

信贷扩张与违约风险

——来自“四万亿”经济刺激计划的经验证据

曾海帆 罗蓝君 林 灵*

摘 要 信贷扩张与企业违约风险之间是否存在因果联系,目前少有文献提及。利用上市公司数据,本文考察了 2008—2010 年我国信贷扩张对公司违约风险的影响。研究显示企业超常债务变动显著正向影响国有上市公司其后的违约风险,超常债务增加 1 个单位标准差,企业违约风险上升约 17%。本文检验了五个可能的影响渠道,实证检验结果支持信贷资源非市场配置、银行竞争、投资效率以及非实体经济投资等四个影响渠道存在,但没有发现存在政治联系渠道的证据。

关键词 信贷扩张, 违约风险, 非市场配置

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.05.06

一、引 言

历次经济危机最主要的特征之一是企业债务大面积违约,这意味着经济风险在实体经济层面扩散,最终将导致实体经济进入衰退 (Reinhart and Rogoff, 2011)。自 2008 年全球金融危机以来,为应对经济衰退风险,各国纷纷通过各种方式大规模扩张信贷,以求维持经济稳定。由此产生一个亟待回答的问题:旨在抵御经济衰退风险的信贷扩张究竟增加还是减少了其后时期的企业违约风险?这个问题并不存在显而易见的答案,信贷扩张既有可能帮助企业获得急需资金维持或扩大生产经营,增加企业盈利,从而降低债务违约风险;但也有可能造成企业债务负担过重,使得违约风险上升。我国的信贷扩张微观传导机制是在多种所有制企业并存的经济体制以及存在地方政府行政干预的情况下运行的,这又增加了该问题的复杂程度。因此我们还需进一

* 曾海帆,广西大学经济学院;罗蓝君,广西大学商学院;林灵,广西财经学院工商管理学院。通信作者及地址:林灵,广西省南宁市西乡塘区大学西路 189 号广西财经学院工商管理学院,530007;电话:13978803162;E-mail:linling1686@163.com。本文受到国家自然科学基金项目(71763004、71863003)的资助。感谢 2019 年第十三次中国青年金融学者联谊会以及浙江财经大学“企业创新、金融市场与风险管理”会议上刘波、路磊、孔东民、李志生、张学勇、王义中、彭红枫、钟宁桦、屈文洲、应千伟等人的建设性意见。文责自负。

步追问: 信贷扩张对国有与民营企业的违约风险效应是否存在差异? 信贷扩张对企业违约风险的影响渠道有哪些? 为回答这些问题, 本文选择2008—2010年全球金融危机时期我国政府“四万亿”经济刺激计划所导致的信贷扩张为研究对象, 考察信贷扩张对我国上市公司违约风险的因果联系以及影响渠道, 科学全面评估中国特色信贷扩张所造成的经济后果。这将有助于深入理解我国宏观调控政策的微观传导机制, 为决策部门政策制定提供重要参考, 以提升未来信贷政策实施效率, 优化实施效果。

本文研究涉及公司债务违约风险的影响因素。传统文献主要关注公司财务变量对债务违约风险的影响, 根据一系列财务指标利用回归方法可以得到度量公司违约风险程度的所谓Z-score (Altman, 1968)。但Shumway (2001)发现财务指标在测度违约风险时的统计效力较差, 而股票市场变量(包括股票市值、股票价格等)与公司违约风险有较强的统计相关性, Campbell *et al.* (2008)在估计违约风险影响因素时, 重点考察了股票市场相关变量的影响。Acharya *et al.* (2012)指出公司现金持有比率与违约风险正相关, 这是因为违约风险高的公司往往进行更多的预防性储蓄。He and Xiong (2012)指出公司债务展期风险影响债券流动性, 进而导致了债券因无法展期而产生违约。Duffie and Singleton (2003)观察到1983—1997年间公司债券违约率与GDP增长率之间基本是反向变动关系, 这意味着经济周期和公司债务违约可能存在相互影响的复杂联系。但以上文献都没有讨论过信贷扩张对公司债务违约风险的影响。

本文研究也涉及“四万亿”政策效应评估的研究。现有文献主要涉及“四万亿”计划实施对我国经济增长、资产市场、信贷市场以及企业行为的影响。Ouyang and Peng (2015)评估了“四万亿”计划的实施效果, 发现该计划能够在短期内有效促进国内生产总值、投资、消费以及进出口的增长, 但缺乏显著的长期效应。Chen *et al.* (2017)指出“四万亿”经济刺激计划造成各省区债务水平急剧上升, 随着债务逐渐到期, 在银行融资受限的情况下, 地方政府转而利用非正式的影子银行渠道融资, 导致影子银行业务在其后时期迅猛增长。研究者同时发现企业在“四万亿”计划实施过程中获得大量银行信贷, 其中国有企业比民营企业获得更多信贷资金, 资本平均效率较差的企业也获得了较多贷款; 相对于民营企业, 这期间国有企业的过度投资程度也更高 (Shen *et al.*, 2016; Cong *et al.*, 2019)。但这些文献都没有讨论到“四万亿”经济刺激政策引发的信贷扩张对企业违约风险的影响。

相对于以上文献, 本文贡献是首次提供了信贷扩张影响企业违约风险的直接微观经验证据, 有助于人们深入理解我国信贷周期变动的驱动因素, 也有助于深入理解我国信贷扩张的微观配置效率。本文的研究表明, 信贷扩张中的效率损失主要来自信贷资源行政化配置, 这意味着信贷资源如果采取国企民营一视同仁的市场化配置, 则信贷扩张并不一定导致将来的效率损失。

本文接下来部分安排如下：第二部分为数据与变量说明，第三部分考察信贷扩张对上市公司违约风险的影响，第四部分为影响渠道检验，第五部分是结论。

二、数据与变量

（一）数据来源

本文研究对象是沪深证券交易所上市的全部非金融类企业，采用的样本数据窗口期是2004—2017年，为年度数据。研究涉及的上市公司数据来自国泰安数据库。上市公司董事会、监事会以及高管政治关联数据是根据上市公司每年年报手工收集，然后按照行政级别进行打分。本文研究需要使用的2004—2007年我国各省区市场化指数，来自樊纲等《中国市场化指数》（2009，2011）。本文研究还涉及历年银行分支机构在各省区的分布数量，该数据为作者从中国银行保险监督管理委员会（以下简称银保监会）以及各省区银保监局官网手工提取整理所得。

（二）违约风险（EDF）

上市公司违约风险是本文研究的关键变量，我们依据Merton（1974）所提出的资本结构模型以及Vassalou and Xing（2004）所建议的计算方法测算公司违约风险。

（三）2008—2010年间超常信贷变动

本文沿用Chen *et al.*（2017）的思路构建公司层面2008—2010年间超常信贷变动的代理变量，具体如下：

$$Abdebtissue_{i08-10} = Netdebtissue_{i08-10} - Netdebtissue_{i04-07}, \quad (1)$$

其中 $Netdebtissue = (\text{当期取得借款收到的现金} + \text{当期发行债券收到的现金} - \text{当期偿还债务支付的现金}) / \text{滞后一期总资产}$ ， $Netdebtissue_{i08-10}$ 为公司*i*在2008—2010年间的 $Netdebtissue$ 均值， $Netdebtissue_{i04-07}$ 为公司*i*在2004—2007年间的 $Netdebtissue$ 均值。

（四）其他变量

本文研究所涉及的其他变量定义如下：投资率（*INV*），定义为（当期购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金+当期投资所支付的现金+当期取得子公司及其他营业单位支付的现金+当期支付其他与投资活动有关的现金）/滞后期总资产；应收账款增长率（*Receiv*），等于（当期应收账款余额-滞后期应收账款余额）/滞后期总资产；投资性房地产增长率（*Re-*

inv), 等于(当期投资性房地产余额-滞后期投资性房地产余额)/滞后期总资产; 投资性金融资产增长率(*Fininv*), 定义为(当期投资性金融资产余额-滞后期投资性金融资产余额)/滞后期总资产, 其中投资性金融资产包括证券投资、股权类投资和委托理财; 公司总体政治联系(*Pc_all*), 是公司董事会、监事会以及高管的政治背景得分总和; 董事长和总经理政治联系(*Pc_chceo*), 是公司董事长和总经理政治背景得分总和¹; *Tobin'q* 等于(公司股票市值+债务账面值)/总资产; 资产利润率(*ROA*) 等于净利润/总资产; 负债权益比(*D/E*) 等于负债总额/所有者权益; 现金持有比率(*Cash*) 等于(货币资金+短期投资净额+交易性金融资产)/总资产; 市场规模(*Rsize*), 定义为 $\ln(\text{股票市值}/\text{指数组合市场价值})$, 其中指数组合市场价值等于上证综指与深成指指数组合市场价值之和; 股票价格对数($\ln(\text{price})$), 定义为该公司当年股票收盘价的对数; 第一大股东持有比率(*Firstholder*), 是公司第一大股东持股数量占公司总股数的比例; 管理层持股比率(*Mholder*), 定义为董事会、监事会以及高管持股数量占公司总股数的比例; 股东关联(*Connection*), 如果前十大股东存在关联关系, 取值为1, 否则为0; 董事会规模(*Dsize*), 定义为董事会人数的对数; 独董占比(*Indirector*), 定义为公司独立董事人数/董事会人数; 管理层薪酬比率(*Mcompen*), 定义为董事会、监事会和高管薪酬总和占职工薪酬总额的比率; 两权分离度(*Diver*), 定义为上市公司实际控制人控制权比率与其所有权比率的差额; 总体市场化程度(*Score_all*)、政府减少干预市场的程度(*Score_gov*)、要素市场化程度(*Score_factor*)、金融市场化程度(*Score_fin*)、金融市场竞争程度(*Score_com*)、信贷分配市场化程度(*Score_credit*) 均来自樊纲等《中国市场化指数》(2009, 2011), 其中分数越高意味着市场化程度越高(政府干预程度越低); 银行竞争程度指数一(*Bank1*), 为根据每一年度城市层面单位面积分支机构数量与城市层面基于分支机构数量的银行赫芬达尔指数所计算的银行竞争程度²; 银行竞争程度指数二(*Bank2*), 为根据每一年度城市层面单位面积分支机构数量与城市层面前三大银行分支机构数量占比所计算的银行竞争程度³。

¹ 我们根据 Deng et al. (2019) 附录所给出的规则进行手工打分。

² 具体计算过程如下: 首先, 从银保监会网站的金融许可证信息查询库获取全国地级以上城市银行分支机构数据; 其次, 计算单位面积分支机构数量以及根据姜付秀等(2019)计算每一年的基于分支机构数量的银行赫芬达尔指数; 然后, 将单位面积分支机构数量从小至大按照升序划分为20等分, 将银行赫芬达尔指数从大到小划分按照降序为20等分; 最后, 将每个城市的单位面积分支机构数量等分序号与银行赫芬达尔指数等分序号相加, 即得到了该城市的银行竞争程度指数。

³ 具体计算方法与银行竞争程度指数一(*Bank1*) 相同, 只需要将银行赫芬达尔指数替换为城市层面前三大银行分支机构数量占比(同样根据姜付秀等(2019))即可。

三、信贷扩张与上市公司违约风险

(一) 信贷扩张与违约风险：因果关系探索

本小节采用如下回归方程考察信贷扩张对上市公司违约风险的影响：

$$\begin{aligned}\Delta EDF_{it} &= EDF_{it} - EDF_{i04-07} \\ &= \alpha + \beta Abdebtissue_{i08-10} + \gamma X_{it-1} + h + g + \tau \\ &\quad + h \times \tau + g \times \tau + \epsilon_{it}.\end{aligned}\quad (2)$$

我们的实证策略是考察初始条件对其后时期因变量的影响，回归的样本期为 2011 年以后（即 t 大于等于 2011）。为了排除违约风险中可能存在的固定特征，我们使用相对于该公司 2004—2007 年 EDF 平均值（ EDF_{i04-07} ）的变化量 ΔEDF_{it} 作为因变量。这意味着回归系数 β 反映的是 2008—2010 年超常信贷变动对 2011 年以后违约风险增量变动的的影响，这就排除了逆向因果关系出现的可能性。 X_{it-1} 为一组与违约风险相关的公司层面控制变量，根据 Campbell *et al.*（2008）选取相关财务和资本市场变量，还包括与公司治理有关的变量，即 *Firstholder*、*Mholder*、*Connection*、*Dsize*、*Indirector*、*Mcompen* 以及 *Diver*。式（2）中 h 代表行业效应，按照证监会行业编码标准划分了 24 个行业； g 代表省区效应， τ 代表年度效应，分别设置省区和年度虚拟变量。此外，为了控制随时间变动的行业和地区趋势，我们还将行业与省区变量与年度变量交乘，一起放入回归方程中。

下面表 1 给出没有区分公司控制人的全样本回归结果以及区分国有和民营控制人的分组样本回归结果，分别考虑有和没有公司治理变量两种情况。表 1 第（1）、（2）列为全样本回归，可以看到超常信贷变动（ $Abdebtissue_{i08-10}$ ）对公司违约风险的影响在 10% 以内显著为正。第（3）、（4）列的国有上市公司分组回归结果显示， $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数在 1% 或 5% 以内显著为正。但在民营上市公司样本组的两次回归结果中（第（5）、（6）列）， $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数均不显著，且系数符号为负。这些估计意味着，如果国有企业在信贷扩张中获得的增量信贷资金越多，则其后时期（2011—2017）违约风险越高；而对于民营企业，其信贷增量变动与其后时期违约风险之间不存在显著正向关联（相反，回归系数为负意味着在某种程度上信贷扩张降低了民营企业的违约风险）。从经济显著性看，按照表 1 第（4）列的系数估计值，如果 $Abdebtissue_{i08-10}$ 变动 1 个单位标准差，将会使得上市公司其后时期的违约风险增加 17.52%（以样本均值为基准），经济意义也很显著。在其他变量方面，*Tobin'q* 和 *ROA* 的系数估计值基本显著为负，显示投资机会（成长性）与盈利能力越强，则公司越不容易陷入财务困境。

表1 信贷扩张与上市公司违约风险

	全样本	全样本	国有上市公司	国有上市公司	民营上市公司	民营上市公司
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Abdebtissue</i> _{<i>i</i>08-10}	0.040*	0.042*	0.074***	0.079**	-0.014	-0.011
	(0.022)	(0.024)	(0.028)	(0.031)	(0.037)	(0.038)
<i>Tobin'q</i> _{<i>i</i>t-1}	-0.007***	-0.006***	-0.008***	-0.008***	-0.006***	-0.005***
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
<i>ROA</i> _{<i>i</i>t-1}	-0.003**	-0.003**	-0.024	-0.021	-0.001*	-0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.017)	(0.017)	(0.0008)	(0.001)
<i>D/E</i> _{<i>i</i>t-1}	0.0003**	0.0003**	0.0003*	0.0003*	0.0002	0.0003
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
<i>Cash</i> _{<i>i</i>t-1}	-0.023*	-0.021*	-0.034*	-0.035*	-0.011	-0.011
	(0.012)	(0.013)	(0.018)	(0.020)	(0.016)	(0.015)
<i>Rsize</i> _{<i>i</i>t-1}	0.011***	0.008***	0.012***	0.010***	0.006*	0.003
	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.004)
$\ln(\text{price})_{i,t-1}$	-0.006*	-0.005	-0.010**	-0.009*	0.005	0.005
	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
公司治理变量	否	是	否	是	否	是
年度效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
行业×年度	是	是	是	是	是	是
省区效应	是	是	是	是	是	是
省区×年度	是	是	是	是	是	是
观测值	9 199	8 287	5 639	4 987	3 081	2 886
调整 <i>R</i> ²	0.117	0.118	0.158	0.151	0.103	0.104

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；括号内为公司聚类稳健标准差。

2008—2010年信贷扩张对其后时期上市公司违约风险的影响是否存在较为长期的效应？表1的估计结果是否依赖于某一年份的特定样本？为了解答这些疑问，我们构造了如下回归方程：

$$EDF_{it} = \alpha + \sum_{k=2004}^{2017} \beta_k I_{t=k} Abdebtissue_{i08-10} + \gamma X_{i,t-1} + h + g + \tau + h \times \tau + g \times \tau + \epsilon_{it} \quad (3)$$

在回归方程(3)中， $I_{t=k}$ 为示性变量，即当 t 等于 k 年度时为1，否则为0，其余变量与回归方程(2)相同。 β_k 反映了2008—2010年信贷扩张对

第 k 年上市公司违约风险的影响，是我们重点考察的对象。为了更形象地体现信贷扩张的年度效应，我们将 2004—2017 年的 β_k 系数以图形表示出来（见图 1）。图 1 左边为国有上市公司的 β_k 估计值图形，右边为民营上市公司的 β_k 估计值图形，均给出了 95% 的置信区间。可以看到，国有上市公司 2011 年之后的 β_k 估计值几乎都在 10% 以上显著，而民营上市公司 2011 年之后的 β_k 估计值则全部不显著，而且数值接近于 0。这说明表 1 的估计结果并不依赖于特定年度效应，信贷扩张会对此后国有企业违约风险造成相当深远的影响。同时，从图 1 也可以看到 2008—2010 年信贷扩张与 2010 年公司违约风险均不存在显著正相关（无论是国有还是民营上市公司），因此在回归方程（2）中 $Abdebtissue_{i08-10}$ 的估计效应并不是来自公司特质性因素的作用。

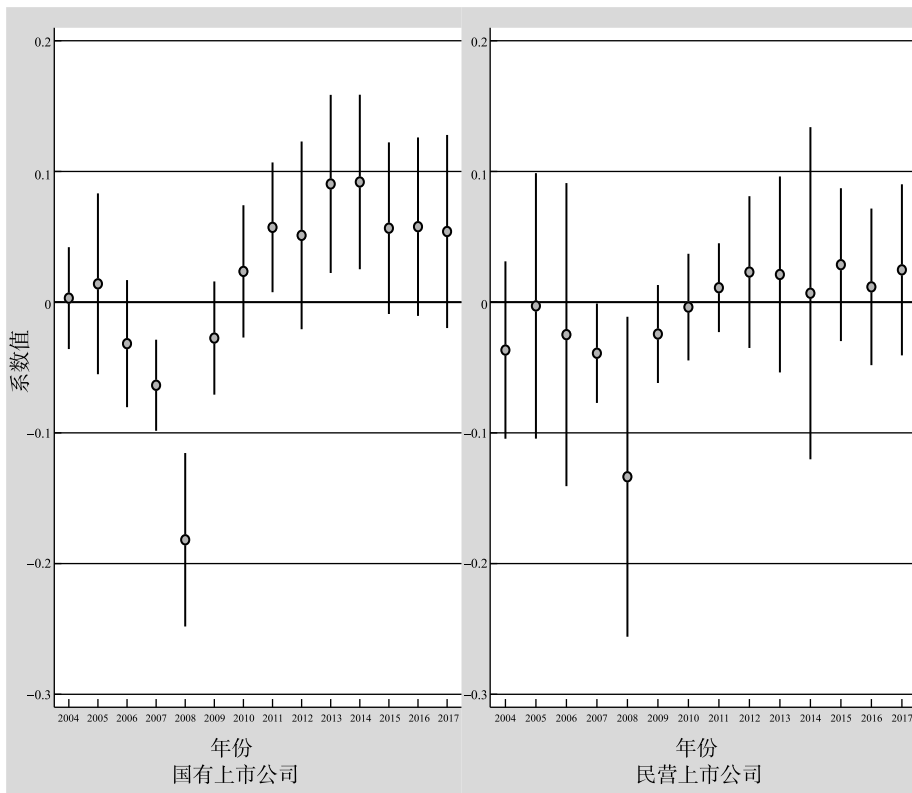


图 1 信贷扩张前后各年度违约风险效应

（二）稳健性检验

正如前面所指出，回归方程（2）可能存在某些潜在因素同时影响公司融资和违约风险状况，使得回归估计结果不能完全肯定是一种因果关系。潜在因素之一是那些在信贷扩张之前违约风险高的企业可能同时也是那些在信贷

扩张时获得更多信贷资金的企业,因此其后时期的回归结果实际上只是反映了两者的相关关系。对此,我们在回归方程设定时通过因变量差分消除了信贷扩张之前违约风险的影响,从而排除掉这种可能性。潜在因素之二是回归方程其他解释变量可能存在内生性,以至于影响到 $Abdebtissue_{i08-10}$ 的估计结果。Angrist and Pischke (2008) 指出当存在类似“Bad Control”时,有控制变量的回归还不如单变量回归可靠,因此我们只保留 $Abdebtissue_{i08-10}$ 以及行业、省区和年度虚拟变量,重新对国有样本组做回归,结果呈现在表2第(1)列。可以看到 $Abdebtissue_{i08-10}$ 回归系数估计值为0.086,与表1的估计结果(0.079)差异不大,且在1%以内显著,显著性上更强。潜在因素之三是2008—2010年超常信贷变动可能也包含了公司层面初始条件的影响,因而回归估计结果并不会完全反映信贷扩张导致的效应。为此,我们将公司层面所有控制变量均取2008—2010年均值,放进回归方程进行估计(见表2第(2)列),得到的 $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数0.073(5%以内显著),也与表1结果相差不大。

此外,在样本和数据特征上存在一些问题可能影响到估计结果的可靠程度。其一,信贷扩张是在2008年第四季度开始,因此2008年时的信贷变动并不一定完全是信贷扩张政策的影响。对此,我们剔除2008年样本,重新进行估计(见表2第(3)列),仍然得到5%以内显著为正的系数,虽然系数值比表1稍低,但仍具有较强经济显著性。其二,由于2008年金融危机的影响,也许公司超常信贷变动与违约风险会同时上升,而违约风险可能存在一定的时间相关性,因此造成2011年以后的违约风险随之上升。为此我们只选择2008—2010年的样本进行回归,如果两者存在正相关,那么我们应该可以看到 $Abdebtissue_{i08-10}$ 的系数显著为正。但从表2第(4)列可以发现,实际是显著为负,这在一定程度上反而说明信贷扩张短期内缓和了企业的财务困境。其三,违约风险属于尾部风险,前面已经提到违约概率样本值具有较多0值,这种不规则的样本分布也许会影响到OLS估计的精确性。因此我们采用了分位数回归,结果见表2第(5)—(8)列。分位数回归结果显示 $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数在4个分位点的回归估计中均在1%以内显著为正,且具有经济显著性。还可以看到,分位点越高,其回归系数就越大,说明高风险企业更容易在信贷扩张后出现财务恶化。其四,从描述性统计可以看到我们所构造的超常信贷变动 $Abdebtissue_{i08-10}$ 有接近一半为负数,按照本文理论逻辑,如果企业不存在超常信贷,则在2011年之后不应该出现由此引致的违约风险。为了检验这一点,也为了避免本文估计结果受到负超常信贷变动的影响,我们将 $Abdebtissue_{i08-10}$ 分解为正部 ($Positive\ Abdebtissue_{i08-10}$) 和负部 ($Negative\ Abdebtissue_{i08-10}$),同时放入回归方程进行估计,估计结果见表2第(9)—(11)列。第(9)列为全样本估计结果,正超常信贷的系数在10%以内显著为正,而负超常信贷系数则不显著;第(10)列为国有上市公

表2 信贷扩张与上市公司违约风险稳健性检验

单变量	国有上市公司										
	控制 初始条件	排除2008年 样本	信贷扩张 期间样本	25% 分位数	50% 分位数	75% 分位数	90% 分位数	全样本	国有上市 公司	民营上市 公司	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	
$Abdebtissue_{i,t08-10}$	0.086*** (0.030)	0.073** (0.030)	-0.040* (0.023)	0.066*** (0.013)	0.074*** (0.011)	0.084*** (0.017)	0.093*** (0.027)				
$Abdebtissue_{i,t09-10}$		0.061** (0.026)									
$Positive\ Abdebtissue_{i,t08-10}$								0.080* (0.044)	0.173*** (0.053)	-0.055 (0.079)	
$Negative\ Abdebtissue_{i,t08-10}$								-0.001 (0.034)	-0.049 (0.054)	0.027 (0.051)	
公司控制变量	否	否	是	是	是	是	是	是	是	是	
控制变量2008—2010年均值	否	是	否	否	否	否	否	否	否	否	
年度效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	
行业效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	
行业×年度	是	是	是	否	否	否	否	是	是	是	
省区效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	
省区×年度	是	是	是	否	否	否	否	是	是	是	
观测值	5 640	5 116	4 985	4 987	4 987	4 987	4 987	8 287	4 987	2 886	
调整 R^2 /Pseudo R^2	0.168	0.238	0.150	0.080	0.078	0.168	0.205	0.119	0.157	0.105	

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；括号内为公司层面的聚类稳健标准差。

司样本,正超常信贷的系数在1%内显著为正,且系数值达到0.173,是表1估计值的2倍以上,而负超常信贷系数不显著;第(11)列为民营上市公司样本,无论正部变量还是负部变量的系数均不显著。这些估计结果充分表明2008—2010年信贷扩张确实显著提升了国有企业其后时期的违约风险,但是并没有对民营企业有类似影响。

四、影响渠道检验

(一) 影响渠道的可检验假设

可能有四个方面原因造成信贷扩张增加了国有企业的违约风险,我们总结为五个相互联系的假说。

本次“四万亿”经济刺激计划涉及的建设项目一般由地方政府部门做出规划报送中央政府相关部门,经过中央政府批准后安排财政资金以及相关信贷额度,而信贷资金的发放主要由国有大银行承担。宋敏(2018)指出这一期间通过对国有控股银行下达贷款任务的方式,短期内发放了大量信贷资金。Cong *et al.* (2019)也对“四万亿”经济刺激计划的执行情况做了类似的描述。

基于以上论述,我们猜测在信贷扩张中,一方面,在各种行政命令的敦促下,银行对国有企业的融资偏好更为突出;另一方面,国有企业为承担更重的危机时期战略任务而需求的非市场化融资也更多,这就造成了金融危机时期信贷资源的非市场配置比例相对较高。然而以非市场配置信贷资源,对借款人资质、经营业绩以及还款能力等各方面审查自然相对比较宽松,这为将来出现违约风险埋下了隐患。如果这个猜测成立,我们可以预期在市场化程度较低(政府干预程度较高)的地区,信贷扩张的违约风险效应更为显著。我们有如下可检验假设:

假设1 (信贷资源非市场配置假说) 在市场化程度较低的地区,国有企业在信贷扩张期间获得的增量资金越多,其后时期的违约风险就越高;而在市场化程度较高的地区,信贷增量与其后时期违约风险的关联度较弱。

我国货币信贷政策的主要传导渠道是银行体系,银行业竞争程度影响货币政策传导效果。如果银行业竞争程度较高,国有银行面临较大的外部竞争压力,则依从行政命令配置信贷增量资金的倾向受到抑制,那些资质较好、有真实资金需求的国有企业将会获得更多信贷资金,这并不会必然增加未来违约风险。反之,如果银行竞争程度较低,信贷资源配置效率较差,则在行政干预下获得信贷增量资金的国有企业很可能有相当部分属于资质较差、没有真实资金需求的企业,这将会增加国有企业未来的违约风险。因此我们有如下可检验假设:

假设2 (银行竞争程度假说) 在银行竞争程度低的地区,国有企业在信

贷扩张期间获得的增量资金越多，其后时期的违约风险就越高；而在银行竞争程度高的地区，信贷增量与其后时期违约风险的关联度较弱。

政治联系在民营企业融资过程中扮演了重要角色，政治联系程度高的民营企业可以获得更多信贷资源（于蔚等，2012）。国有企业中也存在政治关联，地方政府出于自身政策目标，习惯干预地方国有上市公司（潘红波等，2008）。但无论是国有还是民营企业，通过政治联系所获得的信贷资金通常使用效率较差，导致企业业绩下降，损害公司价值（张敏等，2010；田利辉和张伟，2013）。因此，在信贷扩张过程中，政治联系程度高的国有企业很可能会获得更多信贷融资，但政治联系所得到的资金使用效率较差，造成了企业未来的违约风险。因此我们有如下可检验假设：

假设3（政治联系假说） 政治联系程度高的国有企业在信贷扩张期间获得的增量资金越多，其后时期的违约风险就越高；而对于政治联系程度低的国有企业，信贷增量与其后时期违约风险的关联度较弱。

长期以来，国有企业有着比较宽松的融资约束，而民营企业的融资约束程度相对较高（Poncet *et al.*, 2010；曾海舰和林灵，2015）。我们认为，一方面，国有企业融资约束相对宽松，大多数国有企业在正常时期能够通过正常融资获得满足投资所需资金；另一方面，国有企业存在相对突出的委托代理问题，治理机制约束力不足，高管寻租空间相对较广。在这种情况下，短期内获得大量增量信贷资金很可能使得国有企业高管寻租动机上升，从而出现过度投资倾向，并由此导致将来的违约风险上升。同时高管出于寻租目的，也有动机将信贷资金投向非实体经济领域，而不是用于实体经济投资。这种信贷资金配置，本质是一种攫取投机收益的资本运作，存在较大投机风险，损害企业长期价值。基于以上论述，我们有如下假设4和假设5：

假设4（投资效率假说） 信贷扩张期间国有企业获得的信贷增量资金越多，国有企业投资效率越差，由此引起的其后时期违约风险就越高。

假设5（非实体经济投资假说） 信贷扩张期间国有企业获得的信贷增量资金越多，国有企业对非实体经济的投资率就越高，由此引起的其后时期违约风险也越高。

（二）实证检验

1. 检验信贷资源非市场配置假说

为检验该假说，本文从樊纲等《中国市场化指数》（2009，2011）中选取能够度量各省区金融资源市场化配置程度的6项指数，按照各指数2004—2007年均值排序，然后根据所计算的指数均值中位数进行分组，所属省区高于中位数的国有上市公司为高市场化程度样本组，低于中位数的则属于低市场化程度样本组。

表3的Panel A给出了按照总体市场化程度、政府减少干预市场程度以及

要素市场化程度分组的回归结果, Panel B 给出了按照金融市场化程度、金融市场竞争程度以及信贷分配市场化程度分组的回归结果。可以看到市场化程度较低或行政干预程度较高的样本组, $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数均显著为正, 而且系数值明显高于表 1 和表 2 的相应估计结果; 而市场化程度较高的样本组, $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数值较小且不显著。表 3 还给出根据 SUR 所做的分组系数差异显著性检验, 可以看到 6 个分组系数的组间差异均在 1% 以内显著。由此可见, 如果国有企业所处地区行政干预力度越强, 则信贷扩张对其所产生的负面影响越大, 这意味着信贷资源很可能通过行政命令来分配, 由此导致了信贷配置效率低下, 信贷资源非市场化配置是信贷扩张影响企业违约风险的重要原因。

表 3 检验信贷资源非市场化配置假说

Panel A	总体市场化程度		政府减少干预市场程度		要素市场化程度	
	低	高	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Abdebtissue_{i08-10}$	0.149*** (0.047)	0.027 (0.039)	0.125*** (0.047)	0.033 (0.038)	0.165*** (0.043)	-0.004 (0.043)
分组系数差异检验	17.73*** (0.000)		10.22*** (0.001)		33.53*** (0.000)	
观测值	2 648	2 339	2 561	2 426	2 691	2 296
调整 R^2	0.147	0.176	0.151	0.171	0.138	0.183
Panel B	金融市场化程度		金融市场竞争程度		信贷分配市场化程度	
	低	高	低	高	低	高
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$Abdebtissue_{i08-10}$	0.121*** (0.0440)	0.034 (0.046)	0.120*** (0.0442)	0.043 (0.045)	0.122*** (0.045)	0.045 (0.044)
分组系数差异检验	8.37*** (0.004)		6.57*** (0.010)		6.76*** (0.009)	
观测值	2 552	2 435	2 622	2 365	2 522	2 465
调整 R^2	0.147	0.169	0.125	0.197	0.158	0.153
公司控制变量	是	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
行业×年度	是	是	是	是	是	是
省区效应	是	是	是	是	是	是
省区×年度	是	是	是	是	是	是

注: *、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著; 括号内为公司层面的聚类稳健标准差。

2. 检验银行竞争程度假说

为了检验银行竞争程度假说，我们构造了两个度量银行竞争程度的变量（详见本文“数据与变量”部分），接着计算2004—2007年地级以上城市银行竞争程度指数均值，然后按照其均值中位数进行分组，所属城市高于中位数的国有上市公司为高竞争程度样本组，低于中位数的为低竞争程度样本组（为了更进一步考察银行竞争程度差异对系数组间差异的影响，我们还设立了竞争程度高于75%的样本组）。从表4可以看到，随着银行竞争程度的提高， $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数值由大逐渐变小，甚至为负。其中，低银行竞争程度的样本组中 $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数均显著为正，而在高银行竞争程度样本组以及竞争程度高于75%样本组，相应系数值明显偏低而且不显著。SUR的分组系数差异性检验结果显示，高低两组 $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数存在显著差异，且随着银行竞争程度的提升，组间系数差异性更强。这说明信贷扩张的违约风险效应受到地区银行业间竞争程度的显著影响，银行竞争程度越高，信贷资源的配置就越合理，违约风险就越小，反之亦然，符合银行竞争程度假说的推断。

表4 检验银行竞争程度假说

	银行竞争程度一			银行竞争程度二		
	低	高	>75%	低	高	>75%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Abdebtissue_{i08-10}$	0.107** (0.044)	0.058 (0.047)	-0.012 (0.080)	0.121*** (0.045)	0.033 (0.047)	-0.008 (0.068)
公司控制变量	是	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
行业×年度	是	是	是	是	是	是
省区效应	是	是	是	是	是	是
省区×年度	是	是	是	是	是	是
分组系数差异性检验	(1)—(2)		(1)—(3)	(4)—(5)		(4)—(6)
	2.68* (0.10)		8.59*** (0.003)	8.42*** (0.004)		12.36*** (0.000)
观测值	2 661	2 326	1 094	2 823	2 164	1 188
调整 R^2	0.149	0.151	0.150	0.151	0.146	0.160

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；括号内为公司层面的聚类稳健标准差。

3. 检验政治联系假说

为了检验政治联系假说,我们将所构造的 2004—2007 年公司政治联系得分平均值进行排序,位于中位数以上的国有上市公司为高政治联系样本组,位于中位数以下的为低政治联系样本组。表 5 给出分组估计结果,可以看到虽然政治联系高的样本组中, $Abdebtissue_{i08-10}$ 系数值和显著性都比政治联系低样本组稍强一些,但是 SUR 估计得到分组系数差异性检验显示,高低两组的 $Abdebtissue_{i08-10}$ 并没有出现显著差异。此前的研究已经发现企业政治联系能够帮助其获得更多融资便利,但对企业业绩有负面影响。而表 5 显示政治联系程度差异并不影响信贷扩张的违约风险效应,说明政治联系引致的资源配置低效率并不是 2011 年以后国有上市公司违约风险上升的主要原因,政治联系假说不成立。我们合理推测之所以政治联系渠道不起作用,很可能原因在于 2008—2010 年信贷扩张属于“大水漫灌”式(针对国有企业),行政干预配置资源部分替代了政治联系的作用。

表 5 政治联系主导资源配置假说检验

	总体政治联系		高管政治联系	
	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Abdebtissue_{i08-10}$	0.055	0.087***	0.081*	0.085**
	(0.052)	(0.033)	(0.047)	(0.035)
公司控制变量	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
行业×年度	是	是	是	是
省区效应	是	是	是	是
省区×年度	是	是	是	是
分组系数差异检验		1.22		0.02
		(0.269)		(0.90)
观测值	2 573	2 414	2 978	2 009
调整 R^2	0.143	0.175	0.160	0.166

注:*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;括号内为公司层面的聚类稳健标准差。

4. 检验投资效率假说

为检验投资效率假说,我们设计了一个两阶段的实证策略,类似于 Bertrand and Mullainathan (2001): 第一阶段,分别以 2008—2010 年投资率均值 (INV_{08-10})、过度投资率均值 ($OverINV_{08-10}$) 以及投资不足率指标均

值 ($UnderINV_{08-10}$) 为因变量⁴, 以 $Abdebtissue_{i08-10}$ 以及所有控制变量 2008—2010 年均值为解释变量, 做 OLS 回归, 获得相应的拟合值 \widehat{INV}_{i08-10} 、 $\widehat{OverINV}_{i08-10}$ 以及 $\widehat{UnderINV}_{i08-10}$ 。第二阶段, 以 ΔEDF_{it} 为因变量, 以所得到的以上三个拟合值变量为解释变量, 同时在回归方程中加入所有控制变量 2008—2010 年均值以及所有控制变量滞后项, 进行 OLS 回归估计。一旦在第二阶段控制了所有控制变量 2008—2010 年均值的影响, 则拟合值变量系数体现的就是超常信贷变动通过影响投资而引致的违约风险效应。

表 6 第一阶段回归估计结果显示信贷扩张对同时期投资率和过度投资率有显著正向影响, 而对于投资不足水平没有显著关系, 且该项系数符号为负; 第二阶段估计结果显示 \widehat{INV}_{i08-10} 和 $\widehat{OverINV}_{i08-10}$ 对 2011 年以后的违约风险增量有显著正向效应, 而 $\widehat{UnderINV}_{i08-10}$ 的系数是不显著的。因此表 6 估计结果说明超常信贷变动导致同时期公司投资水平上升, 但投资效率变差, 这造成了其后时期该公司违约风险的上升, 符合投资效率假说的推断。

表 6 检验投资效率假说

	第一阶段		
	INV_{08-10}	$OverINV_{08-10}$	$UnderINV_{08-10}$
	(1)	(2)	(3)
$Abdebtissue_{i08-10}$	0.432*** (0.049)	0.353*** (0.075)	-0.016 (0.012)
控制变量 2008—2010 年均值	是	是	是
行业效应	是	是	是
省区效应	是	是	是
观测值	796	786	796
调整 R^2	0.306	0.184	0.329
	第二阶段		
	ΔEDF_{it}		
	(4)	(5)	(6)
\widehat{INV}_{i08-10}	0.158** (0.0706)		

⁴ 过度投资以及投资不足的确定依据 Richardson (2006)。

(续表)

	第二阶段		
	ΔEDF_{it}		
	(4)	(5)	(6)
$\widehat{OverINV}_{i08-10}$		0.191** (0.0796)	
$\widehat{UnderINV}_{i08-10}$			-0.816 (0.815)
公司控制变量	是	是	是
控制变量 2008—2010 年均值	是	是	是
年度效应	是	是	是
行业效应	是	是	是
行业×年度	是	是	是
省区效应	是	是	是
省区×年度	是	是	是
观测值	4 702	4 702	4 702
调整 R^2	0.253	0.254	0.249

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；括号内为公司层面的聚类稳健标准差。

5. 检验非实体经济投资假说

为了检验非实体经济投资假说，我们重点考察企业应收账款、房地产投资以及金融资产投资对违约风险的影响。为了度量信贷扩张对应收账款比率的增量效应，我们还构造了超常应收账款变动指标：

$$Abreceiv_{i08-10} = Receiv_{i08-10} - Receiv_{i04-07}.$$

在信贷扩张期间，企业还可能将信贷资金用于投资房地产和金融资产，获取投机收益，因而我们也考察同期投资性房地产增长率 ($Reinv_{i08-10}$) 和投资性金融资产增长率 ($Fininv_{i08-10}$)。⁵需要特别指出，投资性金融资产包括了委托理财，委托理财也是我国企业非正规融资的渠道。我们采用和上一小节相同的两阶段实证策略，具体实证检验结果见表7所示。

表7第一阶段回归结果显示，信贷扩张期间的超常信贷变动对 $Receiv_{i08-10}$ 和 $Abreceiv_{i08-10}$ 均有显著正向影响，但对于 $Reinv_{i08-10}$ 和 $Fininv_{i08-10}$ 没有显

⁵ 因投资性房地产和金融投资项目从2007年之后才在年报中披露，因此我们无法按照类似思路构造超常变动指标。

著作用。第二阶段回归结果显示，拟合值 $\widehat{Receiv}_{i08-10}$ 、 $\widehat{Abreceiv}_{i08-10}$ 以及 $\widehat{Fininv}_{i08-10}$ 对 2011 年以后的违约风险增量有显著正向效应。综合两阶段实证检验结果，可以发现存在一些证据支持非实体经济假说：因超常信贷变动引致的应收账款比率越高，则国有上市公司在 2011 年之后的违约风险上升幅度就越大。

表 7 检验非实体经济投资假说

	第一阶段			
	$Receiv_{i08-10}$	$Abreceiv_{i08-10}$	$Reinv_{i08-10}$	$Fininv_{i08-10}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Abdebtissue_{i08-10}$	0.0712*** (0.018)	0.169*** (0.029)	0.002 (0.006)	0.018 (0.011)
控制变量 2008—2010 平均值	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
省区效应	是	是	是	是
观测值	796	796	796	796
调整 R^2	0.298	0.160	0.147	0.137
	第二阶段			
	ΔEDF_{it}			
	(5)	(6)	(7)	(8)
$\widehat{Receiv}_{i08-10}$	0.883** (0.386)			
$\widehat{Abreceiv}_{i08-10}$		0.411** (0.185)		
\widehat{Reinv}_{i08-10}			3.546 (2.309)	
$\widehat{Fininv}_{i08-10}$				2.525*** (0.961)
公司控制变量	是	是	是	是
控制变量 2008—2010 年均值	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是

(续表)

	第二阶段			
	ΔEDF_{it}			
	(5)	(6)	(7)	(8)
行业×年度	是	是	是	是
省区效应	是	是	是	是
省区×年度	是	是	是	是
观测值	4 702	4 702	4 702	4 702
调整 R^2	0.253	0.253	0.250	0.253

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；括号内为公司层面的聚类稳健标准差。

五、结 论

本文利用2008—2010年“四万亿”刺激计划的自然实验考察了信贷扩张是否对企业其后时期债务违约风险产生影响，从而埋下未来发生经济危机的隐患。本文提供的经验证据支持信贷资源非市场配置假说、银行竞争程度假说、投资效率假说以及部分支持非实体经济投资假说，但不支持政治联系假说。这些研究结果之间存在内在逻辑一致性：由于信贷扩张采取行政命令配置信贷资源，在市场化程度低以及银行竞争程度弱的地区，行政方式配置信贷资源占主导，但通过行政方式配置资源的投资效率较差，过多的信贷增量资金也增加了企业高管寻租的动机；而在信贷扩张期间针对国有企业的行政配置资源很可能属于“大水漫灌”式的，从而削弱了政治联系在资源配置中特有的角色。

本文研究具有很强的政策含义。本文研究表明信贷扩张并不会必然造成其后时期的负面经济效果，如果能够在宏观调控中引入一定的市场化机制，弱化行政干预程度，推进银行间市场竞争，使得信贷增量资金能够合理配置给合适企业，就可以达到短期和长期共赢的局面。

参 考 文 献

- [1] Acharya, V. V., S. A. Davydenko, and I. A. Strebulaev, “Cash Holdings and Credit Risk”, *Review of Financial Studies*, 2012, 25 (12), 3572-3609.
- [2] Angrist, J. D., and J.S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton by Princeton University Press, 2008.
- [3] Altman, E. I., “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *Journal of Finance*, 1968, 23 (4), 589-609.
- [4] Bertrand, M., and S. Mullainathan, “Are CEOs Rewarded for Luck? The Ones Without Principals

- Are”, *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (3), 901-932.
- [5] Bharath, S. T., and T. Shumway, “Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model”, *Review of Financial Studies*, 2008, 21 (3), 1339-1369.
- [6] Campbell, J. Y., J. Hilscher, and J. Szilagyi, “In Search of Distress Risk”, *Journal of Finance*, 2008, 63 (6), 2899-2939.
- [7] Chen, G., M. Firth, Y. Xin, and L. Xu, “Control Transfers, Privatization, and Corporate Performance: Efficiency Gains in China’s Listed Companies”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2008, 43 (1), 161-190.
- [8] Chen, Z., Z. He, and C. Liu, “The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes”, NBER Working Paper, 2017.
- [9] Cong, L. W., H. Gao, J. Ponticelli, and X. Yang, “Credit Allocation Under Economic Stimulus: Evidence from China”, *Review of Financial Studies*, 2019, 32 (9), 3412-3460.
- [10] Deng, K., H. Zeng, and Y. Zhu, “Political Connection, Market Frictions and Financial Constraints: Evidence from China”, *Accounting and Finance*, 2019, 59 (4), 2377-2414.
- [11] Duffie, D., and K. J. Singleton, *Credit Risk: Pricing, Measurement, and Management*. Springer, 2003.
- [12] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏, 《中国市场化指数: 各省区市场化相对进程报告》。北京: 经济科学出版社, 2009 年和 2011 年。
- [13] He, Z., and W. Xiong, “Rollover Risk and Credit Risk”, *Journal of Finance*, 2012, 67 (2), 391-430.
- [14] 姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮、李行天, “银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据”, 《经济研究》, 2019 年第 6 期, 第 72—88 页。
- [15] Merton, R. C., “On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates”, *Journal of Finance*, 1974, 29 (2), 449-470.
- [16] Ouyang, M., and Y. Peng, “The Treatment-effect Estimation: A Case Study of the 2008 Economic Stimulus Package of China”, *Journal of Econometrics*, 2015, 188 (2), 545-557.
- [17] 潘红波、夏新平、余明桂, “政府干预、政治关联与地方国有企业并购”, 《经济研究》, 2008 年第 4 期, 第 41—52 页。
- [18] Poncet, S., W. Steingress, and H. Vandenbussche, “Financial Constraints in China: Firm-level Evidence”, *China Economic Review*, 2010, 21 (3), 411-422.
- [19] Richardson, S., “Over-investment of Free Cash Flow”, *Review of Accounting Studies*, 2006, 11 (2), 159-189.
- [20] Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff, *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*. Princeton University Press, 2011.
- [21] Shen, J., M. Firth, and W. Poon, “Credit Expansion, Corporate Finance and Overinvestment: Recent Evidence from China”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2016, 39, 16-27.
- [22] Shumway, T., “Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model”, *Journal of Business*, 2001, 74 (1), 101-124.
- [23] 宋敏, “全球金融危机十周年反思——基于中美两国比较分析的视角”, 《北京工商大学学报》, 2018 年第 33 卷第 3 期, 第 11—19 页。
- [24] 田利辉、张伟, “政治关联影响我国上市公司长期绩效的三大效应”, 《经济研究》, 2013 年第 11 期, 第 71—86 页。
- [25] Vassalou, M., and Y. Xing, “Default Risk in Equity Returns”, *Journal of Finance*, 2004, 59 (2), 831-868.

- [26] 于蔚、汪淼军、金祥荣,“政治关联和融资约束:信息效应与资源效应”,《经济研究》,2012年第9期,第125—139页。
- [27] 曾海舰、林灵,“企业如何获取融资便利?——来自上市公司持股非上市银行的经验证据”,《经济学》(季刊),2015年第15卷第1期,第241—262页。
- [28] 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”,《管理世界》,2010年第11期,第143—153页。

Credit Expansion and Default Risk —Evidence from the “4 Trillion Yuan” Economic Stimulus Package

ZENG Haijian LUO Lanjun

(Guangxi University)

LIN Ling*

(Guangxi University of Finance and Economics)

Abstract Using samples from Chinese listed companies, we examine the impact of 2008-2010 credit expansion on firm default risk in China. We find that abnormal debt during 2008-2010 significantly have positive effect on default risk of listed SOE, one standard variation in abnormal debt will lead to 17% rise in default risk. we also examine five possible channels, among which four are proved to exist by empirical tests, including non-market allocation of credit, bank competition, investment efficiency and non-real economy investment, whereas one is ruled out, that is political connection channel.

Keywords credit expansion, default risk, non-market allocation

JEL Classification G32, G21, G01

* Corresponding Author: Lin Ling, School of Business Administration, Guangxi University of Finance and Economics, Nanning, Guangxi 530007, China; Tel: 86-13978803162; E-mail: linling1686@163.com.