

# 银行竞争对上市公司信用风险的影响研究

杨刚<sup>1</sup>, 王瑞<sup>1</sup>, 王沈南<sup>2</sup>, 卢树立<sup>3</sup>

(1. 吉林大学 管理学院, 吉林 长春 130022; 2. 北京工商大学 国际经管学院, 北京 100048;

3. 中国人民大学 商学院, 北京 100872)

**摘要:**目前,我国众多企业面临信用违约,债券市场的“刚兑”信仰打破,对防范系统性金融风险造成巨大挑战,研究企业信用风险的影响因素具有重要的现实意义和政策含义。本文从商业银行竞争的视角,以2001—2019年A股上市公司为样本,实证分析商业银行竞争对上市公司信用风险的影响。研究发现:(1)银行竞争显著提高了上市公司信用风险;(2)公司治理、内部控制等内部制度以及法律环境等外部制度越完善,越能抑制银行竞争对上市公司信用风险的负面影响;(3)相较于民营企业,银行竞争对国有企业信用风险的影响更加显著。建议:在微观层面,公司应加强内部控制建设,完善公司治理;在宏观层面,政府应改善法律环境,从而弱化银行竞争对企业信用风险的影响。

**关键词:**银行竞争;信用风险;公司治理;内部控制

中图分类号:F832 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2021)10-0103-12

## Research on the Effect of Bank Competition on Credit Risk of Listed Companies

YANG Gang<sup>1</sup>, WANG Rui<sup>1</sup>, WANG Shennan<sup>2</sup>, LU Shuli<sup>3</sup>

(1. School of Management, Jilin University, Changchun 130022, China;

2. School of International Economics and Management, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China;

3. School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Abstract:** At present, many enterprises in China are facing credit risk, and the belief of “rigid exchange” in the bond market is broken, which poses great challenges to the prevention of systemic financial risks. Therefore, it is of great practical significance and policy implications to research the influencing factors of enterprise credit risks. From the perspective of commercial bank competition, taking a-share listed companies from 2001 to 2019 as samples, this paper empirically analyzes the impact of commercial bank competition on the credit risk of listed companies, and finds that: (1) The commercial bank competition significantly improves the credit risk of listed companies. (2) The more perfect the internal system, such as corporate governance and internal control, and the external system, such as legal environment, the more able it is to restrain the negative impact of bank competition on the credit risk of listed companies. (3) Compared with private enterprises, banking competition has a more significant impact on the credit risk of state-owned enterprises. The policy implications of this paper as follow: at the micro level, the company should strengthen the construction of internal control, improve corporate governance. At the macro level, the government should improve the legal environment so as to weaken the impact of bank competition on enterprise credit risk.

**Key words:** bank competition; credit risk; corporate governance; internal control

收稿日期:2020-05-31 修回日期:2021-09-01

作者简介:杨刚(1968—),男,辽宁锦州人,吉林大学教授,博士,博士生导师,研究方向为公司财务与金融。通信作者:王沈南。

党的十九大指出,“要守住不发生系统性金融风险的底线”,明确了“防范风险”的底线思维。在诸多风险当中,信用风险值得高度关注。信用是企业融资的根本,是金融市场的根基,信用风险本身具有较强的传染效应<sup>[1]</sup>,容易引发连锁反应。2014 年以前,我国信用市场从未出现过实质性违约。然而,自从 2014 年公募债券“超日债”违约打破“刚性兑付”以来,我国信用市场的违约事件“层出不穷”。2020 年,“新冠”疫情的爆发更是给高负债企业带来了巨大的不确定性,信用违约规模却再创新高。中债资信统计数据显示,截至 2020 年年末,我国债券市场发生信用债违约的主体共计 166 家,违约项目高达 503 项,涉及债券违约规模共计 4687.94 亿元。2020 年,两家拥有“AAA”级评级的地方重要国有企业——华晨汽车集团控股有限公司和永城煤电控股集团有限公司(简称“永煤”)先后发生实质性债券违约,引起了市场的巨大震动。尤其是“永煤”违约事件的爆发,更是超出“市场”预期,“国企信仰”受到了明显冲击。2021 年以来,诸多大型地产公司面临信用违约风险,如恒大等。因此,国务院金融委员会会议要求健全信用市场的风险预防、发现、预警、处置机制,加强风险隐患摸底排查。2021 年 8 月 17 日,中央财经委员会强调要统筹做好重大金融风险防范化解工作,其中信用风险的防范无疑是一大工作要点。在防风险背景下,“刚性兑付”“大而不倒”和“国企信仰”终将退出历史的舞台。在这样的制度环境下,研究企业信用风险的决定因素无疑具有重要的现实意义和政策含义。

本文将从商业银行竞争的角度来研究企业信用风险的决定因素,其核心逻辑是商业银行竞争会影响企业信贷资金可获得性,从而影响企业的投资扩张行为,最终影响企业的信用风险。在我国,商业银行是金融体系的核心构成。由于更加方便获得大量、廉价的资金,适应成熟技术的规模推广,商业银行导向的金融体系曾经为我国要素驱动型经济的高速增长做出了巨大的贡献。然而,这种模式也使得我国金融体系长期呈现出“重规模、轻机制”的特征。随着我国商业银行竞争的

加剧,可能会出现过度放贷行为,进而诱导企业的过度投资,从而诱发企业的信用风险。在这样的背景下,评估银行竞争对企业信用风险的影响,有助于从资金供给的角度控制信用风险。经济高质量发展的背景下,探讨银行竞争对企业信用风险的影响有助于厘清商业银行体系发展与企业信用风险之间的逻辑关系,有助于信用风险的预警,降低信用违约事件在金融市场的负面传染,守住不发生系统性金融风险的底线,有助于更好地落实金融服务实体的政策导向。

## 一、理论分析与假设提出

### (一) 商业银行竞争对上市公司信用风险的影响

对于上市公司而言,企业信用风险与股权价值的波动性正相关。在债务到期日,如果上市公司市场价值高于债务估值的某个倍数(违约点),则公司会选择偿本付息;如果公司价值低于债务估值的某个倍数,则公司会选择债务违约;如果公司价值低于债务估值时,信用风险爆发。在获得更低利率、更加充裕的流动性和银行监管放松的情况下,首先企业更容易引起管理层的“过度自信”,诱发“盲目”扩张行为,从而产生过度投资风险;其次“两权分离”带来了代理问题,企业管理层出于自利动机,在信贷扩张周期更有可能激发“道德风险”,做出违背股东利益的决策;再次冗余资金的出现也使得管理层具有动机将资金投资于主营业务之外、企业并不熟悉的领域,以实现资金的保值增值,但这种行为本身也意味着经营风险的上升;最后企业信贷空间的扩张还容易引起短债长投、期限错配等问题<sup>[2-3]</sup>。上述行为或将带来企业市值波动性的提高,或将引发经营失利、严重损害上市公司市值。由此可见,在债务规模扩张的同时,企业估值的波动性反而变大,甚至有资产减值的可能,这意味着企业信用风险有所加剧。当然,就我国金融体系而言,商业银行受到中央银行管制,贷款利率的调整空间极为有限,但银行竞争的加大会实质性地引发地区信贷供给的提升和信贷监管的放松,足以诱发管理层的各种不当行为,提高信贷违约概率。

基于此,本文提出假设1:商业银行竞争程度的加大会提高上市公司的信用风险。

## (二)内外部制度的调节作用

商业银行竞争程度的加大会提高上市公司的信用风险,主要原因在于企业在信贷扩张的同时,更容易诱发管理层不适当的经营决策,提高经营业绩的不确定性和公司价值的波动性。合理的内外部制度因素有助于降低管理层决策失误的概率,规避不当行为,从而降低由银行竞争程度加大而对信用风险的负面影响。

### 1. 内部制度的调节作用

公司治理和内部控制是重要的公司内部制度。公司治理的主要目的是通过一整套制度设计,对管理层实施有效监督和激励,从而抑制经营者的不当行为,包括建立独立董事制度、实施管理层持股计划等。党印等(2012)<sup>[4]</sup>认为,公司治理通过平衡股东、董事会和管理层等利益相关者的关系,实现提升企业运营效率的目的,有助于实现企业的长远发展。方红星等(2013)<sup>[5]</sup>指出,公司治理有助于解决经营权和所有权分离的问题,真正实现企业价值的提升。对于在公司治理较差的企业,其利益相关方的代理冲突较大,信息不对称水平较高。此时,管理层出现谋取私利、盲目扩张等行为的动机更加强烈,有可能将上市公司拖入经营的“泥潭”当中。与此同时, Baber 等(2009)<sup>[6]</sup>指出,在公司治理较差的公司,其财务报表“谎报”的概率较高。一旦负面信息出现,公司市场价值的波动性显著提高。相反,在公司治理较好的企业,信息不对称程度和代理风险均有所降低,管理层出现不当行为的概率较低,发生信用风险的概率下降。

基于此,本文提出假设2:公司治理程度越高,商业银行竞争程度加大对上市公司信用风险的负向影响越小。

内部控制是由管理层为履行管理目标而建立的一系列规则、政策和组织的实施程序。与公司治理类似,主要的治理机制是监督、信息传递和权责分配,产生的基础都是应对委托—代理问题。因此,内部控制通过细致的监督考核目标同样能

够促使管理层的行为更加规范,降低信息不对称程度,进而规避代理风险。同时,企业内部控制从控制环境、风险评估、控制活动、信息与沟通以及监控等要素制定措施,目的在于减少虚假会计信息、保障资产的安全,涉及管理学、会计学 and 审计学等手段,有助于从公司内部加强合约的履行。从这个意义上讲,良好的内部控制是完善公司治理的重要保证,健全的公司治理又是内部控制有效运行的基础。内部控制有助于减少企业无效的投资,进而降低企业的运营风险<sup>[7-8]</sup>。国外 SOX 法案实施经验表明,企业内部控制程度越高,信息披露越及时,经营越透明,内部不当行为、在职消费与管理不善越少<sup>[9]</sup>,进而有助于降低信息不对称程度,减少上市公司市值的波动率。这表明,内部控制同样可能降低银行竞争对信用风险的不利影响。

基于此,本文提出假设3:内部控制水平越高,商业银行竞争程度加大对上市公司信用风险的负向影响越小。

### 2. 外部制度的调节作用

无论内部控制还是公司治理,都需要在法律的框架下规范经营行为、制定惩罚措施。当前,针对我国上市公司已经形成了一系列法律体系,包括《公司法》《证券法》《破产法》和《合同法》等。这些法律由国家提供执行保证,对企业具有直接威慑,进一步约束了上市公司管理层的职能和权限。当一个地区的法律环境不够完善时,由于违法成本较低,上市公司管理层更具有动机进行财务舞弊、谋取私利。当商业银行竞争程度加大时,管理层的不当行为难以受到法律层面的有效约束,甚至会诱发上市公司与商业银行的信贷利益输送,这显然会极大地提升公司信用风险。相反,在法律环境完善的地区,商业银行和上市公司的行为都会更加规范,企业触发信用风险的可能性将有所降低。

基于此,本文提出假设4:法律环境越完善,商业银行竞争程度加大对上市公司信用风险的负向影响越小。

## (三)产权性质、金融周期的异质性影响

除内外部制度因素的调节作用外,还有两个



重要因素可能产生异质性影响。其中,产权性质决定了截面异质性,而金融周期决定了时间异质性。

产权性质的异质性影响主要体现在国有企业和民营企业在信贷获取、经营行为两个层面。信贷获取方面,在以地方政府为主导的银行体系下,由于“父爱”情节,以及商业银行的“求稳”和“保险”偏好,金融中介机构倾向于给当地国有企业提供更多的银行信贷,而民营企业更有可能面临“贷款难”和“贷款贵”的困境。那么,由银行竞争提高所导致信贷便利更有可能被地方国有企业所攫取。在经营行为方面,国有企业(包含央企和地方国企)的管理者具备“经济人”和“政治人”双重身份,国企高管的升职模式类似于政府官员晋升的“锦标赛机制”<sup>[10]</sup>,出于对政治动机的追求<sup>[11]</sup>,地方国企高管更倾向于通过加大投资追求短期收益,这本身就意味着企业由于“冒进”遭受损失的可能性更大,这有可能提高企业市值的波动性,甚至降低企业的长期价值<sup>[12-13]</sup>。两方面原因综合使得在银行竞争程度加大时,国有企业,尤其是地方国有企业信用风险的提升更大。

基于此,本文提出假设 5:相对于民营上市公司,商业银行竞争加大对国有上市公司,尤其是地方国有上市公司信用风险的提升程度更高。

金融周期的异质性影响主要体现在商业银行相对“话语权”和信贷审批严格程度两个层面。就前者而言,各国中央银行通过存款准备金率、存贷款基准利率、再贴现率等手段对微观主体的行为进行调控,以实现资源优化配置的最终目标,货币政策的传导途径可分为货币传导(monetary channel)和信贷传导(credit channel)两种<sup>[14]</sup>,前者主要依靠利率调节发挥作用,后者主要通过商业银行的信贷创造影响实体经济<sup>[15]</sup>。在我国,货币政策的传导机制主要表现为信贷渠道<sup>[16]</sup>。在货币政策宽松周期,基准利率较低、商业银行的信贷创造空间较大,商业银行竞争的环境宽松,企业获取信贷资源也更加容易,银行竞争对企业信用风险的传导途径变得更加模糊。相反,在政策紧缩周期,商业银行的相对“话语权”更大,银行贷款成为更加稀缺

的资源,此时商业银行竞争将造成更加显著的经济影响。但在银行竞争程度较高的地区,商业银行对企业信贷筛选、后期监控的放松程度可能更大,更容易引起企业的“不当”经营行为。同时,在“银根”紧缩周期,贷款利率更高,企业的负债成本更大,企业由于经营不善出现信用违约概率明显增加。

基于此,本文提出假设 6:相对于货币政策宽松时期,商业银行竞争加大对上市公司信用风险的提升效果在货币政策紧缩时期更高。

## 二、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

本文选取 2001—2019 年我国 A 股上市公司作为研究对象,上市公司的财务数据来源于 Wind 数据库,上市公司的股票交易数据来源于 tushare 数据库,商业银行的相关数据来源于国泰安(CSMAR)数据库。由于本文的研究对象是上市公司的信贷行为,借鉴已有文献的普遍做法,进行了如下数据处理:剔除了金融行业的上市公司;剔除了 ST、\*ST 公司;剔除了年度交易频率小于 30 周的上市公司;剔除了上市不满 1 年的上市公司;剔除了实证变量存在数据缺失的上市公司。此外,为了避免极端值的影响,本文对所有连续变量都进行了 1% 和 99% 分位的缩尾(Winsorize)处理。本文主要采用 STATA 14.0 进行数据处理和分析。

### (二)变量定义

#### 1. 被解释变量

上市公司债务违约概率(EDF)是本文的被解释变量。借鉴传统文献的做法,本文使用 KMV 模型来估计债务违约概率。该模型把所有者权益视为看涨期权,将债务视为看跌期权,把公司资产作为标的资产,通过以下 3 个步骤来计算违约概率。

第一步:利用 Black - Scholes 期权定价模型,根据企业资产的市场价值、资产价值的波动性、到期时间、无风险利率及债务的账面价值估计出该股票的市场价值  $V_A$  及其波动率  $\sigma_A$ 。具体公式是:

$$V_E = V_A \times N(d_1) - D \times e^{-r \times t} \times N(d_2) \quad (1)$$

$$d_1 = \ln(V_A/D) + (r + \sigma_A^2/2) / (\sigma_A \times \sqrt{t}) \quad (2)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A \times \sqrt{t} \quad (3)$$

$$\sigma_E = V_A / V_E \times N(d_1) \times \sigma_A \quad (4)$$

其中,  $V_E$  是上市公司的股权价值 (equity value), 股权价值 = 期末流通股的市场价值 + 每股净资产  $\times$  非流通股数;  $D$  为公司负债的账面价值;  $t$  为债务期限;  $r$  为无风险利率;  $\sigma_E$  为上市公司股权价值波动率, 通过股票每周的价格数据计算得到。联立式(1)一式(4), 即可以求出上市公司的市场价值和波动率。

第二步: 根据上市公司的债务计算出公司债务违约的平衡点, 进而计算出债务违约距离, 具体算法是:

$$DD = \frac{E(V_A) - DPT}{E(V_A) \times \sigma_A} \quad (5)$$

其中,  $DPT$  为债务违约点 (default point),  $DPT =$  短期负债  $+ 0.5 \times$  长期负债,  $E(V_A)$  为资产的期望价值,  $\sigma_A$  为公司资产的波动率。

第三步: 根据式(5)计算出上市公司的债务违约距离  $DD$ , 然后代入以下方程即可计算出债务违约概率 ( $EDF$ )。

$$EDF = N(-DD) \quad (6)$$

其中  $N(\cdot)$  为标准正态分布函数。  $EDF$  越大, 上市公司债务违约概率越高, 上市公司的信用风险越大。相反,  $EDF$  越小, 债务违约概率越小, 上市公司的信用风险越小。

## 2. 核心解释变量

银行竞争程度 ( $HHI$ ) 为本文的核心解释变量。具体而言, 选取上市公司所在省份内部分支银行数量构造的赫芬达尔指数来度量。在此, 本文隐含了所有银行的分支行具有同样效率的假设, 具体公式是:

$$HHI_n = \sum_{m=1}^M \left( \frac{branch_{m,n}}{\sum_{m=1}^M branch_{m,n}} \right)^2 \quad (7)$$

其中,  $branch_{m,n}$  代表第  $m$  家银行所在省份  $n$  内的分支机构数量,  $M$  是所在省份  $n$  内所有银行类型的数量。该指数间接反映了银行之间的竞争程度, 取值范围为  $0 \sim 1$ , 数值越小代表银行分支机构越分散, 竞争程度越激烈。

## 3. 调节变量和异质性分组变量

公司治理 ( $Gov$ )、内部控制 ( $Ic\_ind$ ) 和法律环境 ( $Legal$ ) 是本文的调节变量。其中, 对于公司治理 ( $Gov$ ) 水平的度量, 借鉴周茜等 (2020)<sup>[17]</sup> 的方法, 运用主成分分析法, 从监管、激励、决策等多个方面构造综合性指标, 并将指数乘以  $(-1)$  得到公司治理水平。该指数越大, 说明上市公司的治理水平越差。内部控制 ( $Ic\_ind$ ) 选取迪博·中国上市公司内部控制指数进行度量。该指数越大, 说明上市公司的内部控制水平越高。法律环境 ( $Legal$ ) 采用樊纲等 (2019)<sup>[18]</sup> 发布的法律制度环境评分进行度量。该指标越大, 说明所在地区法律环境越完善。

产权性质和货币政策宽松程度为本文的异质性分组变量。具体而言, 在异质性分析部分, 根据企业的所有权属性, 本文将上市公司分为国有企业和民营企业两大类。其中, 国有企业又具体分为地方国有企业和中央企业。同时, 根据十年期国债利率水平的年度平均值, 计算出样本周期 (2001—2019年) 长期利率水平的中位数。将平均利率大于或等于中位数的年度定义为货币政策紧缩周期, 将平均利率小于中位数的年度定义为货币政策宽松周期。

## 4. 其他控制变量

已有文献在研究上市公司信用违约概率时, 一般不需要控制宏观因素<sup>[19]</sup>, 只有在研究信用利差的影响因素时才会控制  $GDP$ 、 $M2$  等宏观指标<sup>[20]</sup>。因此, 本文主要控制企业层面的影响因素, 包括企业规模 ( $Size$ )、资产收益率 ( $ROA$ )、资产负债率 ( $Lev$ )、企业贷款比率 ( $BL$ )、公司市账比 ( $MB$ )、流动比率 ( $CR$ )、总资产周转率 ( $ATR$ )。

### (三) 实证模型构建

为检验本文的假设 1, 构建如下线性回归模型:

$$EDF_{i,t} = \alpha + \beta HHI_{n,t} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中,  $EDF_{i,t}$  代表第  $i$  个上市公司第  $t$  年的债务违约概率;  $HHI_{n,t}$  表示第  $i$  个上市公司所在省 (市)  $n$  第  $t$  年的银行竞争指数;  $Controls_{i,t}$  代表控

制变量,包括  $Size$ 、 $ROA$ 、 $Lev$ 、 $MB$  和  $CR$  等;  $\varepsilon_{i,t}$  为回归方程的残差项。为了剔除行业和时间对回归结果的影响,本文还控制了年度和上市公司个体固定效应。回归系数  $\beta$  是否显著为负决定了假设 1 是否成立。

为检验本文的假设 2—假设 4,本文构建如下线性回归方程:

$$EDF_{i,t} = \alpha + \beta_1 HHI_{n,t} + \beta_2 Gov_{i,t} \setminus Ic\_ind_{i,t} \setminus Legal_{i,t-1} + \beta_3 HHI_{n,t} \times Gov_{i,t} \setminus Ic\_ind_{i,t} \setminus Legal_{i,t-1} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中,主要变量和参数的含义与式(8)相同。交乘项的回归系数  $\beta_3$  决定了假设 2—假设 4 能否成立。具体而言,当调节变量分别选定为公司治理( $Gov_{i,t}$ )时, $\beta_3$  显著为正则支持研究假设;当调节变量分别选定为内部控制( $Ic\_ind_{i,t}$ )或滞后期法律环境( $Legal_{i,t-1}$ )时, $\beta_3$  显著为负则支持假设。调节效应的检验同样控制了年度和上市公司个体固定效应。

为检验本文的假设 5 和假设 6,同样构建线性回归模型(8),但此时按照产权性质和金融周期进行分组回归,并比较回归结果的差异。

### 三、实证结果分析

#### (一) 主要变量的描述性统计

表 1 列出了主要变量的描述性统计结果。不难发现,债务违约距离( $DD$ )的波动比较大,最小值为  $-8.726$ ,最大值为  $4.115$ ,中位数为  $1.441$ ,标准差为  $1.917$ 。债务违约概率( $EDF$ )均值为  $0.208$ ,标准差为  $0.294$ ,中位数为  $0.075$ 。核心解释变量  $HHI\_Prov$  均值为  $0.095$ ,标准差为  $0.037$ ,最小值为  $0.044$ ,最大值为  $0.221$ ,中位数为  $0.087$ 。

图 1 显示了 2001—2019 年年度平均债务违约风险( $EDF$ )和上市公司股权价值的趋势。由于  $KMV$  模型计算的  $EDF$  高度依赖于股票估值水平,因此两个变量之间具有高度的联动性(负相关性)。容易看到,债务违约风险的平均值在 2006 年达到历史最高峰( $0.462$ ),2008 年达到历史次高峰( $0.440$ )。2006—2007 年,我国 A 股市场经历一波“牛市”,上市公司的市值水平大幅增长,导致  $EDF$  有所下降。2008 年以后,全球金融危机导致 A

股市场深度震荡,上市公司市值大幅下跌,从而使得  $EDF$  波动上行。2015 年,A 股市场再度迎来“牛市”行情,上市公司估值水平显著提升,导致有所  $EDF$  回落。而 2016—2018 年,随着 A 股市场展开“熊市”行情, $EDF$  再次小幅反弹。值得注意的是,2018 年以后,信用市场打破“刚性兑付”的意愿越来越强烈。在同样的  $EDF$  水平下,由于政府隐性担保的“消失”,上市公司实际违约概率将进一步提高。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$DD$	20630	1.080	1.441	1.917	-8.726	4.115
$EDF$	20630	0.208	0.070	0.294	0	1
$HHI\_Prov$	620	0.095	0.080	0.037	0.044	0.221
$HHI\_Ecp$	620	0.109	0.103	0.035	0.065	0.199
$Gov$	23384	0.035	-0.109	1.044	-3.394	3.402
$Ic\_ind$	21750	6.722	6.819	0.962	0	9.998
$Legal$	20630	6.916	6.270	2.734	0.710	15.250
$Size$	20630	12.341	12.240	1.390	9.567	15.931
$ROA$	20630	9.303	7.769	7.207	-6.940	33.150
$Lev$	20630	0.306	0.276	0.186	0.0170	0.776
$MB$	20630	2.596	2.057	1.680	0.921	9.492
$CR$	20630	2.545	1.641	2.753	0.321	17.810
$ATR$	20630	0.653	0.544	0.445	0.0910	2.590

注: $HHI\_Prov$  为核心解释变量,即省(市)商业银行的赫芬达尔指数; $HHI\_Ecp$  为工具变量,即除去某省(市)的其他省(市)同年度商业银行赫芬达尔指数的均值。为了对两个商业银行竞争指标进行区分,本表加入了变量后缀。

#### (二) 银行竞争影响上市公司信用风险的回归结果

表 2 给出了商业银行竞争影响上市公司信用风险的面板回归结果。其中,第(1)列和第(2)列为全样本的回归结果。可以看到,无论是否加入其他控制变量, $HHI$  的回归系数分别为  $-0.490$  和  $-0.643$ ,且均在 1% 的水平下显著。由于  $HHI$  是银行竞争程度的反向指标,即  $HHI$  越小,银行竞争越激烈。这表明,商业银行竞争水平越大,上市公司债务违约概率越大,假设 1 初步得到了验证。此外,第(3)列和第(4)列是国有企业样本的回归结果,第(5)列和第(6)列是民营企业的回归结果。不难发现,商业银行竞争加剧对上市公司信用风险提升的效果主要体现在国有企业的样本中,而在非国有企业中并不存在显著效果。根据前文所述,国有企业更容易获取信贷资源,且管理层的决策行为更具有“冒险”性,因此上市公司的信用风险有所提升。该证据还从侧面初步支持了假设 5。



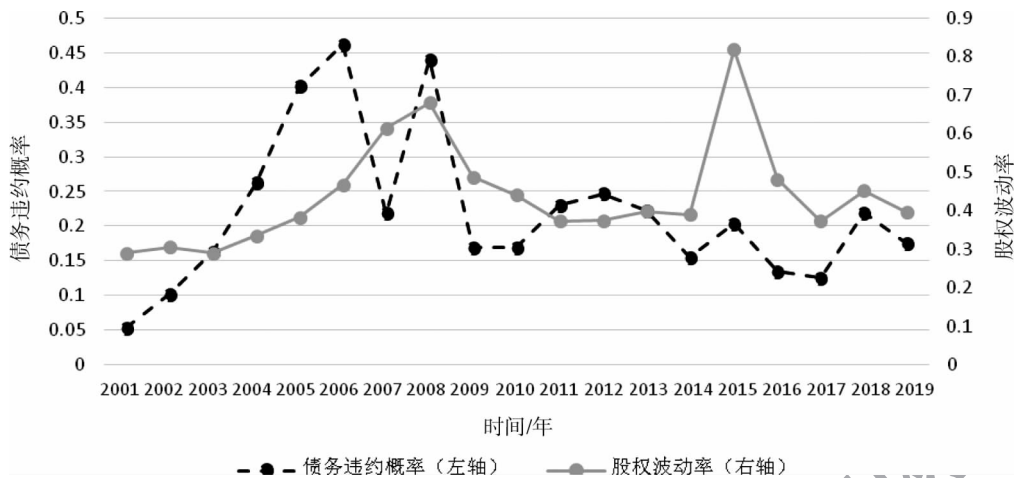


图1 2001—2019年年度平均EDF和股权价值的波动率

表2 商业银行竞争影响上市公司信用风险的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		国有企业		非国有企业	
HHI	-0.490*** (-4.42)	-0.643*** (-3.18)	-0.514*** (-2.91)	-0.730** (-2.39)	0.112 (0.53)	-0.187 (-0.63)
Size		0.150*** (43.22)		0.212*** (31.93)		0.119*** (28.46)
ROA		-0.007*** (-20.97)		-0.011*** (-17.32)		-0.005*** (-12.74)
Lev		0.139*** (12.36)		0.143*** (7.69)		0.154*** (10.54)
MB		0.023*** (16.90)		0.024*** (7.94)		0.018*** (12.68)
CR		-0.001* (-1.91)		-0.005** (-2.12)		-0.003*** (-3.84)
ATR		-0.011* (-1.66)		-0.000 (-0.00)		-0.008 (-0.88)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
Constant	0.050*** (2.80)	-1.689*** (-23.75)	0.228*** (8.40)	-2.404*** (-22.41)	0.079** (2.56)	-1.427*** (-9.51)
样本量	25,090	20,630	10,026	7,614	12,849	11,942
调整后R <sup>2</sup>	0.165	0.232	0.146	0.298	0.158	0.222
截面公司数量	2725	2725	847	847	2024	2024

注:被解释变量是上市公司信用风险(EDF),括号内为系数的双尾检验t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

### (三) 内外部制度调节作用的回归结果

#### 1. 内部制度调节作用的回归结果

表3和表4给出了公司治理、内部控制调节作用的回归结果。在两个表中,第(1)列和第(2)列均为全样本的回归结果,第(3)列和第(4)列均为国有企业样本的回归结果,第(5)列和第(6)列均为民营企业样本的回归结果。

从表3的全样本回归结果中不难发现,商业银行竞争程度(HHI)与公司治理(Gov)的交乘项系数分别为0.214和0.243,且均在1%的水平下显著。由于公司治理(Gov)是一个反向指标,即Gov指数越大,上市公司的治理水平越低,因此可以得到上

市公司的治理水平负向调节商业银行竞争对企业信用风险的影响。至此,假设2得到了验证。进一步考察异质性分析的回归结果容易发现,上述调节效应在国有企业的子样本中显著存在,而在非国有企业样本中并不显著。这也从一个侧面说明,国有企业的代理风险和信贷获取优势更容易引发信用风险的上升,而公司治理同时在水平效应和调节效应两个方面有效地抑制了国企信用风险的上升。

表3 公司治理(GOV)对HHI与EDF关系的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		国有企业		非国有企业	
HHI	-0.146 (-0.49)	-0.356 (-1.18)	0.153 (0.40)	-0.197 (-0.49)	0.385 (0.81)	-0.256 (-0.62)
Gov	0.023** (2.44)	0.044*** (5.30)	0.005 (0.20)	0.069*** (4.34)	0.048*** (3.54)	0.048*** (5.64)
HHI × Gov	0.214** (2.23)	0.243*** (2.72)	0.614** (2.25)	0.142** (2.14)	-0.202 (-1.25)	0.029 (0.35)
Size		0.161*** (21.69)		0.226*** (17.23)		0.128*** (14.19)
ROA		-0.006*** (-15.71)		-0.010*** (-11.71)		-0.004*** (-10.65)
Lev		0.158*** (8.75)		0.144*** (5.18)		0.182*** (7.81)
MB		0.023*** (16.97)		0.029*** (8.87)		0.018*** (12.99)
CR		-0.001*** (-3.06)		-0.007*** (-3.57)		-0.001*** (-3.31)
ATR		-0.003 (-0.31)		0.002 (0.17)		-0.003 (-0.33)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
Constant	0.069 (0.79)	-1.801*** (-16.73)	0.115 (1.05)	-2.564*** (-14.22)	0.042 (0.47)	-1.507*** (-13.84)
样本量	21840	19916	8373	7134	12362	11763
调整后R <sup>2</sup>	0.145	0.253	0.167	0.323	0.168	0.238
截面公司数量	2720	2720	783	783	2006	2006

注:被解释变量是上市公司信用风险(EDF),括号内为系数的双尾检验t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在5%、1%的水平下显著。

从表4的全样本回归结果中不难发现,商业银行竞争程度(HHI)与企业内部控制(Ic\_ind)的交

乘项系数分别为 -0.036 和 -0.019,且均在 5% 的水平下显著。这表明,上市公司内控水平的提升能够有效抑制企业信用风险的上升。至此,假设 3 得到了验证。除交乘项以外,内部控制水平还直接影响上市公司的信用风险,回归系数分别为 -0.014 和 -0.011,且均在 1% 的水平下显著。这表明,内部控制对上市公司信用风险具有水平效应和调节效应,这与公司治理的回归结果高度一致。进一步考察异质性分析的回归结果,内部控制的水平效应在所有的子样本中均成立,而调节效应仅在国有企业样本中显著存在。具体原因与公司治理的分析逻辑类似,此处不再赘述。

表 4 内部控制(Ic\_ind)对 HHI 与 EDF 关系的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		国有企业		非国有企业	
HHI	-0.230 (-0.57)	-0.472 (-1.36)	-0.149 (-0.39)	-0.522 (-1.27)	0.091 (0.17)	-0.406 (-0.97)
Ic_ind	-0.014 *** (-2.97)	-0.011 *** (-3.38)	-0.021 *** (-3.68)	-0.016 *** (-3.43)	-0.014 *** (-3.58)	-0.010 *** (-2.80)
HHI × Ic_ind	-0.036 ** (2.17)	-0.019 ** (2.67)	-0.049 ** (2.00)	-0.053 ** (2.57)	-0.017 (0.53)	-0.008 (0.36)
Size		0.168 *** (21.68)		0.225 *** (16.96)		0.136 *** (25.77)
ROA		-0.006 *** (-14.79)		-0.009 *** (-11.44)		-0.005 *** (-9.85)
Lev		0.156 *** (8.24)		0.152 *** (5.46)		0.175 *** (6.99)
MB		0.021 *** (14.87)		0.024 *** (7.44)		0.017 *** (11.26)
CR		-0.001 *** (-3.05)		-0.005 ** (-2.54)		-0.001 *** (-3.04)
ATR		-0.004 (-0.43)		0.003 (0.20)		-0.005 (-0.38)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
Constant	0.152 *** (3.16)	-1.906 *** (-15.57)	0.375 *** (7.79)	-2.541 *** (-14.66)	0.166 ** (2.14)	-1.521 *** (-12.64)
样本量	21332	17186	9385	7077	10920	10089
调整后 R <sup>2</sup>	0.187	0.266	0.161	0.314	0.171	0.248
截面公司数量	2,381	2,567	763	763	1,914	1,901

注:被解释变量是上市公司信用风险(EDF),括号内为系数的双尾检验 t 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1% 的水平下显著。

综合表 3 和表 4 的回归结果,初步验证了企业内部制度的重要性,公司治理和内部控制相互影响,互为补充,两者的有机结合能够极大程度地减少代理成本,降低各利益主体之间的信息不对称程度,进而在一定程度上规避上市公司,尤其是国有上市公司在信贷资源扩张时由于不当行为引起的违约风险。此外,控制变量回归结果显示,公司的杠杆率越高、公司规模越大,公司产生信用风险的概率越高,这与国内外的相关研究结论一致。

## 2. 外部制度调节作用的回归结果

表 5 给出了法律环境调节作用的回归结果。从第(1)列和第(2)列的全样本回归结果中不难发现,商业银行竞争程度(HHI)与法律法规完善程度(Legal)的交乘项系数分别为 -0.052 和 -0.100,且均在 5% 的水平下显著,这表明法律法规越完善,上市公司信用违约风险的概率越低。至此,假设 4 得到了验证。

表 5 法律环境(Legal)对 HHI 与 EDF 关系的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		国有企业		非国有企业	
HHI	0.895 (1.05)	-0.428 (-0.62)	1.280 (0.84)	-0.326 (-0.26)	-0.111 (-0.17)	0.326 (0.40)
Legal	-0.002 (-0.54)	-0.006 ** (-1.99)	-0.004 (0.53)	-0.011 ** (2.02)	-0.007 ** (-2.39)	-0.011 *** (-3.20)
HHI × Legal	-0.052 ** (2.07)	-0.100 ** (2.24)	-0.071 (-0.69)	-0.155 * (-1.92)	-0.146 *** (3.68)	-0.179 *** (3.34)
Size		0.159 *** (34.93)		0.250 *** (25.69)		0.130 *** (25.77)
ROA		-0.006 *** (-15.89)		-0.010 *** (-12.36)		-0.005 *** (-11.47)
Lev		0.133 *** (9.27)		0.139 *** (5.59)		0.151 *** (8.65)
MB		0.028 *** (17.74)		0.039 *** (9.15)		0.022 *** (13.11)
CR		-0.003 *** (-3.01)		-0.002 (-0.77)		-0.004 *** (-4.72)
ATR		-0.001 (-0.03)		0.004 (0.25)		0.010 (0.93)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
Constant	0.127 * (1.76)		0.222 * (1.66)	-2.978 *** (-17.68)	0.141 *** (2.61)	-1.475 *** (-16.24)
样本量	14,912	14,376	5,193	4,862	9,713	9,513
调整后 R <sup>2</sup>	0.080	0.193	0.096	0.246	0.088	0.191
截面公司数量	2631	2631	756	756	1379	1379

注:被解释变量是上市公司信用风险(EDF),括号内为系数的双尾检验 t 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

同时,法律环境本身也会对上市公司的信用风险产生显著影响,并在第(2)列中表现显著(5%)。这表明,法律环境同样对上市公司信用风险具有水平效应和调节效应。但异质性结果与表 3 和表 4 存在明显差别,即法律环境的调节效应主要出现在非国有企业的子样本当中(1% 水平下显著),在国有企业中显著性水平有所下降(10% 水平下显著)。这或许意味着,相对于国有企业,非国有企业在经营过程中更容易触碰法律“禁忌”,因此法律环境的“威慑”效果主要出现在非国有企业当中。

### (四) 异质性检验

#### 1. 产权性质的异质性影响

在前文的回归中,初步对产权性质的异质性



影响进行了全方位的考察。此处特别以地方国有企业作为研究样本,再次对基准模型进行回归和比较,表6显示了主要回归结果。其中,第(3)列和第(4)列为地方国有企业样本的回归结果,其余列的回归结果与表2的相应回归结果完全相同,仅仅为了便于比较在此列示。

回归结果表明,在地方国有企业样本中,商业

银行竞争程度(*HHI*)的回归系数分别为-0.666和-0.699,且均在1%的水平下显著。其影响程度高于全样本的回归结果,显著性水平相当。与全部国有企业的回归结果相比,回归系数相当,显著性水平更高。这说明,相比于非国有企业或央企而言,地方国有企业的信用风险对商业银行的竞争程度更加敏感。至此,假设5得到了验证。

表6 商业银行竞争与地方国有企业信用风险:产权性质的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全部国有企业		地方国有企业		全样本		非国有企业	
<i>HHI</i>	-0.514*** (-2.91)	-0.730** (-2.39)	-0.666*** (-3.39)	-0.699*** (-3.06)	-0.490*** (-4.42)	-0.643*** (-3.18)	0.112 (0.53)	-0.187 (-0.63)
<i>Size</i>		0.212*** (31.93)		0.208*** (27.42)		0.150*** (43.22)		0.119*** (28.46)
<i>ROA</i>		-0.011*** (-17.32)		-0.011*** (-15.71)		-0.007*** (-20.97)		-0.005*** (-12.74)
<i>Lev</i>		0.143*** (7.69)		0.171*** (8.09)		0.139*** (12.36)		0.154*** (10.54)
<i>MB</i>		0.024*** (7.94)		0.027*** (7.55)		0.023*** (16.90)		0.018*** (12.68)
<i>CR</i>		-0.005** (-2.12)		-0.007** (-2.53)		-0.001* (-1.91)		-0.003*** (-3.84)
<i>ATR</i>		-0.000 (-0.00)		-0.014 (-1.14)		-0.011* (-1.66)		-0.008 (-0.88)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Constant</i>	0.228*** (8.40)	-2.404*** (-22.41)	0.256*** (8.41)	(-18.63)	0.050*** (2.80)	-1.689*** (-23.75)	0.079** (2.56)	-1.427*** (-9.51)
样本量	10026	7614	7810	5953	25090	20630	12849	11942
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.146	0.298	0.146	0.302	0.165	0.232	0.158	0.222
截面公司数量	847	847	681	681	2725	2725	2024	2024

注:被解释变量是上市公司信用风险(*EDF*),括号内为系数的双尾检验*t*值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

2. 金融周期的异质性影响

表7给出了金融周期异质性影响的实证结果。从第(1)列和第(2)列为全样本的回归结果,与表2完全相同,显示出商业银行竞争的加剧会显著提升上市公司的信用风险。在第(4)列中,商业银行竞争程度(*HHI*)的回归系数为-0.674,在5%的水平下显著,这说明在货币政策紧缩时期,商业银行竞争对企业信用风险同样具有负面影响,但显著性水平有所下降。而在第(5)列和第(6)列中,尽管商业银行竞争程度(*HHI*)的回归系数同时为负,却均不显著。上述结果综合表明,商业银行竞争加剧对上市公司信用风险的提升效果仅在货币政策宽松时期有所体现。至此,假设6得到了验证。

表7 商业银行竞争对企业信用风险的影响:

金融周期的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		货币政策紧缩时期		货币政策宽松时期	
<i>HHI</i>	-0.490*** (-4.42)	-0.643*** (-3.18)	-0.022** (-2.06)	-0.674** (-2.51)	-0.136 (-0.56)	-0.521 (-1.50)
<i>Size</i>		0.150*** (43.22)		0.161*** (32.08)		0.132*** (24.69)
<i>ROA</i>		-0.007*** (-20.97)		-0.007*** (-14.30)		-0.007*** (-13.29)
<i>Lev</i>		0.139*** (12.36)		0.188*** (11.29)		0.068*** (3.94)
<i>MB</i>		0.023*** (16.90)		0.011*** (4.64)		0.027*** (13.78)
<i>CR</i>		-0.001* (-1.91)		-0.000 (-0.34)		-0.003*** (-3.03)
<i>ATR</i>		-0.011* (-1.66)		-0.007 (-0.74)		-0.016 (-1.56)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>Constant</i>	0.050*** (2.80)	-1.689*** (-23.75)	-1.644*** (-19.70)	-1.782*** (-19.88)	-2.196*** (-21.82)	-1.370*** (-14.63)
样本量	25090	20630	13090	10900	7540	9730
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.165	0.232	0.182	0.281	0.335	0.174
截面公司数量	2725	2725	2702	2702	1897	1897

注:被解释变量是上市公司信用风险(*EDF*),括号内为系数的双尾检验*t*值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

## (五) 内生性讨论

在本文的基准回归中,商业银行的竞争程度的变化基本上“外生”于上市公司的信用违约风险,因此不存在“双向因果”导致的内生性问题。然而,由于模型设定中仅仅选取了上市公司层面的控制变量,并未选用宏观变量,这样可能导致误差项(包含部分宏观信息)与核心解释变量商业银行竞争程度相关。毕竟商业银行竞争程度与经济周期、金融市场创新等不易度量的宏观变量密切相关,而这些变量又在很大程度上影响股票市场的周期,进而引起上市公司的估值波动(间接影响上市公司信用风险)。因此,宏观变量的遗漏可能会引起“内生性”问题。为进一步处理上述“内生性”,本文进一步采用工具变量方法(IV)进行回归。具体而言,本文基于上市公司所在省份从属的经济区域(东部、中部、西部和东北地区),利用经济区域中,除去上市公司所在省份的其他省份商业银行竞争程度( $HHI$ )的均值( $HHI\_Ecpt$ )作为工具变量。由于该工具变量不再包含本省份商业银行竞争的信息,因此与残差中包含宏观信息的相关程度会显著下降。而其他省份商业银行竞争程度( $HHI$ )的均值会显著影响本省份商业银行竞争程度。

表 8 的结果显示,在工具变量第一个阶段的回归中,无论全样本,国有企业还是非国有企业,工具变量的回归系数均在 1% 的水平下显著为负。这说明,某个省份银行竞争加剧会导致周边省份商业银行竞争程度减弱,也从一个侧面表明商业银行的网点布局在特定区域内具有聚集性和竞争性。此外,在弱工具变量的检验方面,以全样本回归为例,第一阶段回归的  $F$  值 41.62,  $DWH$  值为 6.62, 伴随概率为 0.000, 这说明本文选取的工具变量是合理的,国有企业和非国有企业样本不再赘述。在第二阶段的回归中,商业银行竞争程度( $HHI$ )对上市公司信用风险( $EDF$ )的影响在全样本中依然显著为负(1% 水平下),但相对于表 2 的回归系数(-0.643)明显提升,这说明内生性问题低估了商业银行竞争对上市公司信用风险的负面影响。

表 8 商业银行竞争影响上市公司信用风险的回归结果:

变量	工具变量法					
	(1)		(2)		(3)	
	1 阶段	2 阶段	1 阶段	2 阶段	1 阶段	2 阶段
	全样本		国有企业		非国有企业	
$HHI\_Ecpt$	-0.429*** (-28.59)		-0.350*** (-14.45)		-0.465*** (-16.72)	
$HHI$		-2.992*** (-3.01)		-0.747 (-0.43)		-1.078 (-0.81)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
$Constant$			0.087*** (21.39)		0.093*** (19.86)	
样本量	22,122	20,530	7,856	7,577	6,149	11,778
调整后 $R^2$	0.775	0.226	0.754	0.298	0.756	0.221
截面公司数量	2856	2631	752	752	1847	1847
1 阶段 $F$ 值	41.02	—	21.58	—	31.68	—
$DWH$ 值	6.62	—	4.53	—	4.73	—

注:1 阶段的被解释变量是商业银行竞争程度( $HHI$ ),2 阶段的被解释变量是上市公司信用风险( $EDF$ );括号内为系数的双尾检验  $t$  值,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。由于篇幅有限,不再披露其他控制变量的回归结果,留存备案。

## (六) 进一步的讨论

首先,目前商业银行竞争的深度和广度将不断拓展,信用市场的“刚性兑付”和“国企信仰”也终将打破,本文提供了银行竞争影响企业信用风险的经验证据。表 2 的回归结果表明,首先,要格外警惕在金融市场化改革进程中银行竞争加剧所导致的信用风险集中爆发。随着“兜底机制”的逐渐退出,更多的信用风险将得到释放。近期,信用市场频频“爆雷”也说明了防范信用风险的紧迫性。2021 年 1 季度,信用债市场的违约数量和违约规模均高于历史同期水平,这表明信用市场违约的态势还在延续。从这个意义上讲,商业银行迫切地需要通过一系列制度变革来真正提高信贷资金配置效率,不宜再一味地追求“规模效应”,唯有这样才能从根本上降低企业信用风险,在深化市场机制建设的同时符合“统筹做好重大金融风险防范化解工作”的客观要求。

其次,要深刻理解金融市场化改革背后的体制约束。表 6 的回归结果表明,相对于非国有企业,国有企业尤其是地方国有企业的信用风险对商业银行竞争程度更为敏感,这背后有重要的制度成因。长期以来,民营企业面临着“融资难”和“融资贵”双重困境,而国有企业则攫取了大部分由于银行竞争而产生的信贷便利。一方面,在以政府为主导的经济体制下,地方国有企业更容易

获得地方政府的“父爱主义”式关怀,还天然享有地方政府的“信用背书”,能够获得更多的信贷资源;另一方面,国有商业银行和国有企业的管理者,均具有“经济人”和“政治人”的双重身份,双方具有共同的“话语体系”,沟通成本较低,更容易寻求“合作”。值得注意的是,地方国有企业高管在“锦标赛”制度约束下,更多地依赖于非业绩的政治性负担而获得晋升<sup>[21]</sup>。种种制度原因造成了商业银行在竞争日趋加剧的情况下,更加积极寻求与国有企业长期稳定的合作关系,这无疑将使国有企业受益。但与此同时,其信用风险也显著提升,这从一个侧面说明当前我国金融市场的信贷配置效率亟待进一步提升。因此,要从深化体制改革的高度理解金融市场化建设的重要性和必要性。要打破金融市场的种种“不公平”,不可能再依赖行政手段,根本的解决思路正是市场化策略,尤其是利率市场化和风险定价市场化。唯有如此,才能在长期防范并化解“信用风险”。

再次,要格外警惕货币周期对企业信用风险的影响。当前,我国货币调控方式正在经历从“数量型”向“价格型”的转型<sup>[22]</sup>,但利率市场化尚未形成,数量调控在一段时期内还将发挥主导作用。在货币政策宽松时期,商业银行的自由裁量权更大,各类企业获取信贷资源也更容易。表7的回归结果显示,在货币紧缩周期,银行竞争加剧对上市公司信用风险的负向影响更大。自2020年年初新冠肺炎疫情爆发以来,各国中央银行的货币政策长期保持宽松,这也为中小企业“纾困”提供了重要帮助。然后,随着我国“疫情”的好转以及中央政府近期针对房地产市场治理力度的不断加大,可以预计货币政策很难在长期持续保持宽松状态。那么,在“银根”紧缩周期,要格外警惕上市公司信用风险的加剧。而2021年二季度宏观数据显示,企业在一二级市场发债融资规模显著下降,提前还本额占比显著上升,这充分表明企业已经开始主动收缩信用,这有助于缓释上市公司在货币紧缩周期可能爆发的信用风险。

最后,要从“防范系统性风险”的高度认识企业制度建设的重要性。宏观体制改革决定了信贷

资源的配置走向,但微观企业才是信贷资金的最终使用者和实际经营者,其经营效率决定了信贷资金的配置效率。只有不断提高企业的经营管理水平,才能真正意义地降低信用风险。无论国有企业还是民营企业,一旦在商业银行竞争加剧的情况下获取了更多的信贷资源,就意味着经营现金流的提升,产生扩张性经营行为,这将可能诱发信用风险。无论经营者个人的“过度自信”还是“两权分离”背景下的“道德风险”,管理者在获取更多信贷资源时做出伤害公司决策的可能性加大。同时,如果法律环境不完善,则企业管理者的违法成本较低,管理者有动机进行财务舞弊、内外勾连等违法行为。当银行竞争加剧时,公司管理者可能与商业银行形成信贷利益输送,进而导致公司发生信用风险。这说明,唯有通过内外部制度建设才能从根本上降低上市公司信用风险。在内部制度上,完善的公司治理与内部控制制度能够有效的监督和激励管理者,遏制管理者的不当扩张行为。表3和表4的实证结果表明,公司的治理越完善、内部控制越好,则越能有效抑制信用风险的上升。在外部制度上,法律环境能够对管理者产生直接威慑,从外部约束管理者的权限。表5结果显示,当一个地区法律越完善,越能够有效抑制公司信用风险的上升。从这个意义上说,公司内外部制度的逐渐完善不仅仅对微观个体具有监督、激励效果,更有助于在宏观上阻断信用风险的传导。

#### 四、研究结论及启示

##### (一) 研究结论

(1) 银行竞争程度越高,上市公司的债务违约概率越高,信用风险越大。在进行“内生性”处理后,研究结论保持不变。

(2) 公司治理、内部控制和法律环境等内外部制度因素就银行竞争影响上市公司信用风险而言具有调节作用。具体而言,上市公司的公司治理和内部控制越完善,商业银行竞争对企业信用风险的负向影响越小;地方法律法规体系越完善,商业银行竞争对企业信用风险的负向影响越小。

(3) 上市公司的产权性质和金融周期具有异



质性影响。一方面,商业银行竞争对于国有上市公司尤其是地方国有上市公司的信用风险具有更为显著的负面影响;另一方面,在货币政策紧缩周期,商业银行竞争对于上市公司信用风险的负面影响更加显著。

## (二) 启示

(1) 监管部门应关注银行竞争程度的变化,控制银行规模扩张速度,基于银行追求信贷扩张的冒险行为,对相应的贷前风险控制和贷后追踪管理的监管进行优化,明确企业贷款目的,把握贷后资金流向。审慎衡量较为宽松的货币政策在银行竞争局面过热的作用下对实业发挥的效果。

(2) 重视地方国有企业的内部治理问题,进一步了解其发展状况和资金需求结构,结合金融周期统筹变换信贷供给节奏,合理提示债务风险和应收款周转风险。

(3) 完善公司内部控制制度,有效监督管理层权力,规范上市公司治理,防范化解信用风险。

## 参考文献:

[1] ALLEGRET J P, RAYMOND H, RHARRABTI H. The impact of the European sovereign debt crisis on banks stocks: some evidence of shift contagion in Europe [J]. *Journal of banking & finance*, 2017, 74(1): 24-37.

[2] 程小可,姜永盛,郑立东. 影子银行、企业风险承担与企业价值[J]. *财贸研究*, 2016(6): 143-152.

[3] 孙凤娥. 投融资期限错配: 制度缺陷还是管理者非理性[J]. *金融经济研究*, 2019(1): 94-110.

[4] 党印,鲁桐. 企业的性质与公司治理: 一种基于创新的治理理念[J]. *制度经济研究*, 2012(4): 64-91.

[5] 方红星,施继坤,张广宝. 产权性质、信息质量与公司债定价——来自中国资本市场的经验证据[J]. *金融研究*, 2013(4): 170-182.

[6] BABER W R, KANG S H, LIANG L, et al. Shareholder rights, corporate governance and accounting restatement [J]. *SSRN electronic journal*, 2009.

[7] BARGERON L L, LEHN K M, ZUTTER C J. Sarbanes-Oxley and corporate risk-taking [J]. *Journal of accounting &*

*economics*, 2010, 49(1/2): 34-52.

[8] 李万福,林斌,宋璐. 内部控制在公司投资中的角色: 效率促进还是抑制? [J]. *管理世界*, 2011(2): 81-99.

[9] HOCHBERG Y V, SAPIENZA P, ANNETTE VISSING-JØRGENSEN. A lobbying approach to evaluating the Sarbanes-Oxley Act of 2002 [J]. *Journal of accounting research*, 2009, 47.

[10] 杨瑞龙,王元,聂辉华. “准官员”的晋升机制: 来自中国央企的证据[J]. *管理世界*, 2013(3): 23-33.

[11] 金宇超,靳庆鲁,宣扬. “不作为”或“急于表现”: 企业投资中的政治动机[J]. *经济研究*, 2016(10): 126-139.

[12] 曹春方,马连福,沈小秀. 财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资[J]. *经济学(季刊)*, 2014(4): 1415-1436.

[13] 许年行,李哲. 高管贫困经历与企业慈善捐赠[J]. *经济研究*, 2016(12): 133-146.

[14] BERNANKE B S, BLINDER A S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission [J]. *American economics review*, 1992, 82(1): 901-921.

[15] NILSEN H J. Trade credit and the bank lending channel [J]. *Journal of money credit & banking*, 2002, 34(1): 226-253.

[16] 陆正飞,祝继高,樊铮. 银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失[J]. *金融研究*, 2009(8): 124-136.

[17] 周茜,许晓芳,陆正飞. 去杠杆,究竟谁更积极与稳妥? [J]. *管理世界*, 2020(8): 127-147.

[18] 樊纲,王小鲁,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.

[19] 冯宗宪,郭建伟,孙克. 企业债的信用价差及其动态过程研究[J]. *金融研究*, 2009(3): 54-71.

[20] 戴国强,孙小宝. 我国企业债券信用利差宏观决定因素研究[J]. *财经研究*, 2011(12): 61-71.

[21] 张霖琳,刘峰,蔡贵龙. 监管独立性、市场化进程与国企高管晋升机制的执行效果——基于 2003—2012 年国企高管职位变更的数据[J]. *管理世界*, 2015(10): 117-131.

[22] 徐忠. 经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型[J]. *金融研究*, 2018(4): 5-23.

( 本文责编:海 洋)