

# 宏观审慎监管对企业债务违约风险的影响

张庆君<sup>1</sup> 陈思<sup>1</sup> 何德旭<sup>2</sup>

(1.天津财经大学金融学院,天津 300222;2.中国社会科学院财经战略研究院,北京 100028)

**摘要:**防范与化解企业债务违约风险是维持资本市场稳定、防范系统性金融风险的重要途径之一。本文在构建传统五部门一般均衡模型的基础上,将宏观审慎监管以及企业风险的行为方程纳入理论模型,研究宏观审慎监管对企业风险的影响及传导路径。在此基础上,基于非金融上市公司的面板数据进行实证检验,并从信贷收缩效应、损失规避效应、融资环境稳定效应三个角度分析了其影响机制并探讨了企业异质性问题。研究发现,宏观审慎监管抑制了企业的债务违约风险,且企业的融资约束越低,风险变化趋势对宏观审慎越敏感;宏观审慎监管能够有效规范银行信贷行为和企业金融化,形成良好的融资环境,从而降低企业的债务违约风险。本文丰富了宏观审慎监管和企业债务违约风险的相关研究,并从宏观监管的视角为进一步抑制企业违约风险提供了新的思路和依据。

**关键词:**宏观审慎;银行信贷;企业金融化;融资环境;企业债务违约

**中图分类号:**F830 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)05-0069-15

## 一、引言

近年来,上市公司在经济高质量发展过程中发挥着越来越重要的作用,成为经济发展的重要动力。然而,随着数字经济的蓬勃兴起,金融产品层出不穷,越来越多的非金融企业过度投资于金融资产,导致企业的杠杆率增高,企业债务违约风险敞口较大。根据企业预警通的数据显示,2021年债券违约数为140只,违约金额高达1464.97亿元。尤其是银行部门存在信贷供给不合理现象,过度信贷供给会扩大企业的债务规模,增加企业的风险投资偏好,进一步导致企业债务违约水平上升,影响企业的稳健经营与经济的高质量发展。2008年国际金融危机之后,人们逐渐认识到单一的货币政策不能同时发挥价格稳定和金融稳定的双重作用,因此宏观审慎监管应运而生。Beau等认为宏观审慎监管政策是货币政策的有效补充,其能够有效缓解金融冲击对宏观经济的影响,降低市场中的价格波动,提高监管的有效性<sup>[1]</sup>。2016年,我国首次建立了宏观审慎评估体系(MPA);2020年10月,国务院发布《关于进一步提高上市公司质量的意见》(国发〔2020〕14号),强调了上市公司监管的重要性。

**收稿日期:**2022-06-01

**基金项目:**国家社会科学基金项目“非金融上市公司债务违约风险生成机制及溢出效应研究(20FJYB003)

**作者简介:**张庆君(1974—),男,辽宁大连人,天津财经大学金融学院教授,博士生导师;

陈思(1994—),女,安徽宿州人,天津财经大学金融学院博士生;

何德旭(1962—),男,湖北潜江人,中国社会科学院财经战略研究院教授。

企业严重的违约行为会直接影响内部的生产经营和高质量发展,而短期内企业债务违约风险的积聚,可能会引发严重的金融风险。为防范系统性金融风险,我国加强了金融的监管力度,完善了宏观审慎监管的目标与体系。那么,宏观审慎监管能否抑制企业的债务违约风险?本文拟对这一问题展开研究。

本文着眼于企业债务违约风险的治理,研究宏观审慎监管对企业风险的影响。首先,本文构建了企业债务违约的数理模型,推导出宏观审慎监管与企业债务违约风险之间的关系;其次,使用KMV模型测算上市公司债务违约风险,考察宏观审慎监管对企业债务违约风险的影响;再次,从信贷收缩效应、损失规避效应、融资环境稳定效应探究宏观审慎监管对企业风险影响的传导机制,并考虑企业异质性问题;最后,从融资约束角度分析了企业异质性问题。本文从企业债务违约风险的角度,考虑宏观审慎监管的风险缓释效应。通过建立理论模型,研究宏观审慎监管对银行风险的影响以及传导路径,并使用微观企业的数据进行实证分析,以期从微观企业的视角,为宏观审慎监管的合理使用以及企业债务风险的防控提供相关对策建议。

## 二、文献回顾

监管部门实行宏观审慎监管,主要目的之一是降低市场参与者过度承担金融风险的动机,降低市场上的风险水平。宏观审慎监管政策能够提高经济体系的弹性,维持经济体系的稳定,预防经济危机的发生<sup>[2]</sup>。部分学者研究了宏观审慎监管与系统性风险之间的联系,研究发现宏观审慎监管是通过政策干预的方式,作用于整个经济市场,可以预估和识别系统性风险,且相比于货币政策,宏观审慎监管的风险抑制效果更加明显<sup>[3][4]</sup>。Laseen等通过构建动态随机一般均衡模型,研究发现单一的货币政策的抑制效果不明显,宏观审慎政策能够补充货币政策的缺陷,提高风险抑制作用<sup>[5]</sup>。从债务规模的角度分析,动态准备金调控的逆周期宏观审慎监管的实施,有助于降低企业的债务规模和企业杠杆率,原因可能是宏观审慎政策会直接影响到银行的信贷扩张程度以及资产的价格水平,从而影响到企业的债务情况,降低企业的债务违约风险,提高经济稳定性和社会福利<sup>[6][7]</sup>。

宏观审慎监管政策会影响银行信贷、外部经济环境等,从而影响企业的债务违约风险。而企业的债务违约风险的大小会受到资本市场开放程度、股票流动性、银行信贷规模等多种因素的影响。首先,从银行信贷的角度分析,宏观审慎监管能够控制银行的过度信贷供给,有利于将银行信贷规模控制在一个合理的水平<sup>[8]</sup>。其次,由于银行是企业部门外部融资的重要渠道,宏观审慎政策会直接约束银行的信贷规模,从而对企业融资规模产生影响。因此,宏观审慎政策会降低企业信贷融资规模<sup>[9]</sup>。最后,企业在市场上主要通过间接融资的方式获取资金,资金投资于企业的日常经营、企业扩张、金融投资等。企业的贷款大多来源于银行信贷,因此,银行的贷款供给会直接影响到企业的债务水平。企业的债务量增大,会增加企业的债务违约风险,从而导致金融危机的发生<sup>[10]</sup>。当企业贷款规模增加时,股东倾向于投资高风险的项目,从而会损害债权人利益<sup>[11]</sup>,银行贷款引起的债务可能会促使企业承担更多的风险。郭瑾等认为银行借贷越多,公司承担的风险越大,且企业的注资时间会影响两者的关系,当企业注资时间较长时,这种正向关系更紧密<sup>[12]</sup>。

宏观审慎监管会影响企业的金融化程度。随着金融市场的发展,非金融企业倾向于持有金融资产<sup>[13]</sup>。企业获得的长期贷款越多,金融化趋势越明显<sup>[14]</sup>。部分学者研究发现,宏观审慎监管的实施,会影响银行等金融机构的利差、资本金水平以及资产价格。赵向琴等研究发现以商业银行资本充足率为核心目标的宏观审慎监管可以稳定金融系统<sup>[15]</sup>。宏观经济政策与企业行为联系紧密,宏观经济政策会影响企业的融资、业绩、经营等方面<sup>[16]</sup>。因此,宏观审慎政策对银行部门产生影响,这种影响会传导至企业部门,降低非金融企业的金融投资,从而弱化企业的金融化程度<sup>[17][18]</sup>。综上所述,非金融企业过度金融化会加重经济的脱实向虚,经济状况下行会增加企业的债务违约风险,从而导致金融风险的积聚,而宏观审慎监管政策可以有效降低企业金融化程度,缓解企业风险。

宏观审慎监管会提高融资环境稳定性。融资环境越稳定,企业现金流波动性越小。宏观审慎

监管会通过降低企业现金流波动性的途径,降低企业的债务违约风险。信贷宽松时期,资产负债表会过度扩张。金成晓和李梦嘉认为宏观审慎监管与货币政策叠加使用,可以降低信贷周期的波动,且这种效果在短期内较为明显<sup>[19]</sup>。卞志村等提出宏观审慎监管是维持金融稳定的重要工具之一,是宏观调控框架的重要内容之一,可以将宏观审慎监管作为防控金融风险的第一道防线<sup>[20]</sup>。金融主体的顺周期行为是对经济和经济运转的正常反应,但是市场上的金融主体同时出现顺周期行为时,会增大外部经济的不确定性,导致经济体系的失衡,从而带来金融风险。而宏观审慎政策可以有效针对金融主体的顺周期现象,缓解外部经济的不确定性。因此,宏观审慎政策可以通过提高融资环境稳定性来缓解企业风险。

相比之下,国内学者虽有探讨宏观审慎监管对风险的研究,但缺乏从微观企业的视角研究宏观审慎监管的风险缓释效应。本文的边际贡献和研究意义如下:第一,通过理论建模与实证分析,从企业的微观视角,研究了宏观审慎监管的风险缓释效应,以往研究鲜有文献指出宏观审慎监管对企业风险的影响,本文在借鉴传统五部门均衡模型的基础上,将宏观审慎监管以及企业风险的行为方程纳入理论模型,研究了宏观审慎监管对企业风险的影响及传导路径;第二,从信贷收缩效应、损失规避效应、融资环境稳定效应三个方面,探究了宏观审慎监管对企业风险影响的传导机制;第三,从融资约束等角度考虑了企业的异质性问题。本文的研究对于企业脱虚向实以及债务违约风险的防范具有重要的学术价值和实际作用。

### 三、理论模型

本文构建了一个包含家庭、企业、商业银行、中央银行、政府部门的传统五部门均衡模型,分析宏观审慎监管对企业债务违约风险的影响<sup>[21][22](P242—256)</sup>。

1. 家庭部门。在模型中,家庭部门持有存款、债券、现金和利润分红。家庭部门的效用函数为:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{C_t^{1-\sigma^c}}{1-\sigma^c} - \psi \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} + \theta \ln \left( \frac{M_t}{P_t} \right) + Z \ln D_t \right) \quad (1)$$

家庭部门的预算约束为:

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta) K_t \quad (2)$$

$$P_t C_t + B_{t+1} + M_t - M_{t-1} + P_t D_t - P_t (1 + r_{t-1}^d) D_{t-1} \leq W_t L_t + \Pi_t - P_t T_t + (1 + i_{t-1}) B_t + R_t K_t \quad (3)$$

在模型(1)、(2)、(3)中,P代表价格,C代表家庭消费,B是家庭持有的名义债券存量,M代表货币供给,D代表存款, $r^d$ 是存款利率,W是名义工资,L代表家庭劳动, $\Pi$ 代表企业利润,T代表总付税,i是债券利率, $R_t$ 是名义资本利率,K代表资本,I代表投资, $\delta$ 是资本折旧率。 $\sigma^c$ 代表消费跨期替代弹性的倒数, $\eta$ 代表劳动供给替代弹性的倒数, $\psi$ 代表劳动的负效应系数, $\theta$ 代表家庭所持有的实际货币余额在家庭效用函数中的权重,Z代表家庭消费的跨期替代弹性。家庭部门对存款的一阶条件为:

$$C_t^{-\sigma^c} \frac{Z}{D_t} = \beta C_{t+1}^{-\sigma^c} (1 + r_t^d) \quad (4)$$

2. 企业部门。企业部门的生产函数设定为C-D生产函数:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (5)$$

式(5)中,Y是总收入, $\alpha$ 是劳动力产出的弹性系数, $A_t$ 代表全要素生产率,并且遵循下列AR(1)过程:

$$\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \epsilon_{a,t} \quad (6)$$

式(6)中, $\epsilon_{a,t}$ 是技术冲击。在产品需求的约束下,企业部门的利润最大化方程 $L_t$ 为:

$$L_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t - r_t K_t \quad (7)$$

分别对 $L_t, K_t$ 求一阶偏导,可以得到一阶条件为:

$$w_t = mc_t (1 - \alpha) A_t K_t^\alpha L_t^{-\alpha} \quad (8)$$

$$r_t = mc_t \alpha A_t K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} \quad (9)$$

式(9)中,  $mc_t$  是边际收益,  $w$  是实际工资,  $r_t$  是资本利率。

3. 银行部门。为简化模型, 本文假设银行的存款 ( $D_t$ ) 与自有资本 ( $n_t$ ) 之和不超过银行的贷款总额 ( $S_t$ ), 银行预算约束为:

$$D_t + n_t = S_t \quad (10)$$

银行的利润方程为:

$$\pi_{\text{bank}} = D_t - (1 + r_{t-1}^d) D_{t-1} + (1 + r_t^k) \times S_{t-1} \times ct_t - S_t - \text{PN}(X_t) \quad (11)$$

式(11)中,  $\pi_{\text{bank}}$  是银行利润,  $ct$  是贷款收回比例,  $\text{PN}$  是惩罚函数,  $X$  是资本缺口。其中, 关于宏观审慎监管的设定, 本文参考瞿凌云的研究<sup>[21]</sup>, 将惩罚函数设置为方程(12), 将银行资本充足率 ( $\eta_t$ ) 设置为信贷增速与 GDP 增速的偏离程度, 如模型(14)所示:

$$\text{PN}(X_t) = -P_a \ln(1 + P_b X_t) \quad (12)$$

$$X_t = n_t - \eta_t \times S_t \quad (13)$$

$$\eta_t = \bar{\eta}^{(1-\rho_\eta)} \times \eta_{t-1}^{\rho_\eta} \left( \frac{\text{Loan}_t / \text{Loan}_{t-1}}{\text{GDP}_t / \text{GDP}_{t-1}} \right)^{(1-\rho_\eta) e^{\epsilon_\eta}} \quad (14)$$

式(14)中,  $P_a$ 、 $P_b$  是惩罚函数系数,  $\rho_\eta$  是资本充足率系数,  $e^{\epsilon_\eta}$  是资本充足率冲击,  $\text{Loan}$  是贷款规模,  $\text{GDP}$  是国内生产总值。联立方程(11)、(12)、(13)、(14), 分别对存款、企业贷款求导, 一阶条件为:

$$1 - \frac{P_a P_b}{1 + P_b (n_t - \eta_t S_t)} = \kappa_{t,t+1} \times (1 + r_t^d) \quad (15)$$

$$1 - \frac{(1 - \eta_t) P_a P_b}{1 + P_b (n_t - \eta_t S_t)} = \kappa_{t,t+1} \times (1 + r_t^k) \times ct_t \quad (16)$$

式(16)中,  $\kappa_t$  是传统商业银行在追求利润最大化过程中的跨期贴现因子。参考瞿凌云的研究<sup>[21]</sup>, 将银行的跨期贴现因子设置为家庭的随机贴现因子, 即:  $\kappa_{t,t+1} = \beta \times \frac{C_t}{C_{t+1}}$ 。其中,  $\beta$  代表跨期贴现因子,  $\beta \in (0, 1)$ 。该参数表示个体效用相比于当期效用的比重, 数值越小, 说明未来效用相比于当期效用的比值越高。参考马勇和付莉关于违约企业回偿率的设定<sup>[23]</sup>, 本文假设企业的回偿率冲击在  $[a, b]$  上服从均匀分布, 当回偿率小于  $fm$  时, 企业发生违约, 所以  $ct_t$  的行为方程为:

$$ct_t = \frac{(1 + r_t^k) \times (1 - \text{risk}) + \int_a^{fm} (O \times q_t \times fm x) \times \frac{1}{b-a} d(fm x)}{1 + r_t^k} \quad (17)$$

式(17)中, 当分子分母同时乘上银行贷款总额, 分母部分表示贷款企业均不发生违约时, 银行收回的贷款总额。分子是由两部分构成, 加号左侧表示未违约企业偿还的贷款的本金和利息之和, 右侧部分表示企业违约时抵押物价值。

$$fm = \frac{1 + r_t^k}{O \times q_t} \quad (18)$$

$$\text{risk}_t = \frac{fm - a}{b - a} \quad (19)$$

式(18)和式(19)中,  $O$  是抵押物覆盖率;  $q$  是抵押物整体回偿率, 抵押物整体回偿率冲击服从一阶自回归;  $fm x$  是特定厂商的回偿冲击;  $\text{risk}$  是企业的债务违约风险。

4. 中央银行。假设中央银行采取数量型货币政策规则, 且货币供给的增长率遵循下列 AR(1) 过程:

$$\Delta \ln M_t = (1 - \rho_m) \pi + \rho_m \Delta \ln M_{t-1} + \epsilon_{m,t} \quad (20)$$

式(20)中,  $\rho_m$  为货币供给量增长率的平滑系数,  $\pi$  是通货膨胀率,  $\epsilon_{m,t}$  代表货币供给量冲击。

5. 政府部门。本文假设政府通过一次性的总付税 ( $T$ ) 获得收入, 政府的名义预算约束就为:

$$0 \leq P_t T_t + M_t - M_{t-1} \quad (21)$$

一次性总付税就必须满足：

$$T_t = -\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (22)$$

基于以上模型，将以上模型进行推导，得到企业风险的表达式为<sup>①</sup>：

$$\text{risk} = -\left( \frac{\partial \pi}{\partial S_t} \int_a^{f_m} (O \times q_t \times f_m x) \frac{1}{b-a} d(f_m x) + \left( \frac{(\eta_t - 1) P_a P_b}{1 + P_b (n_t - \eta_t S_t)} + 1 \right) \right) / \beta \times (1 + r_t^k) + 1 \quad (23)$$

企业风险对银行贷款单位收益求导得：

$$\text{risk} = -1 / \beta \times (1 + r_t^k) < 0 \quad (24)$$

上述方程结果说明：贷款的边际收益降低，有利于控制信贷增速，规范银行的信贷行为，从而降低企业承担的风险水平。因此，从银行信贷行为的角度分析，宏观审慎可以通过规范银行信贷行为来降低企业债务违约的风险。其次，从企业金融化角度分析，宏观审慎监管能够降低非金融企业的金融投资增长率，抑制企业的金融化程度<sup>[13]</sup>。最后，从融资环境稳定性看，宏观审慎监管会增加融资环境稳定性。融资环境稳定性越强，企业现金流波动性越小。宏观审慎监管会通过降低企业现金流波动性的途径，形成良好的融资环境，降低企业的债务违约风险。除此之外，企业在经营过程中会受到融资约束的限制，企业的投资资金主要来源于银行部门所提供的贷款。当监管部门实行宏观审慎监管时，银行部门会受到监管的约束，缩小银行信贷规模，从而影响到企业的债务情况。因金融资源有限，金融市场存在信贷配给不足情况<sup>[24]</sup>。李念研究发现，政治关联类公司更容易得到银行的借贷资金，当银行贷款收缩时，政治关联类公司会受到影响<sup>[25]</sup>。相比于非国有企业，国有企业更容易从市场上获得资金，融资约束较小。当银行受到监管压力时，会收缩信贷规模，一方面，国有企业与银行部门联系紧密，信贷规模可能会受到较为直接的影响；另一方面，国有企业融资大多源于银行部门融资，银行信贷缩减会抑制国有企业部门的投资行为。因此，国有企业对宏观审慎监管更为敏感。基于以上的理论分析与理论模型研究，本文提出以下假设：

假设 1：宏观审慎监管可以抑制企业风险。

假设 2：宏观审慎可以通过规范银行信贷行为和企业金融化，形成良好的企业融资环境，来降低企业债务违约的风险。

假设 3：融资约束程度越低，企业风险对宏观审慎的变化趋势越明显。

## 四、研究设计

### (一)变量的选取与变量说明

1.被解释变量。本文使用企业预期违约概率作为企业的债务违约风险的代理变量，用符号 RISK 表示。使用 Merton 的 KMV 模型<sup>[26]</sup>测算企业的债务违约概率，计算方法为：首先，计算企业的资产价值  $V_a$  与资产价值波动率  $\sigma_a$ ；其次计算违约点 DP、违约距离 DD；最后计算违约概率 RISK，具体方程如下所示：

$$S = V_a N(d_1) - De^{-rt} N(d_2) \quad (25)$$

$$d_1 = (\ln(V_a/D) + (r + 0.5\sigma_a^2)t) / \sigma_a \sqrt{t} \quad (26)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_a \sqrt{t} \quad (27)$$

$$DP = SD + 0.5LD \quad (28)$$

$$DD = (E(V_a) - DP) / (E(V_a) * \sigma_a) \quad (29)$$

$$RISK = [1 - N(DD)] \times 100\% \quad (30)$$

在方程(25)中， $S$  为企业股权价值， $N()$  是正态分布累积概率函数， $V_a$  为资产的市场价值， $D$  为负债的账面价值， $r$  为一年期定期存款的平均利率， $t$  为债务期限 ( $t = 1$ )。  $d_1$  的表达式如方程(26)所示，其中  $\sigma_a$  是股价波动率。  $d_2$  的表达式如(27)所示。在方程(28)中， $DP$  是违约点， $SD$  是短期负

债,LD为长期负债。违约距离(DD)的计算方法,如方程(29)所示,其中E是均值。企业债务违约风险(RISK)的表达式如方程(30)所示。

2.主要解释变量。宏观审慎政策(MP):荆中博和方意指出,中国使用频率最高的是贷款价值比上限和准备金率政策<sup>[27]</sup>,因此本文使用法定存款准备金率使用的情况以及贷款价值比作为宏观审慎政策的代理变量。其中,当央行调低法定存款准备金时,设置为-1,未实施法定存款准备金率,设置为0。提高法定存款准备金率时,设置为1;当贷款价值比上限改变时,该年份设置为1,未改变则设置为0。

银行信贷规模(LOAN):参考童盼和陆正飞研究<sup>[28]</sup>,本文用长期借款和短期借款之和来衡量企业从银行获得的信贷规模,本文对银行信贷规模取自然对数,银行信贷规模越大,说明企业从银行获得的信贷支持越多。

融资约束KZ指数(KZ):借鉴彭俞超等的研究<sup>[29]</sup>,使用以下步骤构造KZ指数,首先,计算求出企业的经营性现金流/上期总资产、现金股利/上期总资产、现金持有/上期总资产、资产负债率以及托宾Q;其次,对上述5个指标进行分类,若经营性现金流/上期总资产(X1)低于当期中位数,则取1,反之取0,若现金股利/上期总资产(X2)低于当期中位数,则取1,反之取0,若现金持有/上期总资产(X3)低于当期中位数,则取1,反之取0,若资产负债率大于当期中位数,则取1,反之取0,若托宾Q大于当期中位数,则取1,反之取0;再次,计算KZ指数,KZ指数为X1、X2、X3、X4、X5的和;最后,将KZ作为因变量,分别对企业的经营性现金流/上期总资产、现金股利/上期总资产、现金持有/上期总资产、资产负债率以及托宾Q进行逻辑排序回归,估计变量系数,计算出KZ指数,KZ指数越高,说明企业的融资约束越高。

金融化程度(FL):本文参考彭俞超等的研究<sup>[29]</sup>,使用上市企业金融资产的规模来衡量企业的金融化水平,其中上市企业金融资产包含交易性和买入返售的金融资产、衍生品以及可供出售金融资产、投资性房地产、长期股权投资等。

现金流波动率(CS):参考陈志斌和王诗雨的研究<sup>[30]</sup>,本文使用企业过去3年每股经营活动产生的现金流净额的标准差,来计算企业的现金流波动率,以此衡量企业外部融资环境的稳定性。

3.控制变量。本文引入一系列的控制变量,主要目的是提高模型的准确性。本文的控制变量为外部政策不确定性、总资产、净资产报酬率、托宾Q、经营性现金占比、流动性错配、杠杆率水平,分别用符号PN、ASSET、ROE、TBA、CASH、MM、LR表示。

## (二)样本选取与描述性统计

本文主要研究宏观审慎与企业债务违约风险的关系,选取A股上市非金融企业作为样本研究对象,由于数据可得性问题,时间跨度选为2009—2019年。由于数据有残缺项,本文删除样本缺失值较多的企业,仅保留企业债务违约风险全的样本,最终使用的样本量为9296,数据为非平衡面板数据。近年来,宏观审慎发展迅速,因此样本数据的时间跨度为最新的11年。本文的数据来源于Wind数据库、国泰安数据库等。数据的描述性统计如下表1所示。

## (三)模型的构建

### 1.宏观审慎与企业违约风险模型

$$\begin{aligned} \text{RISK}_{it} = & A_1 \times \text{MP}_t + A_2 \times \text{ASSET}_{it} + A_3 \times \text{ROE}_{it} + A_4 \times \text{TBA}_{it} + A_5 \times \text{CASH}_{it} + \\ & A_6 \times \text{MM}_{it} + E_7 \times \text{LR}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (31)$$

式(31)的被解释变量为企业债务违约风险,用符号RISK<sub>it</sub>表示。模型核心解释变量MP<sub>it</sub>分别表示宏观审慎变量,其中宏观审慎变量为法定存款准备金使用情况、贷款价值比使用情况,用符号ZBJ、LTV表示;银行信贷变量用符号LOAN表示。控制变量为外部政策不确定性、总资产、净资产报酬率、托宾Q、经营性现金占比、流动性错配、资产负债比,分别用符号PN、ASSET、ROE、TBA、CASH、MM、LR表示。模型中的i代表上市企业,t代表年份, $\mu_i$ 是企业的固定效应, $\epsilon_{it}$ 是随机扰动项。

表 1

描述设计与描述性统计

变量类型	变量名称	符号	变量设计	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业债务违约风险	RISK	本文使用 matlab 软件计算所得	0.3000	0.2915	0.0000	1.0000
核心解释变量	宏观审慎工具	ZBJ	法定存款准备金情况(降低为-1,增加1,未使用为0)	-0.3636	0.7714	-1.0000	1.0000
		LTV	贷款价值比使用情况	0.4545	0.4980	0.0000	1.0000
中介变量	银行信贷	LOAN	银行信贷规模取对数	20.4931	1.9908	7.1139	26.1791
	金融化程度	FL	企业金融资产规模的对数	19.4114	2.2086	6.9078	26.1113
控制变量	现金流波动率	CS	过去三年每股经营现金净额的标准差	0.5155	0.7599	0.0000	13.5314
	外部政策不确定性	PN	企业营业收入的标准差	0.0250	0.0562	0.0004	0.4260
	总资产	ASSET	总资产(千亿)	0.0246	0.0908	4.96e-06	2.0345
	净资产报酬率	ROE	(净利润/净资产总额)/1000	0.0040	0.1076	-7.9888	0.4137
	托宾 Q	TBA	托宾 Q 值/100	0.0222	0.0498	0.0015	3.9301
	经营性现金占比	CASH	经营性现金/总资产	0.1646	0.1490	-0.0004	0.7758
控制变量	流动性错配	MM	流动性错配	0.2394	0.2761	-5.6380	0.9845
	企业杠杆率	LR	资产负债比	0.54980	0.9102	0.0017	55.4086

## 2. 中介效应模型

$$X_{it} = \chi_1 MP_{it} + \chi_2 ASSET_{it} + \chi_3 ROE_{it} + \chi_4 TBA_{it} + \chi_5 CASH_{it} + \chi_6 MM_{it} + \chi_7 LR_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (32)$$

$$RISK_{it} = \delta_1 MP_{it} + \delta_2 X_{it} + \delta_3 ASSET_{it} + \delta_4 ROE_{it} + \delta_5 TBA_{it} + \delta_6 CASH_{it} + \delta_7 MM_{it} + \delta_8 LR_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (33)$$

本文借鉴 Baron 和 Kenny 的中介效应模型<sup>[31]</sup>, 研究银行信贷对宏观审慎与企业债务违约风险的影响, 其中 X 是中介变量, 分别为银行的信贷水平、金融化程度、现金流波动率, 具体分析如下:

第一, 建立模型(31), 其中解释变量为宏观审慎变量, 被解释变量为企业债务违约风险, 模型主要研究了宏观审慎对企业债务违约风险的影响, 若模型中宏观审慎 MP 的系数显著为负, 说明宏观审慎有利于降低企业的债务违约风险, 反之则说明会增加。

第二, 建立模型(32), 其中解释变量为宏观审慎变量, 被解释变量为中介变量, 模型主要研究了宏观审慎对 X 的影响, 若模型中宏观审慎 MP 的系数显著为负, 说明宏观审慎有利于降低中介变量 X, 反之则说明会增加。

第三, 建立模型(33), 其中解释变量为宏观审慎变量、中介变量, 被解释变量为企业债务违约风险, 主要研究了宏观审慎变量、中介变量与企业债务违约风险之间的关系, 若 MP、X 系数显著, 说明存在部分中介效应。

最后, 为研究企业异质性对宏观审慎与企业债务违约风险的影响, 本文将通过以下途径进行分析: 由于国有企业与银行之间的关联度更高<sup>[24]</sup>, 国有企业较容易从市场上获得资金, 融资约束较低。本文将样本划分为国有企业与非国有企业, 按此划分进行分组回归有助于检验融资约束在宏观审慎监管与企业风险之间的作用。在稳健性检验部分, 引入了 KZ 指数与宏观审慎的交互项, KZ 指数越大, 代表企业融资约束程度越大。

## 五、实证分析

### (一) 宏观审慎与企业违约风险

本文使用法定存款准备金率、贷款价值比的使用情况作为宏观审慎的代理变量, 使用银行信贷规模作为银行信贷情况的代理变量, 使用固定效应模型(31)进行回归分析。

从表 2 中回归结果所示, F 值通过了 1% 的显著性水平的检验, 意味着样本面板数的系数较为显著, 结论具有真实性。在(1)、(2)列的回归结果显示, 法定存款准备金使用情况 ZBJ 的系数显著为负, 说明宏观审慎能够降低企业债务违约风险; 在(3)、(4)列的回归结果显示, 贷款价值比的系数显著为负, 说明贷款价值比增加会增加企业债务违约风险。回归结果证实了假设 1。

表 2 宏观审慎监管与企业违约风险

	固定效应 (1)	固定效应 (2)	固定效应 (3)	固定效应 (4)
ZBJ	-0.0366*** (0.0028)	-0.0405*** (0.0027)		
LTV			-0.0510*** (0.0097)	-0.0658*** (0.0092)
PN	-0.0169** (0.0076)		-0.0105 (0.0074)	
ASSET	0.4944*** (0.0592)		0.3933*** (0.0581)	
ROE	-0.9356 (2.0700)		-0.3919 (1.9847)	
TBA	-0.3676*** (0.0692)		-0.4176*** (0.0671)	
CASH	0.7356 (1.4428)		0.7820 (1.3836)	
MM	-0.0719 (0.1036)		-0.0674 (0.0993)	
LR	0.0232*** (0.0039)		0.0262*** (0.0038)	
Cons	0.2739*** (0.0039)	0.2852 (0.0023)	0.2821*** (0.0075)	0.3019*** (0.0065)
N	8847	9295	8847	9295
R <sup>2</sup>	0.1116	0.0115	0.1345	0.0475
F-检验	10.1600*** (0.0000)	13.4800*** (0.0000)	11.0100*** (0.0000)	14.7200*** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是

注: (1) 各解释变量第一行为估计系数, 第二行为稳健性标准差; (2) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平显著。下表同。

## (二) 中介效应模型

1. 信贷收缩效应。宏观审慎对企业债务违约风险的影响存在信贷收缩效应, 宏观审慎会降低银行的信贷规模, 从而会影响企业的信贷规模与债务违约风险。因此本文引入银行信贷作为中介变量, 使用固定效应模型分别对模型(31)、模型(32)、模型(33)进行回归分析, 实证结果如下:

在表 3 中, 固定效应(1)、(4)主要研究了宏观审慎对企业债务违约风险的影响, 从第一步的回归结果中看, 宏观审慎的系数均显著为负, 说明宏观审慎能够降低企业的债务违约风险; 固定效应(2)、(5)主要研究了宏观审慎对银行信贷规模的影响, 宏观审慎的系数均显著为负, 说明宏观审慎能够约束银行信贷规模; 固定效应(3)、(6)主要研究了宏观审慎、银行信贷对企业债务违约风险的影响, 宏观审慎的系数与银行信贷的系数均显著, 且(3)中宏观审慎的系数绝对值小于(1)中的宏观审慎系数绝对值, 且(6)中宏观审慎的系数绝对值小于(4)中的宏观审慎系数绝对值, 说明模型存在部分中介效应, 即宏观审慎能够通过约束银行信贷规模和规范银行信贷行为降低企业的债务违约风险, 验证了假设 2 中的第一种传导途径, 即“宏观审慎监管—银行信贷—企业风险”。

2. 损失规避效应。宏观审慎对企业债务违约风险的影响存在损失规避效应, 宏观审慎监管会促进企业进行审慎经营, 控制企业的金融投资规模, 主动规避监管政策、信贷规模收缩等带来的预期损失, 因此本文引入企业金融化水平作为中介变量, 使用固定效应模型分别对模型(31)、模型(32)、模



表 3

银行信贷中介效应模型

回归步骤	固定效应(1)	固定效应(2)	固定效应(3)	固定效应(4)	固定效应(5)	固定效应(6)
	RISK	LOAN	RISK	RISK	LOAN	RISK
	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
ZBJ	-0.0366 *** (0.0028)	-0.1427 *** (0.0147)	-0.0300 *** (0.0030)			
LTV				-0.0510 *** (0.0097)	-0.5002 *** (0.0527)	-0.0420 *** (0.0105)
LOAN			0.0332 *** (0.0024)			0.0313 *** (0.0024)
PN	-0.0169 ** (0.0076)	-0.3545 *** (0.0653)	-0.0330 ** (0.0133)	-0.0105 (0.0074)	-0.3141 *** (0.0647)	-0.0296 ** (0.0128)
ASSET	0.4944 *** (0.0592)	2.8546 *** (0.2950)	0.3578 *** (0.0603)	0.3933 *** (0.0581)	2.0505 *** (0.2990)	0.2919 *** (0.0593)
ROE	-0.9356 (2.0700)	-10.2915 (10.3144)	-0.8605 (2.0952)	-0.3919 (1.9847)	-8.9788 (10.2030)	-0.2334 (2.0181)
TBA	-0.3676 *** (0.0692)	-5.3954 *** (0.3918)	-0.2189 *** (0.0807)	-0.4176 *** (0.0671)	-5.0515 *** (0.3914)	-0.2460 *** (0.0783)
CASH	0.7356 (1.4428)	-3.1904 (7.1143)	0.8252 (1.4450)	0.7820 (1.3836)	-1.8673 (7.0388)	0.8244 (1.3921)
MM	-0.0719 (0.1036)	-0.5339 (0.5419)	-0.0838 (0.1101)	-0.0674 (0.0993)	-0.4783 (0.5360)	-0.0735 (0.1060)
LR	0.0232 *** (0.0039)	0.2554 *** (0.0214)	0.0158 *** (0.0044)	0.0262 *** (0.0038)	0.2451 *** (0.0213)	0.0176 *** (0.0043)
Cons	0.2739 *** (0.0039)	20.3744 *** (0.0206)	-0.3864 *** (0.0499)	0.2821 *** (0.0075)	20.7216 *** (0.0416)	-0.3482 *** (0.0500)
N	8847	7767	7767	8847	7767	7767
R <sup>2</sup>	0.1116	0.1595	0.1732	0.1345	0.1570	0.1991
F 检验	10.1600 *** (0.0000)	23.4300 *** (0.0000)	8.5800 *** (0.0000)	11.0100 *** (0.0000)	24.4900 *** (0.0000)	9.2200 *** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是

型(33)进行回归分析,实证结果如下:

在表 4 中,固定效应(1)、(4)主要研究了宏观审慎对企业债务违约风险的影响,从第一步的回归结果中看,宏观审慎的系数均显著为负,说明宏观审慎能够降低企业的债务违约风险;固定效应(2)、(5)主要研究了宏观审慎对企业金融化的影响,宏观审慎的系数均显著为负,说明宏观审慎能够降低企业金融化水平;固定效应(3)、(6)主要研究了宏观审慎、企业金融化对企业债务违约风险的影响,宏观审慎的系数均为负,企业金融化系数均显著为正,说明模型存在部分中介效应,即宏观审慎能够通过降低企业金融化水平,从而降低企业的债务违约风险,验证了假设 2 中的第二种传导途径,即“宏观审慎监管—企业金融化—企业风险”。

3.融资环境稳定效应。宏观审慎监管政策会调整银行信贷规模、维持宏观经济稳定,从而改善信贷环境。因此,本文引入企业现金流波动率变量,使用固定效应模型分别对模型(31)、模型(32)、模型(33)进行回归分析,分析结果如表 4 所示。

在表 5 中,固定效应(1)、(4)主要研究了宏观审慎对企业债务违约风险的影响,从第一步的回归结果中看,宏观审慎的系数显著为负,说明宏观审慎能够降低企业的债务违约风险;固定效应(2)、(5)主要研究了宏观审慎对企业现金流波动率的影响,宏观审慎的系数显著为负,说明宏观审慎能够降低企业现金流波动率;固定效应(3)、(6)主要研究了宏观审慎、企业现金流波动率对企业债务违约风险的影响,宏观审慎的系数为负,企业现金流波动率的系数显著为正,说明模型存在部分中介效应,即宏

表 4

企业金融化中介模型

回归步骤	固定效应(1)	固定效应(2)	固定效应(3)	固定效应(4)	固定效应(5)	固定效应(6)
	RISK	FL	RISK	RISK	FL	RISK
	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
ZBJ	-0.0366 *** (0.0028)	-0.3227 *** (0.0157)	-0.0301 *** (0.0029)			
LTV				-0.0510 *** (0.0097)	-1.2879 *** (0.0537)	-0.0401 *** (0.0104)
FL			0.0190 *** (0.0021)			0.0139 *** (0.0022)
PN	-0.0169 ** (0.0076)	-0.3886 *** (0.0620)	-0.0384 *** (0.0114)	-0.0105 (0.0074)	-0.3130 *** (0.0584)	-0.0351 *** (0.0109)
ASSET	0.4944 *** (0.0592)	5.4984 *** (0.3252)	0.3628 *** (0.0606)	0.3933 *** (0.0581)	3.3654 *** (0.3128)	0.3147 *** (0.0590)
ROE	-0.9356 (2.0700)	0.7757 (11.3486)	-1.0552 (2.0745)	-0.3919 (1.9847)	3.5596 (10.6562)	-0.4926 (1.9933)
TBA	-0.3676 *** (0.0692)	-1.7316 *** (0.4240)	-0.4743 *** (0.0776)	-0.4176 *** (0.0671)	-1.2118 *** (0.4020)	-0.5383 *** (0.0753)
CASH	0.7356 (1.4428)	-4.9305 (7.8996)	0.8516 (1.4441)	0.7820 (1.3836)	-2.4480 (7.4185)	0.8304 (1.3877)
MM	-0.0719 (0.1036)	-0.9476 (0.5813)	-0.0173 (0.1063)	-0.0674 (0.0993)	-0.6664 (0.5459)	-0.0232 (0.1021)
LR	0.0232 *** (0.0039)	-0.0359 (0.0255)	0.0343 *** (0.0047)	0.0262 *** (0.0038)	-0.0378 (0.0241)	0.0376 *** (0.0045)
Cons	0.2739 *** (0.0039)	19.2655 *** (0.0223)	-0.0893 ** (0.0408)	0.2821 *** (0.0075)	20.0052 *** (0.0416)	0.0102 (0.0439)
N	8847	8363	8363	8847	8363	8363
R <sup>2</sup>	0.1116	0.1709	0.1632	0.1345	0.1514	0.1844
F 检验	10.1600 *** (0.0000)	23.7900 *** (0.0000)	8.9800 *** (0.0000)	11.0100 *** (0.0000)	27.4400 *** (0.0000)	9.6900 *** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是

观审慎能够形成良好的融资环境,降低企业现金流波动率,从而降低企业的债务违约风险,验证了假设 2 中的第三种传导途径,即“宏观审慎监管—融资环境稳定性—企业风险”。

### (三)企业异质性

为研究宏观审慎对融资约束不同的企业的债务违约风险的影响,本文将样本划分为国有企业与非国有企业,其中国有企业的融资约束小于非国有企业,分别对模型使用固定效应进行回归分析,回归结果如表 6 所示。

当宏观审慎变量的代理变量为法定存款准备金率使用情况时,国有企业的宏观审慎的系数显著为负,说明国有企业的债务违约风险对宏观审慎政策敏感;当宏观审慎变量的代理变量为贷款价值比使用情况时,国有企业与非国有企业的宏观审慎的系数显著为负,国有企业的系数绝对值要大于非国有企业,进一步说明国有企业的债务违约风险对宏观审慎政策敏感。相比于非国有企业,国有企业更易从银行等金融机构获得贷款,国有企业的融资约束相对较低。融资约束更低的企业,具有信贷规模大的特征,较多冗余的资金会被用于金融投资,现金流更依赖金融状况,而非实体经济状况。而宏观审慎监管,会导致银行等金融机构收缩对这类企业的信贷规模,抑制企业金融化程度、形成良好的企业融资环境,因此,宏观审慎监管对此类企业的风险缓释效应更强,即融资约束程度越低,企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感,验证了假设 3。

### (四)稳健性检验

1.宏观审慎与企业违约风险。本文使用以下两种方法进行稳健性检验:第一,引入企业违约风险

表 5

融资环境稳定效应

回归步骤	固定效应(1)	固定效应(2)	固定效应(3)	固定效应(4)	固定效应(5)	固定效应(6)
	RISK	CS	RISK	RISK	CS	RISK
	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
ZBJ	-0.0366 *** (0.0028)	-0.0233 *** (0.0087)	-0.0372 *** (0.0028)			
LTV				-0.0510 *** (0.0097)	-0.0284 * (0.0153)	-0.0513 *** (0.0096)
CS			0.0511 *** (0.0071)			0.0515 *** (0.0068)
PN	-0.0169 ** (0.0076)	-0.0440 (0.0473)	-0.0157 ** (0.0076)	-0.0105 (0.0074)	-0.0179 (0.0131)	-0.0091 (0.0073)
ASSET	0.4944 *** (0.0592)	0.2121 (0.1304)	0.4539 *** (0.0593)	0.3933 *** (0.0581)	0.6995 *** (0.1103)	0.3536 *** (0.0581)
ROE	-0.9356 (2.0700)	-10.8082 ** (5.4474)	-0.9740 (2.0633)	-0.3919 (1.9847)	-9.5424 *** (3.2490)	-0.4325 (1.9777)
TBA	-0.3676 *** (0.0692)	-0.1032 (0.2638)	-0.3482 *** (0.0691)	-0.4176 *** (0.0671)	-0.1372 (0.1938)	-0.3992 *** (0.0669)
CASH	0.7356 (1.4428)	-1.2749 (3.4461)	0.4559 (1.4387)	0.7820 (1.3836)	-4.3942 *** (2.4982)	0.5027 (1.3792)
MM	-0.0719 (0.1036)	-0.2407 (0.2046)	-0.0725 (0.1032)	-0.0674 (0.0993)	0.0613 (0.1808)	-0.0679 (0.0989)
LR	0.0232 *** (0.0039)	0.0099 (0.0110)	0.0222 *** (0.0039)	0.0262 *** (0.0038)	0.0070 (0.0100)	0.0252 *** (0.0037)
Cons	0.2739 *** (0.0039)	0.4287 *** (0.0113)	0.2514 *** (0.0050)	0.2821 *** (0.0075)	0.4514 *** (0.0131)	0.2599 *** (0.0080)
N	8847	7238	8847	8847	7238	8847
R <sup>2</sup>	0.1116	0.0139	0.1775	0.1345	0.0162	0.1921
F 检验	10.1600 *** (0.0000)	9.4100 *** (0.0000)	8.5200 *** (0.0000)	11.0100 *** (0.0000)	10.5100 *** (0.0000)	9.2300 *** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是

的滞后变量,构建动态模型,使用系统 GMM 模型进行估计;第二,替换宏观审慎监管的代理变量,使用系统 GMM 模型,进行稳健性检验分析。本文使用 Cerutti 中构造的宏观审慎指数(MPI)<sup>[32]</sup>,该指数越大说明宏观审慎政策监管的力度越大。检验结果如表 7 所示。

从表 7 中回归结果可以看出,Sargan 检验通过,意味着样本面板数的系数较为显著,结论具有真实性。在(1)、(2)、(3)、(4)列的回归结果显示,宏观审慎监管系数显著为负,说明宏观审慎能够降低企业债务违约风险,通过稳健性检验。

2.企业异质性检验。本文构建模型(34),引入了 KZ 指数与宏观审慎的交互项,研究企业异质性对宏观审慎与企业债务违约风险的影响。其中,KZ 指数越大,代表企业融资约束程度越高。通过对 KZ 指数的描述性分析,可以发现 KZ 指数的均值为-0.6495,方差为 9.4087,说明企业的融资约束程度相差较大,可以进行企业异质性分析。模型如下:

$$\begin{aligned} \text{RISK}_{it} = & \epsilon_1 \text{MP}_{it} + \epsilon_2 \text{MP}_{it} \text{KZ}_{it} + \epsilon_3 \text{LOAN}_{it} + \epsilon_4 \text{ASSET}_{it} + \epsilon_5 \text{ROE}_{it} + \epsilon_6 \text{TBA}_{it} + \\ & \epsilon_7 \text{CASH}_{it} + \epsilon_8 \text{MM}_{it} + \epsilon_9 \text{LR}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (34)$$

本文对模型(34)使用固定效应模型进行回归,回归结果如表 8 所示。若宏观审慎变量与 KZ 指数的交互项显著为正,说明融资约束程度越低,企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感。

如表 8 中回归结果所示,在(1)、(2)、(3)、(4)列的回归结果显示,宏观审慎监管系数显著为负,说明宏观审慎能够降低企业债务违约风险;在(1)、(2)、(3)、(4)列的回归结果显示,宏观审慎监管与 KZ

表 6 企业异质性与债务违约风险

	企业性质			
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
ZBJ	-0.0802*** (0.0149)	-0.0136 (0.0189)		
LTV			-0.0816*** (0.0122)	-0.0360** (0.0150)
PN	-0.5279*** (0.0822)	-0.0134* (0.0081)	-0.4676*** (0.0945)	-0.0056 (0.0071)
ASSET	0.4778*** (0.0331)	0.9420*** (0.0607)	0.3021*** (0.0829)	0.3812*** (0.0767)
ROE	-1.5951 (2.8170)	0.9314 (4.0352)	-1.7928 (2.3618)	1.0324 (3.3775)
TBA	-1.7272*** (0.1774)	-0.8236*** (0.0788)	-0.2389 (0.1875)	-0.3022*** (0.0691)
CASH	-0.3575 (0.7085)	2.3073** (1.0457)	0.2639 (6.0647)	1.0113 (1.3222)
MM	0.3403** (0.1478)	0.2271** (0.1118)	-0.2933** (0.1398)	0.0717 (0.1327)
LR	0.8248*** (0.0157)	0.0459*** (0.0043)	0.4881*** (0.0237)	0.0156*** (0.0038)
Cons	-0.1607*** (0.0148)	0.2007*** (0.0140)	0.0373 (0.0646)	0.5506*** (0.0789)
N	5509	3338	5509	3048
R <sup>2</sup>	0.4323	0.1807	0.6758	0.6234
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
经验 P 值	0.04		0.005	

注：“经验 P 值”用于检验组间宏观审慎政策系数差异的显著性，通过自抽样(Bootstrap)1000 次得到。

表 7 宏观审慎与企业违约风险

	S-GMM	S-GMM	S-GMM	S-GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
L.RISK	-0.0218 (0.2270)	0.1325 (0.1085)	0.7587*** (0.1782)	1.1869** (0.4871)
ZBJ	-0.1237* (0.0728)			
LTV		-0.0807*** (0.0197)		
MPI			-0.0292* (0.0176)	-0.1050** (0.0456)
PN	-0.3427 (0.3365)	-0.6316** (0.3381)		-0.1939 (0.2326)
ASSET	-0.3825 (0.8788)	0.5222*** (0.1342)		2.9207 (3.2134)
ROE	1.3900 (4.9603)	3.7123 (2.8574)		-0.2088 (0.2487)
TBA	-1.9267 (2.0871)	2.1620* (1.1721)		4.6153 (5.9271)
CASH	-0.2077 (0.2800)	1.0581 (1.3295)		0.9551 (1.9859)
MM	4.4854** (2.2528)	-1.2474 (2.6373)		-3.4437 (6.3335)
LR	0.8821*** (0.2762)	0.1013 (0.1268)		-0.3495 (0.5145)
Cons	-0.2393 (0.1808)	0.0316 (0.1189)	0.2518** (0.1255)	0.7554*** (0.2932)
N	8058	8058	3384	3244
AR(1)检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)检验	0.3250	0.2590	0.3400	0.6120
Sargan 检验	1.0000	0.8930	0.74200	0.8700

指数的交互项显著为正,说明 KZ 越小,融资约束程度越低,企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感,通过稳健性检验。

## 六、结论与启示

本文以 2009—2019 年 A 股上市非金融公司为研究对象,从理论与实证两个方面分析了宏观审慎监管与企业债务违约风险的影响,并从信贷收缩效应、损失规避效应、融资环境稳定效应等方面研究了宏观审慎对企业债务违约风险的传导机制,进一步从融资约束角度分析了企业异质性问题。本文的主要结论如下:第一,宏观审慎监管可以降低企业债务违约风险;第二,宏观审慎可以通过规范银行信贷行为和企业金融化,形成良好的企业融资环境,来降低企业债务违约的风险;第三,企业的融资约束越低,企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:第一,货币当局可以灵活使用宏观审慎监管,可通过逆周期管理、调整拨备水平等方式进行宏观审慎监管,降低经济系统的顺周期性,以此来控制市场上的信贷规模、金融投资情况,从而达到降低企业债务违约风险的目的。在构建和完善宏观审慎监管体系方面,应进一步加强对企业违约风险的异质性和企业的异质性的研究。监管部门应根据我国经济的发展情况,增加与上市公司直接相联系的宏观审慎监管方式,扩展宏观审慎监管的监管范围,以更好地达到预防系统性风险的目的。第二,从企业的角度分析,企业应当健全和完善风险预警体系,重点关注宏观审慎政策的实施情况,把债务规模控制在合理的水平。一方面,企业应当及时检测自身的债务规模,制定对应的量化监督政策;另一方面,企业应当关注宏观审慎政策,根据政策信号,主动调整自

	KZ 指数			
	ZBJ		LTV	
	(1)	(2)	(3)	(4)
MP	-0.0396 *** (0.0027)	-0.0352 *** (0.0028)	-0.0593 *** (0.0093)	-0.0436 *** (0.0098)
MP * KZ	0.0015 ** (0.0007)	0.0020 *** (0.0007)	0.0226 *** (0.0051)	0.0214 *** (0.0053)
KZ	0.0004 * (0.0002)	0.0005 ** (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0002)
PN		-0.0186 ** (0.0077)	0.3017 *** (0.0065)	-0.0106 (0.0074)
ASSET		0.4938 *** (0.0592)		0.4003 *** (0.0581)
ROE		-0.9195 (2.0687)		-0.2417 (1.9829)
TBA		-0.3675 *** (0.0694)		-0.3828 *** (0.0675)
CASH		0.7395 (1.4420)		0.7985 (1.3821)
MM		-0.0712 (0.1035)		-0.0649 (0.0992)
LR		0.0246 *** (0.0039)		0.0257 *** (0.0038)
Cons	0.2857 *** (0.0023)	0.2738 *** (0.0039)	0.1729 *** (0.0071)	0.2813 *** (0.0075)
N	9295	8847	9295	8847
R <sup>2</sup>	0.0112	0.1115	0.1521	0.1474
F-检验	13.4500 (0.0000)	10.1600 (0.0000)	13.9200 (0.0000)	10.6600 (0.0000)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是

身的债务规模,以降低企业的债务违约风险。第三,协调宏观审慎与微观审慎监管。微观审慎监管是宏观审慎监管的基础。监管部门既要关注系统性风险,又要关注单个经济主体的风险情况,只有同时提高微观与宏观审慎监管的能力和效率,才能避免风险的积聚。第四,加强宏观审慎方法的研究。完善对宏观审慎工具的深入研究,拓展已有的宏观审慎监管工具,以提高监督管理以及预防风险的能力,促进经济发展。

#### 注释:

①因为篇幅限制,具体推导过程略,感兴趣读者可以联系作者索取。

#### 参考文献:

- [1] Beau, D., Clerc, L., Mojon, B. Macro-prudential Policy and the Conduct of Monetary Policy[J]. SSRN Electronic Journal, 2013, 234(6): 120—141.
- [2] Akinci, O., Olmstead-Rumsey, J. How Effective are Macro-prudential Policies? An Empirical Investigation Investigation[J]. Journal of Financial Inter-mediation, 2018(33): 33—57.
- [3] 宿营. 论上海自贸区金融宏观审慎监管政策[J]. 政法论丛, 2014(4): 73—81.
- [4] 阮素梅, 查海峰, 李伟, 陈旭. 双支柱调控与系统性金融风险[J]. 经济问题, 2020, 495(11): 38—45.
- [5] Laseen, S., Pescatori, A., Turunen, J. Systemic Risk: A New Trade-Off for Monetary Policy? [J]. Journal of Financial Stability, 2017(32): 70—85.
- [6] Ghosh, S. Macroprudential Regulation and Bank Behaviour: Theory and Evidence from a Quasi-Natural Experi-

ment[J].Macroeconomics & Finance in Emerging Market Economies,2015(8):138—159.

[7] 李力,温来成,唐遥,张偲.货币政策与宏观审慎政策双支柱调控下的地方政府债务风险治理[J].经济研究,2020(11):36—49.

[8] Daniel, B., Melecky, M. Equilibrium Credit: The Reference Point for Macro-prudential Supervisors[J]. Journal of Banking and Finance, 2014(2): 135—154.

[9] 王爱国,陈艳,刘晓慧.宏观审慎政策如何影响企业创新行为?——基于信贷融资中介效应的实证分析[J/OL],南开管理评论,https://kns.cnki.net/detail/12.1288.f.20220110.1544.002.html.

[10] 黄乾富,沈红波.债务来源、债务期限结构与现金流的过度投资[J].金融研究,2009(9):143—155

[11] 陈德球,肖泽忠,董志勇.家族控制权结构与银行信贷合约:寻租还是效率?[J].管理世界,2013(9):130—143.

[12] 郭瑾,彭涛,刘志远.银行贷款对企业风险承担的影响:推动还是抑制[J].会计研究,2017(2):42—96.

[13] 毛振华,谭曼,曾淑桂.政治关联加剧了企业金融化吗——来自中国民营企业的经验证据[J].湖南大学学报(社会科学版),2022,36(2):35—42.

[14] 张敏,张胜,申慧慧,王成方.政治关联与信贷资源配置效率——来自我国民营上市公司的经验证据[J].管理世界,2010,22(11):143—153.

[15] 赵向琴,杨翱,金昊,陈国进.商业银行杠杆水平、金融稳定与宏观审慎政策协调[J].财贸经济,2022(7):87—102.

[16] 姜国华,饶品贵.宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域[J].会计研究,2011(3):9—18.

[17] 马勇,陈点点.宏观审慎政策如何影响企业金融化[J].国际金融研究,2020(3):13—22.

[18] 方意.中国宏观审慎监管框架研究[D].南开大学,2013.

[19] 金成晓,李梦嘉.双支柱政策组合变动、理性预期与信贷周期波动——基于 MS-DSGE[J].财经理论与实践(双月刊),2021,42(5):9—17.

[20] 卞志村,张运,毛泽盛.金融稳定视角下财政货币政策与宏观审慎政策三支柱调控框架研究[J].金融评论,2021(5):1—19.

[21] 瞿凌云,许文立,钱国军.宏观审慎框架下通道套利监管的有效性研究——基于动态随机一般均衡模型(DSGE)的分析[J].金融经济研究,2019(5):10—22.

[22] 张庆君.非金融上市公司债务违约风险生成机制及溢出效应研究[M].北京:经济科学出版社,2021.

[23] 马勇,付莉.“双支柱”调控、政策协调搭配与宏观稳定效应[J].金融研究,2020(8):1—17.

[24] 叶康涛,祝继高.银根紧缩与信贷资源配置[J].管理世界,2009(1):30—36.

[25] 李念.政治关联、银行贷款与企业风险[J].国际商务财会,2014(7):70—75.

[26] Merton, R. C. On the Pricing of Corporate Debt; The Risk Structure of Interest Rates[J]. Journal of Finance, 1974, 67(5): 1565—1601.

[27] 荆中博,方意.中国宏观审慎政策工具的有效性和靶向性研究[J].财贸经济,2018(10):75—90.

[28] 童盼,陆正飞.负债融资、负债来源与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据[J].经济研究,2005(5):75—84.

[29] 彭俞超,韩珂,李建军.经济政策不确定性与企业金融化[J].中国工业经济,2018(1):137—155.

[30] 陈志斌,王诗雨.产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量[J].中国工业经济,2015(3):96—108.

[31] Baron, R. M., Kenny, D. A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173—1182.

[32] Cerutti, E., Claessens, S., Laeven, L. The Use and Effectiveness of Macro-prudential Policies: New Evidence[J]. Journal of Financial Stability, 2017(28): 203—224.

## The Impact of Macro-prudential Regulation on the Risk of Corporate Debt Default

ZHANG Qingjun<sup>1</sup> CHEN Si<sup>1</sup> HE Dexu<sup>2</sup>

(1.School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 3002221, China; 2.Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China)

**Abstract:** Preventing and resolving the risk of corporate debt default is one of the important ways to maintain the stability of capital market and prevent systemic financial risks. Based on the traditional five-sector equilibrium model, this paper incorporates the behavior equation of macro-prudential regulation and enterprise risk into the theoretical model and studies the influence and conduction path of macro-prudential regulation on enterprise risk. Based on the panel data of non-financial listed companies, this paper analyzes the transmission mechanism from three perspectives: credit contraction effect, credit cost constraint effect and loss aversion effect and discusses the problem of firm heterogeneity. The results show that macro-prudential supervision effectively inhibits the increase of corporate debt default risk, and the stronger the level of financing restrictions, the more sensitive the trend of corporate risk change to macro-prudential; Macro-prudential regulation can reduce the risk of corporate debt default by reducing the scale of bank credit, increasing the cost of credit and weakening the degree of corporate financing. This paper enriches the study of macro-prudential regulation and corporate debt default risk and provides new clues and basis for further restraining corporate default risk from the perspective of macro-regulation.

**Key words:** Macro-prudential; Bank Credit; Cost of Credit; Corporate Financing; Corporate Debt Default

(责任编辑:肖加元)

(上接第 55 页)

## Tax Credit Rating and Debt Fintech on the Profitability of Commercial Banks

LIU Jinghuan<sup>1</sup> ZHU Hongkun<sup>1</sup> XIE Licheng<sup>2</sup>

(1. School of Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China; 2.School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** Under the background of financing difficulties for small and medium-sized enterprises, can honest tax payment improve the debt financing ability of enterprises? Based on the quasi-natural experiment of tax payment credit rating, this paper empirically examines the impact of tax payment in good faith on debt financing of small and medium-sized enterprises and discusses its mechanism by adopting the multi-point difference method and taking listed companies on small and medium-sized board from 2011 to 2019. The result shows that tax payment in good faith plays a significant role in promoting corporate debt financing, and its internal influence mechanism is to promote corporate debt financing by alleviating information asymmetry between banks and enterprises, improving corporate reputation and strengthening corporate governance. In addition, the impact of tax integrity on corporate debt financing is more significant in cities with low tax collection level, non-state-owned enterprises and small-scale enterprises. This paper enriches the study of tax credit rating system and enterprise financing constraints, and provides policy enlightenment for improving the collection and management system and alleviating enterprise financing constraints.

**Key words:** Taxpaying Honesty; Debt Financing; Tax Payment Credit Rating; SMEs

(责任编辑:肖加元)