鉴于货币政策主要包括利率型和数量型两种类型,选取两个核心指标:利率和货币供给量,这两个指标是货币政策调控变化的关键体现,利用熵权法这一客观赋权方法对这两个指标数据进行综合估算,从而得到货币政策变动系数(policy),这一综合性指标能够较为全面地反映货币政策的调控方向和力度。

利用熵权法计算这一综合指标的主要优点体现在:①熵权法基于数据的离散程度来确定权重,避免了主观因素对权重分配的影响,使得估算结果更加客观。在货币政策分析中,这有助于准确反映利率和货币供给量两个核心指标对货币政策变动的实际贡献。②熵权法能够综合考虑不同之间的相关性和差异性。在估算货币政策变动系数时,熵权法能够充分利用利率和货币供给量两个指标的信息,确保综合性指标(policy)能够全面反映货币政策的调控方向和力度。

2.2　模型设定

根据理论研究与相关指标的构建,采用面板固定效应模型来估计中国货币政策调控对房地产企业债务风险的影响程度。计量模型公式为

$$level = \beta_0 + \beta_1 policy + \alpha X + \varepsilon \quad (1)$$

式中:level 为被解释变量,表示房地产企业的债务水平;policy 为解释变量,表示货币政策变动系数。为了排除企业内部因素的影响,引入企业盈利能力(ROE)、流动比率(liquid)、总资产规模(size)、净收益(net profit)及经营活动产生的现金流净值(nef)作为控制变量 X。α、β_1 为边际影响系数;β_0 为常数项;ε 为残差项。

2.3　数据说明

为了探究货币政策的调控对房地产企业债务风险变动的实际影响,采用 2010—2023 年国泰安数据库中上市房地产企业的实际数据。为了解决数据疏漏和异常值问题,对数据库中的数据进行严谨的数据清洗和质量控制,主要包括:①去重处理,通过比对企业法人代码、法人名称和年份等唯一标识符,精准识别并剔除数据库中的重复观测值,确保数据的唯一性和准确性。②缺失值处理,对关键财务指标(如总资产、总负债、净利润)进行完整性检查,剔除这些关键数据缺失的观测值,以保障数据分析的有效性和可靠性。③非正常状态企业剔除:根据企业的营业状态信息,筛选出处于停业、筹建、撤销及其他非正常营业状态的企业,并将其观测值从数据集中删除,以减少异常数据对分析结果的影响。④异常值识别和剔除,实施严格的异常值检测,识别和剔除明显违反会计原则和常识的观测值,包括但不限于累计折旧大于本年折旧、流动资产大于总资产、流动负债大于总负债、实收资本小于等于 0 等情形,剔除后共计 2 487 个样本数据。此外,参照高宏和赵健江[21]的研究方法,进一步将满足条件“总资产-总负债-所有者权益合计”的绝对值大于总资产 1%的观测值视为异常并予以删除,以确保数据集的准确性和一致性。

3　基准实证结果及分析

3.1　基准回归结果

为了研究 2010—2023 年货币政策调控对中国房地产企业债务风险变化的实际动因,采用时间及企业两个维度的固定效应进行实证检验,表 1 为具体的基准回归结果。

表 1　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
policy	−0.075***	−0.093***	−0.230***	−0.037***
	(−6.55)	(8.37)	(−2.85)	(−2.70)
ROE	−0.707***	−0.705***	−0.752***	−0.748***
	(−9.09)	(−9.00)	(−12.83)	(−12.66)
liquid	−0.111***	−0.111***	−0.078***	−0.079***
	(−35.16)	(−35.22)	(−28.19)	(−28.27)
size	0.306***	0.318***	0.078***	0.087***
	(8.90)	(9.16)	(2.96)	(3.28)
net profit	−0.066***	−0.071***	−0.007	−0.014
	(−4.34)	(−4.63)	(−0.55)	(−1.14)
nef	−0.002**	−0.002***	−0.001**	−0.001**
	(−2.50)	(−2.70)	(−2.01)	(−2.22)
R^2	0.429 0	0.431 5	0.798 8	0.800 6
调整后 R^2	0.427 6	0.427 2	0.779 5	0.780 4
时间	不控制	控制	不控制	控制
企业	不控制	不控制	控制	控制

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为 t 值。

由表1可知，列(1)汇报了在一般效应下各项指标对于房企债务水平的回归结果，列(2)和列(3)分别汇报了在时间固定效应和企业固定效应下各项指标对于房地产企业债务水平的回归结果，列(4)汇报了在双向固定效应下各项指标的回归结果。实证结果显示，货币政策变量(policy)的系数在所有模型设定下均为负值，且在1%的水平上高度显著，具体系数从列(1)的−0.075到控制双向固定效应的列(4)的−0.037，表明紧缩性货币政策对房地产企业债务水平具有稳健的抑制效应，宽松性货币政策则与之相反。控制变量方面，企业盈利能力(ROE)与流动比率(liquid)的系数也均在1%的水平上显著为负，系数值分别围绕−0.75和−0.08保持稳定，反映盈利能力和流动性越强的企业债务水平越低；企业规模(size)系数显著为正，说明大型企业具有更强的债务融资能力；净收益(net profit)和经营活动现金流(nef)的影响方向为负，但在控制企业效应后显著性减弱，表明其部分影响被企业异质性吸收。模型拟合优度方面，R^2由列(1)的0.429 0显著提升至列(4)的0.800 6，表明控制企业与时间双维度固定效应极大增强了解释力。

政策变量系数(policy)始终显著为负，证实了紧缩的货币政策是驱动房企去杠杆的重要宏观动因。从作用机制看，紧缩政策通过利率传导与信贷渠道抬高融资成本、收紧信贷供给，从而有效抑制房企债务扩张。而当政策转向宽松时，通过降低融资成本、改善流动性环境，为房地产企业债务扩张创造条件。基准回归中政策变量系数方向(负)的一致性表明，货币政策调控对房企债务风险具有方向性影响：紧缩政策抑制债务风险，宽松政策则倾向于扩张债务风险。因此，H1得以证明。

企业个体固定效应的引入使模型解释力(R^2)出现显著跃升，同时企业财务基础变量(ROE、liquid)的系数始终保持高度显著与稳定，这共同证实了企业异质性是决定债务水平的持久性核心因素。财务健康的房地产企业之所以能够更好地应对政策冲击，正是因为其稳健的盈利能力和流动性构成了抵御外部风险的内在缓冲，财务脆弱的企业则缺乏这种自我保护机制。当货币政策收紧时，所有企业均面临融资约束，但金融机构会依据企业异质性实施信贷配给，使得财务弱势企业首先遭遇融资断裂；当政策宽松时，新增流动性也会优先配置给财务稳健的优质企业，而不是给全部企业。基准回归中企业固定效应的强解释力与财务变量的稳健性表明，货币政策的调控会通过微观企业财务基础这一渠道产生分化效应，从而加剧行业内“强者恒强”的结构性特征。因此，H2得以证明。

3.2 稳健性检验

3.2.1 增加控制变量

为增强基准回归结果的稳健性，在原有控制变量的基础上进一步引入销售价格比(psr)与账面市值比(bm)两个变量，以控制企业估值与市场表现对债务水平的影响。表2描述了增加控制变量后的回归结果。可以看出，货币政策变量(policy)的系数在所有模型设定中仍显著为负，且绝对值较基准模型有所增大，进一步强化了紧缩政策对债务水平的抑制效应。企业财务基础变量(如ROE、liquid)的系数方向、显著性及数值范围与基准回归高度一致，表明企业盈利能力与流动性仍是债务水平的稳定负向影响因素。新增变量bm系数显著为正，说明估值较高的企业往往债务水平也较高，符合理论预期；psr系数虽不显著，但未改变其他核心变量的估计结果。模型拟合优度(R^2)较基准模型均有提升，说明新增变量增强了模型解释力。综上，在控制更多潜在影响因素后，货币政策与企业财务变量对债务水平的效应依然稳健，H1与H2再次得到验证。

表2 稳健性检验结果(1)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
policy	−0.128***	−0.168***	−0.050***	−0.080***
	(−11.94)	(−8.58)	(−5.66)	(−5.52)
ROE	−0.819***	−0.828***	−0.788***	−0.802***
	(−11.10)	(−11.32)	(−13.10)	(−13.30)
liquid	−0.099***	−0.098***	−0.078***	−0.078***
	(−31.94)	(−32.00)	(−28.04)	(−28.08)
size	0.190***	0.190***	0.056**	0.064**
	(5.97)	(6.02)	(2.12)	(2.42)
net profit	−0.048***	−0.052***	−0.001	−0.005
	(−3.47)	(−3.81)	(−0.05)	(−0.41)
nef	−0.001**	−0.001**	−0.001*	−0.001**
	(−2.03)	(−2.46)	(−1.76)	(−1.98)
bm	0.269***	0.303***	0.096***	0.133***
	(20.72)	(22.64)	(6.60)	(8.19)
psr	−0.015	−0.003	−0.038**	−0.023
	(−1.12)	(−0.24)	(−2.01)	(−1.20)
R^2	0.517 1	0.534 3	0.804 3	0.808 3
调整后R^2	0.515 5	0.530 3	0.784 9	0.788 1
时间	不控制	控制	不控制	控制
企业	不控制	不控制	控制	控制

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为t值。

3.2.2　剔除特殊年份

考虑到 2020—2022 年新冠肺炎疫情可能对宏观经济与企业经营造成异常冲击，进一步剔除该期间样本进行稳健性检验，结果如表 3 所示。在排除疫情年份的干扰后，货币政策变量（policy）的系数依然在 1%或 5%的水平上显著为负，其数值与基准回归结果接近，表明货币政策对债务水平的抑制效应在不同样本区间内保持一致。企业财务变量（如 ROE、liquid）的系数方向、显著性及数值范围也未发生实质性变化，进一步印证了企业异质性对债务水平的持久影响。模型拟合优度（R^2）保持较高水平，且控制时间与企业固定效应后解释力进一步增强。结果表明，基准回归结论并非由特殊时期异常值驱动，而是具有一般性与稳健性。因此，核心实证结果在排除外生冲击后依然成立。

表 3　稳健性检验结果（2）

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
policy	−0.070***	−0.094***	−0.023**	−0.039***
	（−4.97）	（−4.29）	（−2.38）	（−2.72）
ROE	−0.773***	−0.768***	−0.775***	−0.765***
	（−7.98）	（−7.86）	（−10.80）	（−10.59）
liquid	−0.105***	−0.106***	−0.074***	−0.074***
	（−29.83）	（−29.92）	（−24.09）	（−24.26）
size	0.310***	0.325***	0.098***	0.113***
	（6.71）	（6.96）	（2.82）	（3.24）
net profit	−0.042**	−0.048**	−0.003	−0.015
	（−2.12）	（−2.41）	（−0.16）	（−0.91）
nef	−0.002***	−0.003***	−0.001*	−0.001*
	（−3.38）	（−3.57）	（−1.74）	（−1.92）
R^2	0.409 9	0.412 7	0.804 1	0.806 5
调整后 R^2	0.407 9	0.407 9	0.779 0	0.780 5
时间	不控制	控制	不控制	控制
企业	不控制	不控制	控制	控制

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

4　进一步分析

将中国房地产企业分为国有房地产企业和民营房地产民营企业，对此研究中国货币政策调控对房地产企业债务风险变化的异质性影响。表 4 为中国房地产企业 2021—2023 年的债务水平表，其中，国有房地产企业的债务水平相比民营房地产企业更高，从这三年的情况看，国有企业的债务融资水平在不断增加，但是变动相对稳定，而民营企业虽然在 2023 年债务水平有所下降，但是其债务水平变动起伏较大。

在模型中加入了代表企业性质的虚拟变量 soe，其中国有企业 soe＝1，民营企业 soe＝0，国有企业数据样本量为 676 个、民营企业为 1 644 个。具体的分类回归估计结果如表 5 和表 6 所示。

根据表 5 和表 6 的企业异质性回归结果，可以看出货币政策调控对国有与民营企业债务水平的影响存在显著差异。在国有企业样本中（表 5），货币政策变量（policy）的系数在各模型设定中均显著为负，但其绝对值相对较小，介于 −0.041 ～ −0.112，且在控制企业与时间双向固定效应后系数

表 4　房地产企业 2021—2023 年债务水平

企业类型	2021 年	2022 年	2023 年
国有企业	0.648 4	0.651 4	0.658 7
民营企业	0.601 2	0.616 5	0.582 6

表 5　异质性分析结果——国有房地产企业

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
policy	−0.088***	−0.112***	−0.041***	−0.067***
	（−4.81）	（−3.38）	（−3.57）	（−3.39）
ROE	−1.699***	−1.695***	−1.349***	−1.322***
	（−10.31）	（−10.16）	（−11.45）	（−11.10）
liquid	−0.090***	−0.092***	−0.064***	−0.067***
	（−15.39）	（−15.60）	（−12.70）	（−13.19）
size	0.209***	0.232***	0.081**	0.103***
	（4.43）	（4.86）	（2.53）	（3.19）
netprofit	−0.017	−0.029	0.028*	0.007
	（−0.83）	（−1.42）	（1.67）	（0.38）
nef	−0.001	−0.001	−0.001	−0.001*
	（−1.42）	（−1.53）	（−1.59）	（−1.68）
R^2	0.379 7	0.388 3	0.818 3	0.823 5
调整后 R^2	0.375 1	0.374 7	0.799 9	0.802 5
时间	不控制	控制	不控制	控制
企业	不控制	不控制	控制	控制

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

表 6　异质性分析结果——民营房地产企业

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
policy	−0.201***	−0.246***	−0.147***	−0.196***
	（−9.35）	（−5.94）	（−8.72）	（−6.60）
ROE	−1.010***	−1.035***	−0.934***	−0.977***
	（−8.09）	（−8.13）	（−8.77）	（−8.86）
liquid	−0.085***	−0.086***	−0.076***	−0.077***
	（−16.35）	（−16.36）	（−16.69）	（−16.66）
size	0.889***	0.907***	0.375***	0.364***
	（11.35）	（11.48）	（4.62）	（4.41）
net profit	−0.045	−0.061**	0.007	−0.004
	（−1.58）	（−2.08）	（0.31）	（−0.19）
nef	−0.003**	−0.003**	−0.001	−0.001
	（−2.45）	（−2.51）	（−1.49）	（−1.50）
R^2	0.527 9	0.536 4	0.799 2	0.803 4
调整后 R^2	0.523 5	0.523 2	0.778 4	0.778 5
时间	不控制	控制	不控制	控制
企业	不控制	不控制	控制	控制

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

进一步收敛至－0.067。相比之下，民营企业样本（表6）中货币政策变量（policy）的系数绝对值明显更大，介于－0.147～－0.246，尤其在控制双向固定效应后仍高达－0.196，表明民营企业债务水平对货币政策变动的敏感度远高于国有企业。此外，国有企业的财务基础变量（如ROE、liquid）系数普遍更大且更显著，说明其内部财务缓冲机制更为稳固；而民营企业的规模变量（size）系数显著更大，反映规模扩张对债务的依赖程度更高，但其盈利与流动性变量的系数绝对值较小，暗示其抗风险能力较弱。两类企业在控制变量反应上的系统性差异，进一步印证了企业性质所带来的不同行为模式。

国有企业凭借其与政府信用的隐性关联、更稳定的银企关系和制度性优势，在货币政策紧缩时仍能获得相对稳定的信贷支持[15-17]，使其债务水平对政策变动的反应较为平缓。反观民营企业，由于缺乏类似的体制性保护，其债务融资更依赖市场化渠道，对货币政策方向变化更为敏感。紧缩政策下，银行信贷配给行为会优先收紧对民营企业的融资，导致其债务规模迅速收缩；在宽松周期中，尽管政策环境改善，但金融机构的风险规避倾向仍使其融资修复速度滞后于国有企业[22]。异质性分析中货币政策变量（policy）的系数在民营企业样本中的绝对值显著更大，以及其债务水平波动性更强，均表明货币政策冲击在民营企业身上传导更为充分和剧烈。因此，H3得以证明。

5　结论与建议

本文基于2010—2023年A股上市房地产企业的面板数据，从非对称货币政策和企业异质性双重视角出发，系统考察了货币政策对房地产企业债务风险的影响机制。通过构建双向固定效应模型并进行多维度异质性分析，得出以下具有现实启示意义的研究结论。

（1）货币政策对房地产企业债务风险具有显著的非对称效应。紧缩性货币政策通过抬升融资成本与收紧信贷供给，显著抑制房地产企业的债务水平；宽松政策虽有助于缓解融资约束，但其扩张效应受制于银行风险偏好与企业预期，传导效率弱于紧缩政策。

（2）企业微观财务基础在政策传导中发挥“加速器”作用。财务健康的企业在紧缩周期中仍能维持融资能力，在宽松环境中优先获得信贷资源，形成“强者恒强”的马太效应；财务脆弱企业则面临更强的融资约束与淘汰风险。这一机制揭示宏观政策不仅影响债务总量，更会通过微观企业财务渠道重塑行业结构，加剧房企间的结构性分化。

（3）企业产权性质是货币政策传导的关键异质性来源。民营房地产企业对货币政策变动的敏感性显著高于国有房地产企业，反映其在融资渠道、信用背书与风险缓冲方面的制度性劣势。这一差异不仅影响两类企业的债务行为，也进一步强化了资源配置的结构性扭曲。

基于上述研究结论，提出以下政策建议。

（1）在宏观政策层面，推动货币政策调控从总量管理向结构优化深化，实施更具差异化的房地产金融宏观审慎管理。通过引入定向工具、强化预期引导、建立融资分类管理制度等措施，精准引导银行体系流动性支持合理融资需求，抑制高负债房地产企业的非理性扩张。

（2）企业应对层面，引导不同所有制房地产企业实施差异化债务策略。国有企业强化预算约束和债务自律，控制杠杆冲动，重点发挥其在保障性住房和城市更新领域的政策功能；民营企业则通过优化财务结构、拓宽融资渠道、创新资产证券化等方式增强抗风险能力。

参考文献

[1] 刘晓东，欧阳红兵. 中国金融机构的系统性风险贡献度研究[J]. 经济学(季刊)，2019，18(4)：1239-1266.

[2] 荆中博，胡佳楠，方意. 宏观金融波动与中国银行业系统性风险：金融周期视角[J]. 系统工程理论与实践，2023，43(7)：1940-1959.

[3] 温兴春，闫歆玮. 房企债务风险跨部门传递与政策应对——基于双重金融摩擦的DSGE模型[J]. 金融经济学研究，2023，38(4)：18-38.

[4] 王晓芳，郑斌. 超额准备金、货币政策传导机制与调控方式转型——基于银行信贷市场的分析[J]. 世界经济研究，2017(6)：61-76.

[5] 孙骏可，罗正英，陈艳. 货币政策紧缩环境下风险投资对企业融资约束的影响——基于我国深交所中小板上市公司的经验证据[J]. 金融评论，2019，11(3)：64-79.

[6] 何熙琼，刘雨薇，顾湘，等. 紧缩性货币政策下控股股东股权质押及其经济后果[J]. 财经科学，2022(4)：31-46.

[7] 赵先立，王睿儒，姜涓涓. 地方政府债务、房地产风险和金融风险的动态交互影响研究[J]. 甘肃金融，2024(12)：46-56.

[8] 陈创练，戴明晓. 货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动[J]. 经济研究，2018，53(9)：52-67.

[9] 张一帆，樊嘉诚，林建浩，等. 央行沟通信息与政策利率传导——基于公开市场操作的研究[J]. 统计研究，2024，41(12)：54-70.

[10] 张晓慧. 三十而立 四十不惑——从存款准备金变迁看

央行货币调控演进[J]. 中国金融，2018(23)：38-43.
[11] 汪合黔，陈开洋，邱劼. 政府创新支持政策对企业融资结构的影响——基于专精特新“小巨人”企业培育政策的准自然实验[J]. 投资研究，2024，43(9)：43-63.
[12] CHEN K，REN J，ZHA T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. American Economic Review，2018，108(12)：3891-3936.
[13] ALFARO I，BLOOM N，LIN X. The finance uncertainty multiplier[J]. Journal of Political Economy，2024，132(2)：577-615.
[14] 王先柱，陈梦凯. 货币政策、住房供给与房地产市场健康发展长效机制[J]. 江苏行政学院学报，2023(1)：49-55.
[15] 张晨宇，毛新述，毛聚. 国企改革、国有资本布局优化与价值创造——基于中央企业并购重组的经验证据[J]. 管理科学学报，2023，26(10)：36-55.
[16] 王伟. 政治关系、金融发展与货币政策有效性——基于我国民营上市公司银行贷款视角[J]. 管理评论，2016，28(6)：52-64.
[17] 黄速建，肖红军，王欣. 论国有企业高质量发展[J]. 中国工业经济，2018(10)：19-41.
[18] 梅冬州，温兴春，吴娱. 财政扩张、信用违约和民营企业融资困境[J]. 经济研究，2021，56(3)：116-131.
[19] 张靖佳，刘澜飚，马雪卓. 量化宽松政策对我国企业债务风险的差异性影响[J]. 经济学动态，2020(3)：52-68.
[20] 彭芳春，张练玉，李沙丽. 货币政策对股价指数影响实证分析[J]. 合作经济与科技，2022(8)：56-58.
[21] 高宏，赵健江. 我国工业企业杠杆率的结构特征[J]. 金融发展评论，2017(7)：8-19.
[22] CHEN H，LI R，TILLMANN P. Pushing on a string：state-owned enterprises and monetary policy transmission in China[J]. China Economic Review，2019，54：26-40.

Monetary Policy，Firm Heterogeneity and Debt Risk of Real Estate Enterprises：Evidence from Chinese Listed Companies

CHEN Mengkai，ZHAO Feilong

(School of Management Science and Engineering，Anhui University of Technology，Ma'anshan 243000，China)

Abstract：An in-depth study of the debt risk of real estate enterprises is of great significance for preventing systemic financial risks and promoting the stable and healthy development of the real estate market. Based on data from Chinese listed real estate enterprises from 2010 to 2023，the impact mechanism of monetary policy on the debt risk of real estate enterprises was empirically examined from the dual perspectives of asymmetric monetary policy and firm heterogeneity by constructing a panel fixed-effects model. The results show that contractionary monetary policy significantly suppresses the debt level of real estate enterprises，while expansionary policy has the opposite effect. Firms' micro-financial fundamentals play an amplifying role in policy transmission，exacerbating the structural divergence characterized by the “the strong get stronger” effect. The sensitivity of private enterprises to monetary policy is much higher than that of state-owned enterprises. Accordingly，it is recommended that real estate enterprises enhance their financial soundness，and regulatory authorities should implement differentiated regulation and optimize the financing environment for private enterprises.

Keywords：monetary policy；firm heterogeneity；debt risk；panel fixed-effects model