

# 商业信用融资和我国企业债务的结构性问题

胡 悅 吴文锋\*

**摘要** 利用 1998—2017 年我国上市公司的数据,本文发现 2008 年以来上游供应商开始更倾向于为存在隐性担保的国有企业提供商业信用,这导致了国有企业商业信用融资的相对上升。在横截面上,尽管大型和中西部国有企业的商业信用融资上升得更加明显,但其业绩却并未出现明显的改善。在银行信贷进一步向国有企业倾斜的背景下,商业信用不但没有对银行信贷体系形成有效的补充,反而同样表现出对国有企业的明显倾斜,这是近年来我国企业结构性债务问题的重要成因之一。

**关键词** 商业信用, 国有企业, 隐性担保

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.01.13

## 一、引 言

2008 年全球金融危机以来,我国非金融企业的债务水平迅速上升。<sup>1</sup>而在企业债务总量不断飙升的背后,资金并未主要流向存在融资约束的中小私营企业,反而更多被提供给了部分低效的、不存在融资约束的国有企业(马文超和胡思玥,2012)。这种资源错配的加剧使得大型国有企业的资产负债率大幅攀升,而私营企业却表现出去杠杆的趋势(钟宁桦等,2016)。企业债务水平的这种结构性变化恶化了企业部门总体的投资效率和资产质量,降低了企业部门的偿债能力,增大了系统性金融风险发生的可能(纪敏等,2017)。

在这一背景下,众多学者探讨了中国国有企业与私营企业债务结构性问题的成因。尽管早期文献已经发现国有企业更加受到金融机构的偏爱(林毅夫和李永军,2001),但 2008 年以来信贷资源向国有企业的倾斜程度却出现了进一步的上升(钟宁桦等,2016)。一方面,经营风险的上升和预期回报的

\* 胡悦,华东理工大学商学院;吴文锋,上海交通大学安泰经济与管理学院。通信作者及地址:吴文锋,上海市华山路 1954 号上海交通大学安泰经济与管理学院 1521 室,200030;电话:13585753355;E-mail: wfwu@sjtu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金应急重点项目“债券市场及其基础设施风险防范与化解研究”(71850010)、国家自然科学基金面上项目“中国证券投资基金公司治理结构变革对其业绩和投资行为的影响研究”(71772121),以及国家自然科学基金重大项目“互联网背景下金融产品/服务创新,风险及其定价理论”(71790592)的资助,文责自负。

<sup>1</sup> 根据 BIS 的数据,中国非金融企业部门债务与 GDP 的比值从 2008 年的 96.3% 上升到 2017 年的 160.3%,仅次于卢森堡等离岸金融中心。

下降削弱了(以盈利最大化为目标的)私营企业的投资意愿和投资水平,降低了私营企业的融资需求(刘树成,2016)。另一方面,在逆周期的稳增长政策和官员自身的晋升激励下,地方政府开始更积极地引导资金流入国有企业,并通过国企的投资对冲地方经济增速的下滑(Deng *et al.*, 2015)。在这两个方面的共同影响下,信贷资源开始进一步向部分资产周转率和资产收益率较低的国有企业集中,我国企业的债务水平也在不同所有制企业间呈现出了鲜明的结构性特征(王宇伟等,2018)。

可以看出,现有文献较为详尽地讨论了近年来我国国有企业和私营企业杠杆率的相对变化,在很大程度上解释了我国企业债务结构性问题的成因。但遗憾的是,这些文献大多从银行信贷的角度进行讨论,较少考察其他融资方式,尤其是商业信用融资所扮演的角色。事实上,无论从“质”的角度来看还是“量”的角度来看,商业信用都是我国企业最重要的融资方式之一(Ge and Qiu, 2007)。首先,从“量”的角度来看,我国上市公司应付账款、应付票据与预收款项之和与长短期借款之和的比值从1998年年末的不到0.5增加到2017年年末的1.19——这说明商业信用在我国企业债务融资过程中的重要性正在不断攀升。<sup>2</sup>其次,从“质”的角度来看,作为资金漏损和资源二次分配的重要渠道,商业信用有效地弥补了我国金融市场发展的滞后(McMillan and Woodruff, 2002),补充了我国银行信贷体系的不足(卢峰和姚洋,2004)。因此,在研究我国非金融企业债务的结构性问题时,如果仅仅从银行信贷的角度进行考察而忽略了商业信用融资的变化无疑是不完善的。

在这一背景下,我们不禁要问,商业信用融资在近年来中国企业杠杆率的结构性变化中究竟扮演了怎样的角色?在总量上升的背景下,商业信用是否更多地流向了难以通过银行信贷满足融资需求的私营企业?而获得了更多银行信贷的国有企业又是否降低了对商业信用的使用呢?

图1给出了我国上市公司商业信用融资占总资产比重的时间序列变化。<sup>3</sup>从图中可以看出,2008年之前我国上市国有企业和私营企业的商业信用融资都呈现出上升的趋势,且二者的变化趋势大致相同。而2008年开始,二者的走势则开始出现明显的背离。这种走势上的分化表明,2008年以来商业信用并未主要流向私营企业,反而更多地流向获得了较多银行信贷的国有企业。这种与我们直觉相悖的趋势在考虑到商业信用融资的主要影响因素以及个体随时间不变的固定效应之后是否仍然显著地存在?如果是,其背后的原因又是什么?

<sup>2</sup> 考虑到非上市企业对商业信用融资更大的依赖性,这一基于上市公司年报计算出的比值很可能只是一个下限。

<sup>3</sup> 商业信用融资的详细定义见表1。

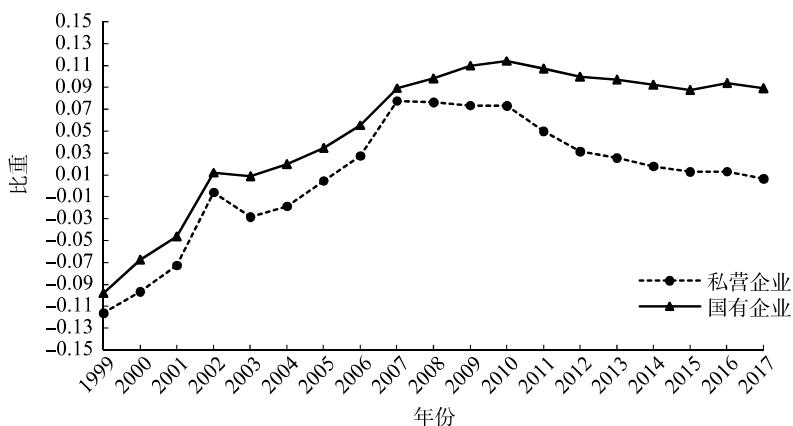


图1 我国上市公司商业信用融资的时间序列变化

为了回答这一问题，本文采用了1998—2017年间中国上市公司的数据进行了实证研究。研究结果发现，2008年开始，我国国有企业获得的商业信用开始相对私营企业显著上升。进一步的研究发现，2008年后国有企业商业信用融资的上升幅度会随着地方政府隐性担保而增加，但并不能被短期贷款的替代作用、国有企业更高的市场地位以及更健康的财务状况所解释。在此基础上，我们对商业信用进行了分解，结果发现国有企业商业信用净融资的相对上升主要是由于其收到了更多的上游商业信用。在横截面上，大型的、中西部省份的国有企业商业信用的相对上升更加明显，但这些企业的业绩却并未出现明显的改善。除此之外，我们排除了一系列可能的其他解释，包括政治关联假说、经济制高点假说以及国企的恶意拖欠假说。与此同时，这一结论在考虑了政府的隐性担保的度量方式、“四万亿”刺激计划的短期冲击以及新上市企业对样本构成的影响后仍然成立。本文的发现说明，在银行信贷进一步向国有企业倾斜的背景下，商业信用不但没有对银行信贷体系形成有效的补充，反而同样表现出对国有企业的明显倾斜，这是2008年以来我国企业债务结构性问题的重要成因之一。

本文的主要贡献有两点。首先，本文从商业信用融资的角度探讨了2008年以来我国金融资源加剧向国有企业倾斜的现象，补充了现有文献主要集中于银行信贷的不足（马文超和胡思玥，2012；钟宁桦等，2016；王宇伟等，2018；胡悦和吴文锋，2019）。其次，通过强调政府隐性担保和违约风险对商业信用融资的影响，本文不仅从商业信用融资的视角拓展了隐性担保影响企业融资的相关文献（Borisova *et al.*, 2015; Cong *et al.*, 2018），而且为商业信用融资的违约风险假说提供了实证证据<sup>4</sup>（Ng *et al.*, 1999; Cunat, 2006; Love *et al.*, 2007; Love and Zaidi, 2010; Barrot, 2016）。

<sup>4</sup> 正如Barrot (2016) 所言，现有文献在研究商业信用时大都将应收账款作为变现能力很强的类现金资产，而忽略了企业提供商业信用融资时所承担的风险以及这种风险带来的影响。

本文接下来分为四个部分，其中第二部分是文献回顾和研究假设，第三部分是研究设计，第四部分是实证结果，第五部分则是结论与启示。

## 二、文献回顾和研究假设

作为一种企业间的借贷方式，商业信用同时充当着下游客户的短期融资、上游供应商的竞争手段以及上游供应商的短期投资三重身份。从这三种不同的身份出发，现有文献逐渐形成了替代融资、买方市场以及违约风险三个假说。

替代融资假说主要从下游客户融资的角度出发，强调商业信用在本质上是一种企业间互助的非正式融资方式。由于这种融资方式可以有效缓解金融市场发展的滞后（McMillan and Woodruff, 2002）、解决借贷双方的信息不对称和代理冲突（Petersen and Rajan, 1997）、提高资金配置的效率和推动融资约束企业的发展（Fisman and Love, 2003），因此在信贷配给和融资约束增加的情况下，企业往往会增强对商业信用融资的使用以降低银行短期信贷可得性下降的不利影响。

买方市场假说则强调商业信用是供应商促销和相互竞争的一种手段，因此应该与下游客户的市场地位紧密相关。这一假说认为，为了促进销售和获得市场份额，供应商往往主动提供商业信用以提升在市场中的竞争力（Van Horen, 2005）。当买方处于强势地位而卖方存在较激烈的竞争时，市场地位高的客户可以通过威胁更换供应商来获得更多的商业信用（Fabbri and Menichini, 2010）。

违约风险假说则认为，上游供应商为下游客户提供的商业信用可以看作是一项短期的风险投资。商业信用的这种投资属性一方面体现为供应商可以在客户超过指定期限付款时获得额外的收益<sup>5</sup>，另一方面则体现为供应商在为客户提供流动性的同时也承担了下游企业因流动性危机甚至违约破产而拖欠货款的风险（Cunat, 2006）。随着宏观环境和客户企业经营状况的恶化，继续向高风险企业提供商业信用的预期收益会逐渐下降。此时供应商很可能会拒绝为下游客户提供商业信用（Love *et al.*, 2007; Love and Zaidi, 2010）。

在国内文献方面，尽管少量学者的研究考察了市场地位的作用（张新民等, 2012），以及违约风险的影响（谭伟强, 2006），但大多数研究支持了替代融资假说，认为当企业获得信贷融资的难度上升时会更多地采用商业信用融资进行替代，从而部分缓解了银行信贷歧视带来的融资约束问题（卢峰和

<sup>5</sup> 根据 Petersen and Rajan (1994)，一个典型的商业信用条款 10-2-30 意味着当客户在 10 天内还款时可以获得 2% 的折扣，而在 11—30 天内付款时则必须全额付款，超过 30 天则视为逾期未付，而放弃这 2% 的折扣在本质上等于以 44.6% 的年利率进行借款。

姚洋, 2004; 黄兴李等, 2016)。

然而, 如果私营企业在信贷融资受限时可以轻易地获得商业信用作为替代, 那么在 2008 年后信贷融资进一步向国有企业倾斜的背景下, 私营企业会增加对商业信用的使用。这种商业信用需求的相对变化应该会导致私营企业的商业信用融资相对国有企业出现显著的上升, 而非图 1 所示的相对下降。

而从市场地位的角度来看, 20 世纪 90 年代末以来“抓大放小”的国企改革强化了国有与民营企业之间纵向的产业结构特征, 使得我国的国有企业更多地集中在上游行业, 但在下游行业中民营企业的竞争力和市场地位实际上处在不断上升的过程中(汪勇等, 2018)。为此, 2008 年以来商业信用融资向下游国有企业的倾斜很难由下游国有企业市场地位的显著上升来解释。<sup>6</sup>

从违约风险的角度来看, 随着 2008 年以来次贷危机的外在冲击和经济结构的内在转型, 我国的宏观经济增速开始步入下行轨道, 微观企业的经营和违约风险则开始上升。从上游的角度来看, 在外需羸弱和企业风险上升的背景下, 供应商在提供商业信用时更加注重下游客户的违约风险, 这有助于国企获得更多的上游商业信用。而从下游的角度来看, 违约风险的上升还会降低企业为下游客户提供商业信用的动力。而在获得上游商业信用增加、提供下游商业信用减少的情况下, 国有企业的净商业信用很可能出现明显的上升。相比之下, 尽管私营企业也会减少其下游商业信用的供给, 但其获得的上游商业信用同样会明显下降, 这使得其净商业信用很可能相对国有企业出现显著的下降。为此我们提出:

**假设 1** 2008 年以来国有企业商业信用融资的相对上升主要来源于国有企业在违约风险上的优势, 而非国有企业替代融资的需要或是市场地位的提高。

从我国的国情出发, 2008 年以来国有企业在违约风险上的优势可能来源于两个渠道。第一, 与私营企业相比, 国有企业往往是规模较大的成熟企业, 拥有更多的固定资产和抵押品。这使得总需求的下行往往会对融资渠道狭窄、规模较小且相对缺乏抵押品的中小私营企业产生更大的负面冲击(Bernanke and Gerlter, 1989)。第二, 即使不考虑资源禀赋和财务状况上的优势, 国有企业所独有的政府隐性担保也可能会软化国有企业的预算约束, 降低国企拖欠货款的可能。<sup>7</sup>由于隐性担保具有类期权属性, 其价值会随企业违约风险的

<sup>6</sup> 虽然上下游国有企业间更多的业务往来和彼此了解可能导致其更愿意为下游国有企业提供商业信用, 但这种长期存在的纽带关系同样难以解释 2008 年以来下游国有企业商业信用融资的突然上升。

<sup>7</sup> 例如 20 世纪 90 年代初, 为了处理广泛存在的“三角债”问题, 国务院于 1990 年 7 月出台了《关于在全国范围内清理企业拖欠货款的实施方案》, 其中明确提及“集中清理全国范围内的企业拖欠货款”的对象为“国营工业、商业、粮食、外贸、物资供销、建筑安装、交通运输和农林企业、供销合作社、‘三资’企业以及集体企业”, 并要求“各级财政部门和企业主管部门要将应拨未拨的政策补贴和亏损, 及时如数拨给企业, 并帮助企业筹措清理拖欠的资金”。

上升而增加 (Borisova *et al.*, 2015)，因此总需求的下行和投资机会的减少会强化国企在违约风险上的优势，导致上游供应商更倾向于为国企提供商业信用。值得注意的是，与显性、确定性的担保相比，政府对国有企业的担保往往是或有和不确定的。政府对经济的干预程度、企业所承担的政策负担、企业在地方经济中的重要性甚至企业家所具有的政治关联都会影响政府为企业提供隐性担保的意愿。在这种情况下，上游供应商对国企违约风险的判断往往依赖于其对政府隐性担保强弱的预期。<sup>8</sup>为此，如果国有企业的违约风险优势来自政府的隐性担保，那么当政府隐性担保较强时，国有企业商业信用融资的上升应该更加明显。

因此，本文提出两个竞争性的假说：

**假设 2a** 财务状况越健康的国有企业违约风险越低，其商业信用融资的相对上升也更明显。

**假设 2b** 政府隐性担保越强的国有企业违约风险越低，其商业信用融资的相对上升也更明显。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择

本文使用的企业层面的财务数据来自中国 1999—2017 年上市公司的年报。在删除了金融行业样本以及存在缺失值的样本后，共得到 2 561 家公司的 28 019 个样本。本文对所有企业层面的变量都做了 1% 和 99% 的 winsorize 处理以排除极端值的影响。与此同时，本文还统计了样本期间内我国各年份的 GDP 增速、M2 增速以及各地级市的财政收入。本文数据均来自 CSMAR 数据库。

#### (二) 模型设定和变量定义

##### 1. 商业信用融资的结构性变化和替代融资假说

为了验证假设 1，我们首先采用模型 (1) 考察我国国有企业和私营企业的商业信用融资在 2008 年前后的相对变化：

$$\begin{aligned} Credit_{i,t} = & \alpha + \beta_1 After_t + \beta_2 Soe_{i,t} + \beta_3 After_t \times Soe_{i,t} \\ & + \delta X_{i,t-1} + v_i + \theta_t + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1)$$

<sup>8</sup> 一个典型的例子就是政府融资平台所发行的城投债。这是因为虽然投资者在总体上相信政府隐性担保的存在（具有“城投信仰”），但对不同地区政府隐性担保强弱的预期差异使得城投债内部的信用利差呈现出明显的分化，甚至有相当一部分“网红”城投债由于难以获得投资者的认可而只能通过结构化等特殊的方式进行发行。

模型（1）的因变量 *Credit* 为企业的商业信用融资。<sup>9</sup> *After* 为时间虚拟变量，如果观测时间大于等于 2008 年取 1，否则取零。*Soe* 为国有企业的虚拟变量，当企业为国有企业时取 1，否则取 0，其回归系数反映了 2008 年之前国企和私企商业信用融资的差异。*After*  $\times$  *Soe* 为时间虚拟变量与私营企业虚拟变量的交叉项，其系数反映了国企和私企商业信用融资差异的变化——如果替代融资假说成立，那么随着 2008 年后信贷资金进一步向国有企业的倾斜，国有企业应该相对私营企业减少对商业信用的使用，此时 *After*  $\times$  *Soe* 的系数  $\beta_3$  应该显著为负。反之，则说明替代融资假说不成立。

在控制变量的选择上，本文参考现有文献的做法（Petersen and Rajan, 1994；Wu et al., 2012），选择了一系列与企业商业信用融资相关的变量。这些变量包括反映企业禀赋和融资约束程度的资产规模对数（*Size*）、盈利水平（*ROA*）以及企业年龄（*Age*），反映其他融资方式的银行短期信贷（*Sdebt*）与长期信贷（*Ldebt*）占比，反映企业流动性的经营现金流（*CFO*）以及反映企业投资机会的市值账面比（*MTB*）。在这一基础上，我们还控制了海外业务收入占比（*Osrev*）以控制 2008 年以来外需走弱对不同类型企业的异质性影响。<sup>10</sup>为了排除双向因果的可能，我们将这些控制变量滞后一期。考虑到加入年份固定效应会导致时间虚拟变量 *After* 的含义不明确，但不加入年份固定效应可能存在潜在的遗漏变量问题，我们同时给出了不加入年份固定效应但控制当年宏观经济增速（*GDP*）和 M2 增速（*M2grow*）的回归结果，以及加入年份固定效应但省略时间虚拟变量 *After* 的回归结果。此外，我们还加入了观测所在行业和年份商业信用融资的中位数（*Imcredit*）以控制行业-年份层面的影响。具体的变量定义参见表 1。

表 1 变量的定义

变量性质	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>Credit</i>	应付账款、应付票据和预收款项之和与应收账款、应收票据和预付款项之和的差除以企业的总资产
	<i>Up_Credit</i>	应付账款、应付票据和预收款项之和与总资产的比值
	<i>Down_Credit</i>	应收账款、应收票据和预付款项之和与总资产的比值

<sup>9</sup> 本文采用企业应付账款、应付票据和预收款项之和与应收账款、应收票据和预付款项之和的差与总资产的比值度量商业信用。由于本文主要从企业融资的视角研究企业商业信用的结构性变化，因此采用企业总资产而非营业收入进行标准化可以更好地对比商业信用融资和企业杠杆率的变化趋势（陆正飞和杨德明，2011；Wu et al., 2012）。

<sup>10</sup> 感谢匿名审稿人的建议。

(续表)

变量性质	变量名称	变量定义
	<i>Sdebt</i>	短期借款与总资产的比值
	<i>Ldebt</i>	长期借款与总资产的比值
	<i>CFO</i>	经营活动现金流与总资产的比值
	<i>Size</i>	总资产规模的自然对数
	<i>MTB</i>	市值账面比，反映企业的投资机会
	<i>ROA</i>	营业利润与总资产的比值
	<i>Osrev</i>	海外收入占比，等于海外业务收入占营业收入的比重
	<i>Age</i>	企业年龄，等于观测所在年份与企业上市年份的差
	<i>GDP</i>	当年的宏观 GDP 增速
	<i>M2grow</i>	当年 M2 增速
	<i>Mpdum</i>	当营业收入占行业内所有企业营业收入之和的比重大于行业中位数时取 1，否则取 0，反映企业市场地位
解释/控制变量	<i>Imcredit</i>	企业所在行业当年所有企业商业信用净融资占总资产比重的中位数，反映行业-年份的变化
	<i>Soe</i>	企业为国有或国有控股时取 1，否则取 0
	<i>After</i>	观测所在年份大于等于 2008 年时取 1，否则取 0
	<i>Topfive</i>	前五大供应商采购额占采购总额的比重，反映企业供应商的集中度
	<i>DD</i>	根据 Merton (1974) 计算的企业违约距离，用于衡量企业的违约风险
	<i>Zscore</i>	Altman (1968) 的 Z 指数，衡量企业的违约风险
	<i>Pc</i>	企业董事会成员正在或曾经在政府部门任职取 1，否则取 0，反映企业的政治关联
	<i>Mkt</i>	王小鲁等 (2016) 编制的市场化指数中政府与市场关系分指数，用于衡量政府隐性担保的强弱

## 2. 商业信用融资的结构性变化和买方市场假说

为了检验买方市场假说，我们提出模型 (2)：

$$\begin{aligned}
 Credit_{i,t} = & \alpha + \beta_1 After_t + \beta_2 Soe_{i,t} + \beta_3 Mp_{i,t-1} + \beta_4 After_t \times Mp_{i,t} \\
 & + \beta_5 After_t \times Soe_{i,t-1} + \beta_6 Soe_{i,t} \times Mp_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 After_t \times Soe_{i,t} \times Mp_{i,t-1} + \delta X_{i,t-1} + v_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (2)
 \end{aligned}$$

模型 (2) 的核心解释变量为时间虚拟变量 *After*、国有企业虚拟变量 *Soe* 与企业市场地位 *Mp* 的三重交叉项 *After* × *Soe* × *Mp*，其系数  $\beta_7$  反映了

2008年后国有企业和私营企业商业信用融资的相对变化是否与企业的市场地位有关。如果买方市场假说成立，则市场地位较高的国有企业商业信用融资的上升幅度应该更大， $\beta_7$ 的系数应该显著。反之，如果 $\beta_7$ 的系数不显著，则说明国有企业商业信用融资的相对变化并非主要由企业的市场地位所驱动，因而无法由买方市场理论所解释。

我们采用两个指标衡量企业的市场地位 $Mp$ 。首先，根据张新民等(2012)的做法，我们采用了一个虚拟变量 $Mpdum$ 衡量企业市场地位的高低。这一虚拟变量的具体设定为：当企业的营业收入占当年行业内所有企业营业收入之和的比重大于行业中位数时取1，证明企业的市场地位相对较高，否则取0。<sup>11</sup>其次，我们还参考Chod et al. (2019)的做法，根据企业前五大供应商采购额占总采购额的比重 $Topfive$ 来判断企业的市场地位。这一比重越大，说明供应商越集中，企业与供应商讨价还价的能力和市场地位也越低。

### 3. 财务健康状况、政府隐性担保和违约风险假说

为了区分假设2a和假设2b，我们分别采用模型(3)和模型(4)考察企业财务健康状况和政府隐性担保对企业商业信用融资的影响。

$$\begin{aligned} Credit_{i,t} = & \alpha + \beta_1 After_t + \beta_2 Soe_{i,t} + \beta_3 Finan_{i,t-1} + \beta_4 After_t \times Soe_{i,t} \\ & + \beta_5 After_t \times Finan_{i,t-1} + \beta_6 Soe_{i,t} \times Finan_{i,t-1} \\ & + \beta_7 After_t \times Soe_{i,t} \times Finan_{i,t-1} + \delta X_{i,t-1} + v_i + \theta_t + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (3)$$

模型(3)的核心解释变量为时间虚拟变量 $After$ 、国有企业虚拟变量 $Soe$ 与基于企业财务状况的风险 $Finan$ 的三重交叉项 $After \times Soe \times Finan$ 。如果国有企业商业信用融资的上升来源于其基于财务状况的违约风险优势，则我们应该观察到财务状况更加健康的国有企业商业信用融资的上升幅度应该更加明显。我们主要采用两个指标度量企业的违约风险 $Finan$ 。首先，我们根据Merton (1974)的思想，计算企业资产价值和违约门槛之间的违约距离<sup>12</sup>( $DD$ )。其次，我们还采用了Altman (1968)的Z值( $Zscore$ )度量企业的违约风险。这一完全基于财务指标的度量方式同样可以较好地考察基于财务状况的企业违约风险。

$$\begin{aligned} Credit_{i,t} = & \alpha + \beta_1 After_t + \beta_2 Soe_{i,t} + \beta_3 IGG_{i,t-1} + \beta_4 After_t \times Soe_{i,t} \\ & + \beta_5 After_t \times IGG_{i,t-1} + \beta_6 Soe_{i,t} \times IGG_{i,t-1} \\ & + \beta_7 After_t \times Soe_{i,t} \times IGG_{i,t-1} + \delta X_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (4)$$

而在模型(4)中，我们检验了政府隐性担保 $IGG$ 的影响。在主回归中，我们采用王小鲁等(2016)编制的市场化指数中政府与市场关系分指数( $Mkt$ )

<sup>11</sup>值得注意的是，自然垄断行业以及少数非垄断行业的上市公司数量较少，此时采用营业收入中位数的方法无法很好地度量企业的市场地位。为此，我们同时给出了全样本的回归结果以及剔除自然垄断和行业内上市公司数量小于等于2的观测后子样本的回归结果。

<sup>12</sup>违约距离的具体计算公式参见陈胜蓝和马慧(2018)。

作为政府隐性担保的度量。为了保证结论的稳健性，我们在稳健性检验中考虑了三个变量度量政府隐性担保的强弱：第一，林毅夫和李志贊（2004）认为，政策负担较重的国有企业更可能获得地方政府的隐性担保。为此，我们参考廖冠民和沈红波（2014），采用企业每万元营业收入所需的员工人数对当年行业中位数的偏离度量企业承担的政策负担。第二，国有企业可以为地方政府贡献大量的税收和就业机会，因此在地方经济中重要性越高的国有企业越可能得到政府的救助。基于这一逻辑，我们用企业净利润占其所在地级市当年 GDP 的比重度量政府隐性担保的强弱。第三，吴秋生和独正元（2019）认为，取得更多的政府补贴意味着企业受到政府更大的支持和帮助，政府也更有可能为该企业兜底。为此，我们还将企业是否获得政府补贴 ( $Gsub$ ) 作为第三个层面的指标度量政府隐性担保的强弱。

### （三）描述性统计

表 2 给出了变量的描述性统计。

表 2 变量的描述性的统计

变量名称	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Credit	28 019	0. 0415	0. 0279	0. 1405	-0. 3348	0. 4621
Up_Credit	28 018	0. 1573	0. 1267	0. 1189	0. 0048	0. 5531
Down_Credit	28 018	0. 1156	0. 0898	0. 1040	0. 0000	0. 4729
Sdebt	28 019	0. 1303	0. 1060	0. 1205	0. 0000	0. 8239
Ldebt	28 019	0. 0531	0. 0095	0. 0874	0. 0000	0. 8460
CFO	28 019	0. 0447	0. 0437	0. 0761	-0. 1978	0. 2607
Size	28 019	21. 6842	21. 5302	1. 2317	19. 0835	25. 5533
MTB	28 019	2. 5771	2. 0177	1. 7650	0. 9114	10. 8741
ROA	28 019	0. 0384	0. 0366	0. 0619	-0. 1984	0. 2415
Osrev	27 838	0. 0849	0. 0000	0. 1722	0. 0000	0. 8477
Age	28 019	9. 3207	8. 0000	5. 7292	1. 0000	27. 0000
GDP	28 019	0. 0894	0. 0830	0. 0193	0. 0670	0. 1420
M2grow	28 019	0. 1498	0. 1439	0. 0439	0. 0820	0. 2842
Mpdum	28 019	0. 4876	0. 0000	0. 4999	0. 0000	1. 0000
Topfive	16 777	0. 3577	0. 3089	0. 2147	0. 0448	0. 9677
Soe	28 019	0. 4994	0. 0000	0. 5000	0. 0000	1. 0000
After	28 019	0. 6915	1. 0000	0. 4619	0. 0000	1. 0000
Zscore	28 016	5. 7413	3. 2750	7. 8938	0. 0871	56. 9091

(续表)

变量名称	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
DD	28 013	4. 9122	4. 1963	2. 8306	1. 2884	15. 4922
Mkt	28 013	7. 0127	7. 1300	1. 4509	2. 1400	9. 6607
Pc	15 542	0. 4411	0. 0000	0. 4965	0. 0000	1. 0000

从表2可以看出，我国上市公司从上游供应商获得的商业信用占总资产的比重平均为15.73%，商业信用净融资Credit的均值则为4.15%。相比之下，银行短期信贷融资Sdebt的均值为13.03%，银行长期信贷融资Ldebt的均值则为5.31%。这说明我国上市公司商业信用融资是企业的一种重要的融资方式。

## 四、实证结果

### (一) 商业信用融资的结构性变化和替代融资假说

表3给出了模型(1)的回归结果。

表3 商业信用融资的结构性变化和替代融资假说

被解释变量: Credit	(1)	(2)	(3)
After × Soe	0. 0134*** (0. 0033)	0. 0058** (0. 0028)	0. 0057** (0. 0028)
After	-0. 0115*** (0. 0027)	0. 0031 (0. 0033)	
Soe	0. 0019 (0. 0027)		
Sdebt	-0. 1467*** (0. 0068)	-0. 1028*** (0. 0079)	-0. 1045*** (0. 0079)
Ldebt	-0. 1247*** (0. 0076)	-0. 0143 (0. 0092)	-0. 0155* (0. 0093)
CFO	0. 1839*** (0. 0112)	0. 1310*** (0. 0097)	0. 1324*** (0. 0098)
Size	0. 0233*** (0. 0008)	0. 0054*** (0. 0014)	0. 0072*** (0. 0015)
MTB	-0. 0039*** (0. 0004)	-0. 0009** (0. 0004)	0. 0003 (0. 0005)

(续表)

被解释变量: Credit	(1)	(2)	(3)
ROA	-0.1975*** (0.0137)	-0.1084*** (0.0132)	-0.1140*** (0.0134)
Osrev	-0.0048 (0.0039)	-0.0357*** (0.0056)	-0.0370*** (0.0056)
Imcredit	0.8063*** (0.0117)	0.7161*** (0.0176)	0.6743*** (0.0191)
Age	0.0017*** (0.0001)	0.0038*** (0.0004)	
GDP	0.4387*** (0.0442)	0.4167*** (0.0362)	
M2grow	0.1285*** (0.0192)	0.0974*** (0.0178)	
Constant	-0.5275*** (0.0181)		
个体固定效应	不控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	不控制	控制
Observations	27 838	27 647	27 647
R-squared	0.3652	0.7166	0.7177

注: 括号中为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著。

从表 3 第(1)列回归结果可以看出, 在不控制个体固定效应和年份固定效应的情况下, *Soe* 的系数不显著, 而 *After* × *Soe* 的系数显著为正。这说明 2008 年后国企的商业信用融资开始显著大于私企。第(2)列与第(3)列的回归结果显示, 在控制企业的个体固定效应和年份固定效应之后, *After* × *Soe* 的系数仍然在 5% 水平下显著为正。这一结果与我们在图 1 中观察到的现象一致, 说明近年来我国商业信用融资在总量上的增加并未主要流向私营企业, 而是大都流向了国有企业。此外, 对比第(1)列和后两列可以发现, 在控制个体固定效应之后回归的拟合优度从 36.52% 上升到了 71.66%, 这说明随时间不变的个体固定效应具有较强的解释力度, 为此我们在后文的回归中都加入了个体固定效应。从经济意义上讲, 2008 年后国有企业相对于私营企业的商业信用融资上升了 0.57%, 这一数值相对于全样本中商业信用融资占总资产 4.15% 的比重而言具有相当大的经济显著性。

控制变量的回归结果显示, 银行信贷的系数为负, 反映出银行信贷融资与商业信用融资的替代关系。企业资产规模和年龄的系数均显著为正, 反映

出企业商业信用融资与市场地位的正相关关系。市值账面比的系数显著为负，则反映出成长性好的企业得到的商业信用融资反而越少，这很可能是高成长性企业违约风险较大的结果。企业经营现金流的系数显著为正，这可能是由于流动性较好的企业更容易获得商业信用融资，也可能是由于经营现金流充裕的企业往往是成熟期企业，市场地位较高。而盈利能力的系数显著为负，则很可能是由于高盈利更容易获得相对便宜的银行信贷，因而较少使用商业信用融资所致。海外业务收入占比越高，企业商业信用净融资越少，这可能是由于出口企业为了增强竞争力更多使用应收项目增加销售的缘故，也可能是因为2008年后出口企业风险上升因而更难得到上游商业信用所致。

总体来看，表3的回归结果确认了图1的发现，也部分验证了假设1的结论，即2008年以来，国有企业的商业信用融资相对私营企业出现了显著的上升。在银行信贷进一步向国有企业倾斜的背景下，私营企业并没有通过增加对商业信用的使用来代替银行短期信贷的减少。<sup>13</sup>因此，替代融资假说无法解释2008年以来我国私营企业商业信用融资的相对下降。

## （二）商业信用融资的结构性变化和买方市场假说

模型（2）考察了商业信用融资的变化与企业市场地位的关系。回归结果见表4。

表4 商业信用融资的结构性变化和买方市场假说

被解释变量：	Mpdum			Top five		
	Credit	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
After × Soe × Mp	-0.0037 (0.0056)	-0.0042 (0.0056)	-0.0013 (0.0060)	-0.0235 (0.0193)	-0.0215 (0.0193)	-0.0221 (0.0208)
After × Soe	0.0108*** (0.0040)	0.0110*** (0.0040)	0.0103** (0.0043)	0.0133* (0.0078)	0.0123 (0.0078)	0.0147* (0.0081)
Soe × Mp	0.0059 (0.0055)	0.0050 (0.0055)	0.0048 (0.0058)	-0.0003 (0.0188)	0.0001 (0.0187)	0.0067 (0.0197)
After × Mp	-0.0176*** (0.0046)	-0.0179*** (0.0046)	-0.0172** (0.0048)	0.0405** (0.0160)	0.0385** (0.0160)	0.0432*** (0.0168)
Mp	0.0263*** (0.0045)	0.0263*** (0.0045)	0.0243*** (0.0047)	-0.0202 (0.0160)	-0.0194 (0.0160)	-0.0219 (0.0164)
After	0.0104*** (0.0039)			-0.0076 (0.0071)		

<sup>13</sup> 钟宁桦等（2016）和王宇伟等（2018）都发现2008年后我国的银行信贷进一步向国有企业倾斜。在本文的稳健性检验中，我们再次确认了2008年后银行信贷向国有企业倾斜的事实。

(续表)

被解释变量： <i>Credit</i>	<i>Mpdum</i>			<i>Topfive</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
Observations	27 647	27 647	25 177	16 477	16 477	15 284
R-squared	0.7187	0.7197	0.7214	0.7537	0.7545	0.7610

注：括号中为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著。

表 4 共分为六列，其中前三列采用企业销售额占行业之和的比重相对于行业中位数的相对大小 (*Mpdum*) 衡量企业的市场地位，后三列则采用企业前五大供应商采购额占总采购额的比重 (*Topfive*) 度量企业市场地位的高低。为了保证回归结果的稳健性，我们在第 (3) 列和第 (6) 列的回归中剔除了公共事业行业的观测以及行业内上市公司数量小于等于 2 的观测。可以看出，无论采用哪种方式度量企业的市场地位，*After* × *Soe* × *Mp* 的系数都不显著。这一发现再次验证了假设 1 的结论，说明基于供应商竞争和促销的买方市场假说同样无法解释 2008 年以来国有企业商业信用融资的相对上升。

### (三) 财务状况、隐性担保和违约风险假说

表 5 和表 6 分别给出了模型 (3) 和模型 (4) 的回归结果。

表 5 商业信用融资的结构性变化和违约风险假说——财务状况渠道

被解释变量： <i>Credit</i>	<i>DD</i>		<i>Zscore</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>After</i> × <i>Soe</i> × <i>Finan</i>	-0.0011 (0.0009)	-0.0012 (0.0009)	-0.0007* (0.0004)	-0.0007* (0.0004)
<i>After</i> × <i>Soe</i>	0.0088 (0.0054)	0.0085 (0.0054)	0.0064* (0.0035)	0.0066* (0.0035)
<i>Soe</i> × <i>Finan</i>	0.0001 (0.0008)	0.0002 (0.0008)	-0.0001 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)
<i>After</i> × <i>Finan</i>	-0.0025*** (0.0007)	-0.0035*** (0.0008)	-0.0011*** (0.0003)	-0.0009*** (0.0003)
<i>Finan</i>	-0.0018** (0.0007)	-0.0023*** (0.0007)	-0.0007** (0.0003)	-0.0010*** (0.0003)

(续表)

被解释变量: Credit	DD		Zscore	
	(1)	(2)	(3)	(4)
After	0.0149*** (0.0048)		0.0059 (0.0036)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	不控制	控制
Observations	27 642	27 642	27 645	27 645
R-squared	0.7194	0.7217	0.7202	0.7218

注: 括号中为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的水平下显著。

表5共分为四列,前两列采用了Merton(1974)模型中的违约距离DD度量企业的流动性风险,后两列则采用了Altman(1968)的Z指数(Zscore)度量企业的违约风险。从前两列的回归系数可以看出,After×Soe×Finan的系数均不显著。这说明2008年后国有企业商业信用融资的上升幅度并不会随着国有企业违约风险的增加而发生显著变化,从而与假设2a不符。而表5后两列中After×Soe×Finan的系数为负,且在控制年份固定效应后在10%水平下显著,这说明国企商业信用融资的相对上升主要发生在风险相对较高的国有企业中(Zscore数值越小说明企业的违约风险越高)。这一结果与假设2a的预测相反。总体上看,表5的回归结果不支持假设2a的预测。

表6 商业信用融资的结构性变化和违约风险假说——隐性担保渠道

被解释变量: Credit	(1)	(2)
After×Soe×Mkt	-0.0041*** (0.0015)	-0.0043*** (0.0015)
After×Soe	0.0339*** (0.0106)	0.0351*** (0.0106)
After×Mkt	-0.0026** (0.0011)	-0.0028*** (0.0011)
Soe×Mkt	0.0061*** (0.0018)	0.0059*** (0.0019)
Mkt	0.0006 (0.0017)	0.0050*** (0.0019)
After	0.0270*** (0.0086)	

(续表)

被解释变量: Credit	(1)	(2)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制
Observations	27 642	27 642
R-squared	0.7170	0.7183

注: 括号中为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著。

从表 6 可以看出, 无论是否控制年份固定效应,  $After \times Soe \times Mkt$  的系数都为负且在 1% 水平下显著。这说明 2008 年以来国有企业商业信用融资的相对上升在政府隐性担保更强的地区表现得更加明显 ( $Mkt$  为反向指数, 其数值越小说明政府隐性担保越强), 从而验证了假设 2b 的预测。为了增加这一结论的可靠性, 我们还在稳健性检验中采用了三个其他指标度量政府隐性担保的强弱, 结果发现回归结果都是稳健的。

#### (四) 进一步的讨论

1. 商业信用的分解——国企商业信用融资的相对上升主要来自上游还是下游?

为了进一步考察国企商业信用的相对上升主要来自上游商业信用还是下游商业信用, 我们分别对上下游商业信用进行了回归, 结果见表 7。

表 7 上游商业信用与下游商业信用的相对变化

	Up_credit	Up_credit	Down_credit	Down_credit
	(1)	(2)	(3)	(4)
$After \times Soe$	0.0173*** (0.0023)	0.0176*** (0.0023)	0.0124*** (0.0020)	0.0129*** (0.0020)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	不控制	控制
Observations	27 647	27 647	27 647	27 647
R-squared	0.7278	0.7283	0.7322	0.7333

注: 括号中为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著。

从表 7 可以看出, 2008 年后国企无论是获得的上游商业信用, 还是给予下游的商业信用都相对私企出现了明显的上升。这说明表 3 所观察到的国企净商业信用的相对上升趋势主要来自上游供应商给予国有企业商业信用更大幅度的增加, 而非国有企业对下游客户商业信用的供给收缩。

## 2. 横截面差异和经济后果

表8给出了不同规模和地区企业子样本商业信用融资相对变化的回归结果。<sup>14</sup>

**表8 商业信用相对变化的横截面差异**

被解释变量: Credit	资产规模大	资产规模小	中西部省份	东部省份
	(1)	(2)	(3)	(4)
After × Soe	0.0122*** (0.0042)	0.0045 (0.0047)	0.0148*** (0.0045)	0.0006 (0.0036)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	14 032	13 289	8 996	18 651
R-squared	0.7809	0.7030	0.7046	0.7253

注: 括号中为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的水平下显著。

从表8可以看出,只有在资产规模较大以及中西部的子样本中, After × Soe 的系数显著为正。这说明, 2008年以来国有企业商业信用融资的相对上升主要发生在资产规模较大的国有企业和中西部地区的国有企业。

在表8的基础上, 我们进一步考察了横截面上国有企业商业信用融资的增加是否会带来企业业绩的改善, 回归结果见表9。

**表9 企业业绩的结构性变化**

被解释变量: ROA	资产规模大	资产规模小	中西部省份	东部省份
	(1)	(2)	(3)	(4)
After × Soe	-0.0026 (0.0021)	-0.0023 (0.0028)	-0.0047* (0.0026)	-0.0004 (0.0019)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	14 032	13 289	8 996	18 651
R-squared	0.6136	0.5149	0.4966	0.5138

注: 括号中为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的水平下显著。

表9的因变量为企业的ROA, 控制变量的选择则参考了饶品贵和姜国华(2013)。从表9可以看出, 在资产规模较大和中西部的子样本中, After ×

<sup>14</sup> 资产规模大小采用行业-年份资产中位数进行划分, 地区划分标准则采用国家统计局2011年出台的《东西中部和东北地区划分方法》。为了降低子样本数量, 我们将中部与西部合并为中西部地区, 而将东部以及东北合并为东部地区。由于东北地区企业数量相对较少, 因此不将其并入东部地区并不会对回归结果产生显著的影响。

*Soe* 的系数均为负，而中西部子样本回归中这一系数甚至在 10% 水平下显著。这说明，尽管大型的和中西部的国有企业在 2008 年后获得了更多的商业信用，但这些国有企业的业绩并未出现明显的改善，甚至在一定程度上出现明显的恶化。

### (五) 其他可能的解释

#### 1. 政治关联的影响<sup>15</sup>

除了所有制特征以外，企业家的政治关联也有助于企业获得优惠（吴文峰等，2009）。为此，我们根据企业董事会成员是否正在或曾经在政府部门任职建立了政治关联变量 *Pc*，考察 2008 年后拥有政治关联的企业是否相对没有政治关联的企业获得了更多的商业信用，结果见表 10。

表 10 政治关联和商业信用的结构性变化

被解释变量： <i>Credit</i>	全样本		
	(1)	(2)	(3)
<i>After</i> × <i>Pc</i>	-0.0029 (0.0035)	-0.0057 (0.0061)	-0.0017 (0.0043)
<i>Pc</i>	0.0009 (0.0032)	0.0028 (0.0056)	-0.0000 (0.0038)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
Observations	15 149	7 748	7 401
R-squared	0.7337	0.7247	0.7305

注：括号中为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著。

表 10 的结果说明，无论在全样本还是私营企业内部，董事会成员的政治关联都没有帮助企业获得更多的商业信用。为此，政治关联假说无法解释国企商业信用的相对上升。

#### 2. 关键战略性行业的“经济制高点”假说<sup>16</sup>

Huang et al. (2017) 认为，中央政府会通过直接监管而非分权的方式保证对关键战略性行业的控制，以掌控经济的制高点。根据这一假说，国企商业信用融资的上升可能只是“做大做强”的战略方针在企业融资层面的自然反映。为了区分这两种假说，我们根据企业所在行业将样本分为关键战略性

<sup>15</sup> 感谢匿名审稿人的建议。

<sup>16</sup> 感谢匿名审稿人的建议。

行业与非战略性行业两个子样本，分别进行回归。<sup>17</sup> 回归结果见表 11。

表 11 战略性行业的“经济制高点”假说

被解释变量: Credit	非战略性行业		战略性行业	
	(1)	(2)		
After × Soe	0.0055*	0.0199*		
	(0.0029)	(0.0114)		
控制变量	控制	控制		
个体固定效应	控制	控制		
年份固定效应	控制	控制		
Observations	25 442	2 205		
R-squared	0.7224	0.6527		

注：括号中为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著。

从表 11 的回归结果可以看出，在非战略性行业  $After \times Soe$  的系数为 0.0055 且在 10% 水平下显著为正，而战略性行业  $After \times Soe$  的系数同样在 10% 水平下显著且其系数高达 0.0199。这一结果有两层含义，第一，非战略性行业国企商业信用的相对上升说明国有企业商业信用融资的相对上升不能完全由经济制高点假说所解释。第二，战略性行业更大的上升幅度说明在“做大做强”的改革方向下，战略性行业国企的商业信用融资确实增加得更加明显。

### 3. 国企侵占假说

第三个可能存在的解释在于国企对供应商货款主动和长期的拖欠。为了检验这一假说，我们分析了商业信用的账龄，具体结果见表 12 和表 13。<sup>18</sup>

表 12 应付账款账龄的分布

账龄(年)	2008 年之前			2008 年之后			DID
	国企	私企	Diff	国企	私企	Diff	
<1	86.2363	85.4067	0.8296	83.6574	81.1681	2.4893***	1.6597*
1—2	7.9359	7.8876	0.0483	8.4216	8.4382	-0.0167	-0.0650
2—3	2.8348	3.3323	-0.4975*	3.0224	3.3710	-0.3486*	0.1489
>3	4.5477	6.4068	-1.8591***	5.0197	8.0926	-3.0729***	-1.2138

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著。

<sup>17</sup> 我们将水的生产与供应、燃气生产与供应、电力、热力生产与供应、石油加工、炼焦及核燃料加工、石油和天然开采、铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造、电信、广播、电视和卫星传输服务等七个行业归为战略性行业，而将其他行业归为非战略性行业。

<sup>18</sup> 考虑到新上市企业对样本构成的影响，我们剔除了 2008 年之后上市的企业样本。

从表 12 可以看出，2008 年后国企一年以内应付账款比例相对私营企业出现了显著的上升。另一方面，私企三年以上应付账款的上升幅度却更大。这说明，国企并未更明显地通过延长对其货款的支付期限来占用供应商的资金。

表 13 应收账款账龄的分布

账龄(年)	2008 年之前			2008 年之后			DID
	国企	私企	Diff	国企	私企	Diff	
<1	72.9726	71.7779	1.1947**	76.6728	78.0181	-1.3452*	-2.5399***
1-2	9.7631	10.5832	-0.8201***	6.3191	6.9332	-0.6141*	0.2060
2-3	5.2388	5.5913	-0.3525*	2.9035	3.3705	-0.4670*	-0.1145
>3	12.0255	12.0477	-0.0221	14.1046	11.6783	2.4264***	2.4485***

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著。

在应收账款方面，虽然国企一年以内应收账款的比重相对私营企业下降 2.54%，而三年以上应收账款的比重则上升了 2.45%。这说明是私企而非国企在 2008 年后更显著地加大了对于应收账款的回收力度。综合表 12 和表 13，我们同样没有找到国有企业通过延长付款期限和加快货款回收来主动增加对供应商资金占用的证据。

#### (六) 稳健性检验

本文主要考虑了四个方面的稳健性检验。<sup>19</sup>第一个方面的稳健性检验在于政府隐性担保的度量上，我们从企业是否获得政府补贴、企业在地方经济中的重要性以及企业承担的政策负担三个层面度量政府的隐性担保，结果发现回归结果都是稳健的。

第二个方面的稳健性检验在于“四万亿”经济刺激计划的短期冲击。我们发现，在经济刺激计划结束后，国企的商业信用融资相对私企出现了进一步的上升，这排除了“四万亿”刺激计划短期冲击的解释。

第三个方面的稳健性检验在于验证企业信贷融资的变化。在对表 3 回归内容的解读中，我们只是通过引用相关文献的发现证明国有企业的信贷融资在 2008 年以来也相对私营企业出现了显著的增加。为了保证结论的稳健性，我们对这一观点进行了实证检验，发现 2008 年后国企的信贷融资确实相对私企出现了显著的上升。

第四个方面的稳健性检验在于新上市样本的冲击。为了防止回归结果来源于虚拟变量划分的时间节点前后样本构成的变化，我们剔除了所有在 2008 年后上市企业的观测，结果发现结果依然稳健。

<sup>19</sup> 由于篇幅所限，我们并未报告稳健性检验的表格，有兴趣的读者可联系作者索取。

## 五、结论和启示

2008年全球金融危机以来，中国非金融企业的债务水平迅速上升。大量学者从信贷融资的角度分析了这一现象及其背后的成因。采用1998—2017年中国上市公司的数据，我们考察了企业另一种重要的融资形式——商业信用融资。研究发现，2008年以来国企获得的商业信用相对私企显著上升，且这一相对上升无法被私企的替代融资需求、国企的市场地位以及财务状况所解释，但会随着企业政府隐性担保的增强而上升。在这一基础上，我们对商业信用进行了分解，结果发现国有企业商业信用净融资的相对上升主要是由于其收到了更多的上游商业信用（应付项目），而非给予了更少的下游商业信用（应收项目）。而在横截面上，尽管大型的、中西部省份的国企商业信用上升得更加明显，但这些国企的业绩却并未出现明显的改善。在银行信贷进一步向国有企业倾斜的背景下，商业信用不但没有对银行信贷体系形成有效的补充，反而同样表现出对国有企业的明显倾斜，这是2008年以来我国企业债务结构性问题的重要成因之一。

本文的发现主要有两个方面的启示。首先，虽然从结构性的视角认识中国企业的债务问题已经成为一个共识，但对这一结构性问题成因的探讨却主要集中于银行信贷的领域。本文的研究则说明，在考察中国企业债务的结构性问题时，不能仅仅考虑银行信贷的影响，还应该考虑商业信用等非正式融资可得性对企业杠杆率的结构性影响。国有企业隐性担保的存在除了导致金融机构的信贷歧视外，还会降低上游供应商为下游私营企业提供商业信用的意愿，从而大大弱化了商业信用作为重要的资金漏损和二次分配渠道对资源配置效率的改善作用。由于中小私营企业对于商业信用融资的依赖程度远大于上市公司，因此本文的实证结果很可能低估这一影响。为此，破除政府对竞争性领域国有企业的隐性担保和硬化国有企业的预算软约束不但有助于提高正式融资渠道资金的配置效率，还有助于私营企业提高商业信用融资的可得性，从而在银行风险偏好较低和货币政策传导不畅的情况下从非正式融资的渠道缓解中小企业的融资困境。其次，虽然上游企业在提供商业信用时承担了下游企业拖欠货款的风险，但商业信用往往被认为是安全且易于变现的类现金资产，相关研究也着重于考察商业信用与银行信贷之间的替代作用，而忽略了商业信用融资可得性受宏观环境和企业风险的影响。这些问题都值得进一步的研究和探讨。

## 参 考 文 献

- [1] Altman E. I., "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy", *Journal of Finance*, 1968, 23 (4), 589-609.
- [2] Barrot, J. N., "Trade Credit and Industry Dynamics: Evidence from Trucking Firms", *Journal of Finance*, 2016, 71 (5), 1975-2016.
- [3] Bernanke, B. S., and M. Gertler, "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *American Economic Review*, 1989, 79 (1), 14-31.
- [4] Borisova, G., V. Fotak, K. Holland, and W. L. Megginson, "Government Ownership and The Cost of Debt: Evidence from Government Investments in Publicly Traded Firms", *Journal of Financial Economics*, 2015, 118 (1), 168-191.
- [5] 陈胜蓝、马慧, "贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据",《管理世界》, 2018 年第 11 期, 第 108—120 页。
- [6] Chod, J., E. Lyandres, and S. A. Yang, "Trade Credit and Supplier Competition", *Journal of Financial Economics*, 2019, 131 (2), 484-505.
- [7] Cong, L. W., H. Gao, J. Ponticelli, and X. Yang, "Credit Allocation under Economic Stimulus: Evidence from China", Working Paper, 2018.
- [8] Cunat, V., "Trade Credit: Suppliers as Debt Collectors and Insurance Providers", *Review of Financial Studies*, 2006, 20 (2), 491-527.
- [9] Deng, Y. H., R. Morck, J. Wu, and B. Yeung, "China's Pseudo-Monetary Policy", *Review of Finance*, 2015, 19 (1), 55-93.
- [10] Fabbri, D., and A. M. C. Menichini, "Trade Credit, Collateral Liquidation, and Borrowing Constraints", *Journal of Financial Economics*, 2010, 96 (3), 413-432.
- [11] Fisman, R., and I. Love, "Trade Credit, Financial Intermediary Development, and Industry Growth", *Journal of Finance*, 2003, 58 (1), 353-374.
- [12] Ge, Y., and J. Qiu, "Financial Development, Bank Discrimination and Trade Credit", *Journal of Banking & Finance*, 2007, 31 (2), 513-530.
- [13] 胡悦、吴文峰, "逆转的杠杆率剪刀差——国企加杠杆还是私企去杠杆",《财经研究》, 2019 年第 5 期, 第 44—57 页。
- [14] 黄兴李、邓路、曲悠, "货币政策、商业信用与公司投资行为",《会计研究》, 2016 年第 2 期, 第 58—65 页。
- [15] Huang, Z., L. Li, G. Ma,, and L. C. Xu, "Hayek, Local Information, and Commanding Heights: Decentralizing State-Owned Enterprises in China", *American Economic Review*, 2017, 107 (8), 2455-78.
- [16] 纪敏、严宝玉、李宏瑾, "杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验",《金融研究》, 2017 年第 2 期, 第 15—29 页。
- [17] 廖冠民、沈红波, "国有企业的政策性负担: 动因、后果及治理",《中国工业经济》, 2014 年第 6 期, 第 98—110 页。
- [18] 林毅夫、李永军, "中小金融机构发展与中小企业融资",《经济研究》, 2001 年第 1 期, 第 10—18 页。
- [19] 林毅夫、李志贊, "政策性负担、道德风险与预算软约束",《经济研究》, 2004 年第 2 期, 第 17—27 页。

- [20] 刘树成，“民间投资增速严重下滑与宏观经济波动”，《中国工业经济》，2016年第11期，第5—12页。
- [21] Love, I., L. A. Preve, and V. Sarria-Allende, “Trade Credit and Bank Credit: Evidence from Recent Financial Crises”, *Journal of Financial Economics*, 2007, 83 (2), 453-469.
- [22] Love, I., and R. Zaidi, “Trade Credit, Bank Credit and Financial Crisis”, *International Review of Finance*, 2010, 10 (1), 125-147.
- [23] 卢峰、姚洋，“金融压抑下的法治、金融发展和经济增长”，《中国社会科学》，2004年第1期，第42—55页。
- [24] 陆正飞、杨德明，“商业信用：替代性融资，还是买方市场？”，《管理世界》，2011年第4期，第6—14页。
- [25] 马文超、胡思玥，“货币政策、信贷渠道与资本结构”，《会计研究》，2012年第11期，第39—48页。
- [26] McMillan, J., and C. Woodruff, “The Central Role of Entrepreneurs in Transition Economies”, *Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16 (3), 153-170.
- [27] Merton, R. C., “On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates”, *Journal of Finance*, 1974, 29 (2), 449-470.
- [28] Ng, C. K., J. K. Smith, and R. L. Smith, “Evidence on The Determinants of Credit Terms Used in Interfirm Trade”, *Journal of Finance*, 1999, 54 (3), 1109-1129.
- [29] Petersen, M. A., and R. G. Rajan, “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *Journal of Finance*, 1994, 49 (1), 3-37.
- [30] Petersen, M. A., and R. G. Rajan, “Trade Credit: Theories and Evidence”, *Review of Financial Studies*, 1997, 10 (3), 661-691.
- [31] 饶品贵、姜国华，“货币政策、信贷资源配置与企业业绩”，《管理世界》，2013年第3期，第12—22页。
- [32] 谭伟强，“商业信用：基于企业融资动机的实证研究”，《南方经济》，2006年第12期，第52—62页。
- [33] Van Horen, N., “Trade Credit as a Competitiveness Tool: Evidence from Developing Countries”, Working Paper, 2005
- [34] 王小鲁、樊纲、余静文，《中国分省份市场化指数报告》。北京：社会科学文献出版社，2016年。
- [35] 汪勇、马新彬、周俊仰，“货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角”，《金融研究》，2018年第5期，第51—68页。
- [36] 王宇伟、盛天翔、周耿，“宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率”，《金融研究》，2018年第1期，第36—52页。
- [37] 吴秋生、独正元，“混合所有制改革程度、政府隐性担保与国企过度负债”，《经济管理》，2019年第8期，第162—177页。
- [38] Wu, W., O. M. Rui, and C. Wu, “Trade Credit, Cash Holdings, and Financial Deepening: Evidence from a Transitional Economy”, *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36 (11), 2868-2883.
- [39] 吴文锋、吴冲锋、芮萌，“中国上市公司高管的政府背景与税收优惠”，《管理世界》，2009年第3期，第134—142页。
- [40] 张新民、王珏、祝继高，“市场地位、商业信用与企业经营性融资”，《会计研究》，2012年第8期，第58—65页。
- [41] 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林，“我国企业债务的结构性问题”，《经济研究》，2016年第7期，第102—117页。

# Trade Credit Financing and Structural Problem of China's Corporate Debt

YUE HU

(*East China University of Science and Technology*)

WENFENG WU\*

(*Shanghai Jiao Tong University*)

**Abstract** Using the data of Chinese listed companies from 1998 to 2017, we find that suppliers are more inclined to provide trade credit to state-owned enterprises (SOEs) with implicit government guarantees since 2008, which leads to a relative increase of SOEs' trade credit financing. Cross-sectionally, SOEs that are larger or in central-western China experience a more significant increase of trade credit financing while no performance improvement can be observed. Under the background that bank credit is further tilted to SOEs, trade credit is also tilted to SOEs, which is an important factor of structural problems of corporate debt since 2008.

**Keywords** trade credit, state-owned enterprises, implicit government guarantee

**JEL Classification** L33, G32, G11

---

\* Corresponding Author: Wenfeng Wu, Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Xuhui District, Shanghai 200030, China; Tel: 86-13585753355; E-mail: wfwu@sjtu.edu.cn.