

政务诚信建设与商业信用供给研究^{*}

曾祥金 位晓琳

摘要: 本文基于2016年国务院清理政府欠款专项督导行动,结合2011—2022年中国A股上市公司半年度数据,使用双重差分法实证分析了政务诚信建设对民营企业商业信用供给的影响。研究发现,政务诚信建设使民营企业商业信用供给增加10.53%。机制分析表明,政务诚信建设通过促进内源融资和降低预期成本两条渠道,使民营企业商业信用供给增加。异质性分析表明,政务诚信建设对民营企业商业信用供给的促进效应在外源性融资约束较小、盈利能力较强与短期偿债能力较好的企业中更强。进一步分析发现,政务诚信建设还会促进民营企业增加长期商业信用供给,优化商业信用供给的期限结构。

关键词: 政务诚信建设 商业信用 内源融资 期限结构 欠款清理

中图分类号: F275 F812 **JEL 分类号:** G39 H81

一、引言

党的二十大报告在“构建高水平社会主义市场经济体制”时明确要求,要“提高直接融资比重”。商业信用作为主要的直接融资渠道,承担着提高直接融资占比、扩大市场交易活动以及促进供应链循环稳定的重要任务。^①然而,深受违约失信的困扰,中国民营企业商业信用供给的水平有待进一步提高。中华全国工商业联合会(以下简称“全国工商联”)于2023年发布的关于民营企业评营商环境的调查显示,2022年被拖欠应收款项的民营企业占比达到50%。^②违约失信会削弱民营企业提供商业信用的能力和意愿,是制约提高直接融资比重的堵点问题。因此,要促进商业信用发展、提高直接融资比重,就必须加强诚信建设,完善社会信用体系。

政务诚信是社会信用体系建设的重点领域,清理政府拖欠民营企业款项是政务诚信建设的重要内容。2023年7月中共中央、国务院出台的《关于促进民营经济发展壮大的意见》中强调,要“完善政府诚信履约机制,建立健全政务失信记录和惩戒制度,将机关、事业单位的违约毁约、拖欠账款、拒不履行司法裁判等失信信息纳入全国信用信息共享平台”。2024年5月国家发展和改革委员会(以下简称“国家发展改革委”)办公厅印发的《2024—2025年社会信用体系建设行动计划》更是明确将“发挥信用助力清理

^{*} 曾祥金,中国人民大学劳动人事学院, E-mail: zxyjbb@163.com; 位晓琳(通信作者),江西财经大学经济学院, E-mail: weixl1207@126.com。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。

^① 根据中国人民银行对直接融资的定义,商业信用、企业发行股票和债券,以及企业之间、个人之间的直接借贷,均属直接融资。参见:“直接融资”词条,中国人民银行网站,2009年2月27日, <http://www.pbc.gov.cn/rmyh/109339/751898/index.html>。

^② 参见:《全国工商联发布2023年度万家民营企业评营商环境主要调查结论》,中华全国工商业联合会,2023年12月18日, https://www.acfic.org.cn/qlyw/202312/t20231228_198819.html。

拖欠企业账款的积极作用”作为“全面推进政务诚信建设”的工作重点。那么,以清理欠款为代表的政务诚信建设能否促进民营企业增加商业信用供给?回答这一问题,对于理解政务诚信建设如何引领商业信用发展,以及如何实现“提高直接融资比重”的政策目标具有重要的理论和现实意义。

早期文献主要围绕商业信用的形成机制进行讨论,认为企业商业信用供给主要出于交易动机(Ferris, 1981; Brennan 等, 1988; Long 等, 1993)和融资动机(Schwartz, 1974; Fisman 和 Love, 2003)。在此基础上,后续研究提出了商业信用的竞争假说,强调企业为扩大市场份额或提升竞争优势而提供信用(Fisman 和 Raturi, 2004; Bougheas 等, 2009)。随着研究的深入,学者们开始关注外部环境对商业信用的影响,例如经济政策(陈胜蓝和刘晓玲, 2018)、货币政策(Altunok 等, 2020)、法律制度(潘越等, 2022)等因素。虽然现有文献基于多种视角分析了商业信用的影响因素,也考虑到政府政策在其中发挥的作用,但是忽略了政府作为重要市场参与者,其在交易过程中的政务诚信对企业商业信用的潜在影响。理论上,政务诚信建设可能通过促进内源融资和降低预期成本两条渠道作用于民营企业商业信用供给。第一,政务诚信建设有助于民营企业收回地方政府欠款,促进内源融资、缓解流动性约束,推动民营企业增加商业信用供给。第二,政务诚信建设可以降低民营企业预期成本,促进其增加商业信用供给。

国务院清理政府欠款专项督导行动是政务诚信建设的代表性政策,本文据此分析政务诚信建设对民营企业商业信用供给的影响。2016年7月,国务院发布《关于进一步做好民间投资有关工作的通知》(以下简称《通知》)^①,派出七个督导组分别前往北京、山东、湖北、辽宁、河南、安徽和青海等省(市)开展清理政府欠款专项督导行动^②,敦促地方政府按时解决拖欠民营企业账款的问题。在专项督导行动实施后,地方政府拖欠民营企业账款的问题得到大幅整改,政务诚信建设取得较大成果。因此,本文将此次督导行动作为准自然实验,运用双重差分模型实证分析政务诚信建设对民营企业商业信用供给的影响与作用机制。

相比于已有研究,本文可能的边际贡献在于:一方面,丰富了政府对商业信用影响的相关文献。在市场经济中,政府既是政策制定者,又是参与市场交易的重要主体。然而,现有文献在分析政府对企业商业信用供给的影响时,大多集中于政策维度,忽视了政府作为市场交易主体的诚信行为对企业商业信用供给的影响。本文发现政务诚信建设可以通过促进内源融资和降低预期成本来推动企业增加商业信用供给,明确了政务诚信对于商业信用发展的重要作用。因此,本文不仅拓展了商业信用影响因素的文献视角,也揭示了政府在商业信用发展中“政策制定者”和“市场参与者”的双重角色。另一方面,本文拓展了政务诚信建设的研究边界。尽管已有文献开始关注地方政府欠款清理对企业商业信用的影响,但大多只是从需求侧出发分析对企业商业信用获取的作用效果(李增福等, 2023)。与此不同,本文从供给侧切入,探讨以地方政府欠款清理为代表的

① 参见:《国务院办公厅关于进一步做好民间投资有关工作的通知》(国办发明电〔2016〕12号, 2016年7月4日, https://www.gov.cn/zhengce/content/2016-07/04/content_5087839.htm)。

② 参见:《国务院派出督导组开展促进民间投资专项督导》,中国政府网,2016年7月28日, https://www.gov.cn/xinwen/2016-07/28/content_5095665.htm。

政务诚信建设如何通过促进内源融资和降低预期成本两条渠道,影响企业商业信用供给。本文的研究视角是对现有文献的有益补充,能够拓展政务诚信建设在推动商业信用发展中的研究边界。

二、政策背景、文献综述与理论分析

(一) 政策背景

为了加强政务诚信建设,国务院于2016年7月发布《通知》,开展清理政府欠款专项督导行动。在《通知》中,国务院明确要求财政部会同有关部门^①部署清理政府拖欠企业款项的专项工作,并派出七个督导组前往北京、山东、湖北、辽宁、河南、安徽和青海等省(市)开展清理政府欠款专项督导行动。此次行动旨在敦促地方政府按时解决拖欠民营企业各类账款的问题,包括拖欠应返保证金、物资采购款与工程款等。

在督导过程中,督导组首先听取地方政府关于清偿欠款工作的情况汇报,摸清存在的拖欠问题;其次,通过实地走访、专题研讨等多种途径向地方政府提出督导意见和工作建议;最后,督导组的工作内容和工作进展由国家发展改革委进行整理汇总,并报告国务院。在专项督导行动的推进下,地方政府迅速清查政府欠款、制订偿还计划。

从督导结果来看,政府拖欠民营企业欠款的问题得到了极大改善。例如,在督导组进驻两个月后,山东省地方政府偿还拖欠工程款共计663亿元,总偿还比例为66%,其中14个县市已全部完成清偿工作。^②至2016年末,山东偿还欠款的总额已达909亿元,总偿还比例升至90.4%,其中3个地级市与83个县市已全部完成清偿工作。可见,此次清理政府欠款专项督导行动效果明显,政府欠款问题得到有效治理,政务诚信建设取得重大突破。

(二) 文献综述

商业信用供给是企业销售产品时延期收取货款而提供给客户的信用。已有研究表明,企业商业信用供给主要基于以下两种动机。一是交易动机,认为商业信用不仅可以降低交易成本(Ferris, 1981)、提供质量保证与减少交易不确定性(Long等, 1993),而且便于供应商对不同信用风险的客户实行价格歧视(Brennan等, 1988)。二是融资动机,强调商业信用能够在银行融资不足的情况下缓解客户的流动性约束(Schwartz, 1974),成为替代性资金来源(Fisman和Love, 2003; 陆正飞和杨德明, 2011)。与金融机构相比,企业提供的商业信用具有以下优势。首先,企业能更快、更低成本地了解客户的信用状况,具有信息获取优势(Petersen和Rajan, 1997)。其次,企业可以通过停止中间商品的供货来强制客户还款,在收回欠款方面具有更强的控制能力(Cunat, 2007)。最后,企业比金融机构能更加有效地处理因客户违约而回收的货物,具有更强的资产清算能力(Frank和Maksimovic, 1998)。在上述动机的基础上,后续研究进一步提出竞争假说。在竞争市场中,提供商业信用是企业吸引客户的手段,有助于维系客户关系甚至扩大市场交易份额(Fisman和Raturi, 2004; Bougheas等, 2009; 江伟等, 2021)。

企业商业信用供给的能力受制于自身的融资状况(Frank和Maksimovic, 1998)。部

① 具体包括国家发展改革委、科学技术部、工业和信息化部、财政部、原国土资源部、住房和城乡建设部以及原银监会。

② 参见:《年关将至,政府应带头“清欠”》,中国经济网,2016年11月2日, http://views.ce.cn/view/ent/201611/02/t20161102_17426018.shtml。

分文献关注外源融资对企业商业信用供给的影响,认为外源融资有助于企业增加商业信用供给。根据融资再分配理论,企业从银行获得信贷资金后,可以通过商业信用将资金分配给那些信用较弱、难以直接获得银行贷款的客户(Jain, 2001; 饶品贵和姜国华, 2013)。创设中期借贷便利(陈胜蓝和王鹤璇, 2023)、外部机构投资者网络(陈子昂和张俊瑞, 2023)、数字化转型(祁怀锦等, 2022)均有助于提高企业信贷融资能力,能够促进企业增加商业信用供给。另一部分文献认为,企业商业信用供给的水平在很大程度上取决于自身的内源融资状况,具体包括内部现金流状况和盈利能力等因素。首先,内部现金流充裕的企业在危机中更有可能增加商业信用供给,在供应链中扮演“融资缓冲器”的角色(Carbo-Valverde 等, 2016)。其次,盈利能力较高的企业更有动力和能力基于客户质量提供商业信用(Cull 等, 2009)。随着营业利润率上升,企业提供给下游客户的商业信用也不断增加(方明月, 2014)。

由此可见,企业增加商业信用供给不仅需要具备一定的动机,而且需要具备较强的融资能力。在此基础上,已有文献开始进一步关注政府对企业商业信用供给的影响。然而,此类文献在分析政府对企业商业信用供给的影响时,大多集中于经济政策(陈胜蓝和刘晓玲, 2018)、货币政策(Altunok 等, 2020)、法律制度(潘越等, 2022)等政策维度,忽视了政府作为市场交易主体的诚信行为对企业商业信用供给的影响。

(三) 理论分析

政府作为重要的市场交易主体,其失信行为不仅会削弱企业的内源融资能力,还会提高企业商业信用供给的预期成本,从而可能导致企业在商业信用决策中更加谨慎。基于此,本文从企业内源融资和预期成本两方面出发,探讨政务诚信建设对企业商业信用供给的作用渠道,并提出相应的研究假设。

内源融资指企业自身经营活动产生的资金,是企业商业信用供给的重要资金来源。相较于从债权人或外部投资者获取资金的外源融资方式,民营企业更加依赖于内源融资方式。这主要是由于民营企业在外源融资过程中普遍面临“融资难、融资贵”的困境,外部融资的高成本和难获得性使其不得不更多依赖于内源融资来满足资金需求。在此情况下,内源融资状况的改善会直接增加民营企业向客户提供商业信用的可能性(Carbo-Valverde 等, 2016)。应收账款回收是内源融资的重要组成部分,企业高效地回收应收账款可以缓解其内源融资约束,向客户提供商业信用的可能性随之增加。

政务失信会导致民营企业无法及时回收应收账款,使得民营企业的内源融资状况变差,进而减少其提供商业信用的可能性。从内源融资周期来看,政务失信会导致民营企业无法及时收回应收账款,其内源融资周期被迫延长,资金周转速度下降。在遭遇政府拖欠行为时,民营企业由于谈判地位较低,难以通过谈判的方式及时回收应收账款,而需等待政府财政资金充足后主动偿还欠款。从内源融资数量来看,民营企业被政府拖欠的数额通常较大,大量应收账款无法收回。这会直接导致民营企业内源融资数量减少、现金流约束增加、资金周转压力上升(叶永卫等, 2023)。总体而言,政务失信会对民营企业的内源融资产生不利影响,从而减少商业信用供给。政务诚信建设有利于民营企业收回被政府拖欠的应收账款,疏通内源融资渠道,进而可能增加民营企业的商业信用供给。作为政务诚信建设的一项重要举措,清理政府欠款专项督导行动是由国务院发起和领导的,可以对地方政府形成较强的行政压力,改善民营企业在追讨地方政府欠款中的弱势地位,有效督促地方政府偿还欠款。随着清理政府欠款专项督导行动的推进,民营

企业能够及时收回地方政府拖欠的应收账款，内源融资周期缩短、数量增加（李增福等，2023）。内源融资状况的改善有助于减少民营企业流动性约束，进而可能增加民营企业的商业信用供给。基于此，本文提出假设 1。

假设 1：政务诚信建设可以促进民营企业内源融资，使得民营企业增加商业信用供给。

企业提供商业信用的决策取决于其对成本与收益的综合权衡（Molina 和 Preve，2012）。只有当商业信用带来的预期收益大于预期成本时，企业才会向客户提供商业信用。企业向客户提供商业信用的收益主要体现在降低交易成本、增强客户黏性、拓展市场份额等多个方面（Ferris，1981；Fisman 和 Raturi，2004；Bougheas 等，2009；江伟等，2021）。企业向客户提供商业信用的成本则体现在资金被占用的机会成本、风险管理成本、催收成本以及潜在的坏账成本等（张铁铸和周红，2009；徐晓萍和李猛，2009）。这些收益和成本的高低会直接影响企业商业信用供给。

政务失信会通过增加企业面临的信用风险和预期成本，减少企业向客户提供商业信用的可能性。政府作为政策制定者和市场交易的重要主体，其拖欠账款的失信行为不仅会直接增加企业的信用风险和坏账成本，还会削弱企业对整体信用环境的信心。预期成本上升，企业提供商业信用的可能性会减少（张铁铸和周红，2009；姜军等，2017），并更倾向于选择现金支付等更为保守的交易方式，最终减少商业信用供给。政务诚信建设通过规范地方政府的履约行为，能够有效降低企业面临的信用风险和预期成本，增加其提供商业信用的可能性。一方面，敦促地方政府履约还款使得企业收回应收账款的概率上升，能够降低企业提供商业信用的坏账成本；另一方面，政务诚信建设能够强化政府的公信力，改善信用环境。在此双重作用下，企业提供商业信用的预期成本进一步减少，在权衡成本收益后会选择增加商业信用供给。基于此，本文提出假设 2。

假设 2：政务诚信建设可以降低预期成本，使得民营企业增加商业信用供给。

三、研究设计

（一）数据来源和处理

为了分析政务诚信建设能否促进民营企业商业信用供给，本文选取中国 A 股民营上市企业 2011—2022 年半年度数据作为样本。由于督导行动旨在帮助民营企业收回政府欠款，且实施时间为 2016 年 7 月，本文研究对象和时间区间的选择可以满足双重差分模型的要求。民营上市企业的数据来自国泰安经济金融研究数据库（CSMAR），该数据库提供了民营上市企业财务数据、资本结构、应收账款明细数据等相关信息。其中，应收账款明细数据（每半年更新）包含企业每笔应收账款所对应的单位名称、期末金额、期末坏账准备金额等信息。根据应收账款单位的具体名称和企业位置信息，能够有效识别出应收账款对象是否为企业注册地的地方政府。基于这一识别结果，本文进一步剔除了被注册地以外的地方政府拖欠应收账款的企业样本，以确保处理组和控制组的划分更加清晰和准确。此外，本文还剔除了原始数据中金融类、经营异常（ST 和 *ST）与财务指标缺失严重的企业样本，并对连续变量进行 1% 的双边缩尾处理。

（二）模型设定与变量说明

清理政府欠款专项督导行动开始于 2016 年 7 月，督导地区为北京、山东、湖北、辽宁、河南、安徽和青海等省（市）。本文借助这一政策冲击，基于双重差分模型实证甄

别政务诚信建设能否促进民营企业商业信用供给，具体计量模型设定如下：

$$TC_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \kappa_s + \eta_k + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， TC 表示企业商业信用供给，是本文的被解释变量。下标 i 为企业， t 为年份。参照颜杰等（2023）的计算方式，本文使用应收账款与应收票据占总资产的比例衡量商业信用供给。

核心解释变量为 $Treat \times post$ 。 $Treat$ 根据民营企业是否位于督导地区生成，将位于督导地区的民营企业视为处理组（ $Treat=1$ ），将位于其他地区的民营企业视为控制组（ $Treat=0$ ）。 $Post$ 为反映政策外生冲击的变量，若样本时间为 2016 年下半年及以后， $Post$ 取值为 1，否则为 0。因此，对于处理组而言， $Treat \times post$ 在 2016 年下半年及以后取值为 1，在 2016 年下半年以前取值为 0。对于控制组而言， $Treat \times post$ 在所有年份均取值为 0。 β_1 是本文重点关注的系数，如果政务诚信建设促进了民营企业商业信用供给， β_1 的系数应该显著为正。

X 为控制变量组，包括企业和地区两个层面的控制变量。其中，企业层面控制变量具体为资产负债率（ Lev ）、资产规模（ $Size$ ）、流动负债（ $Debt$ ）、每股净资产（ BPS ）、前十大股东持股（ $Topten$ ）、营业毛利率（ GPM ）、实际税率（ Tax ）与政府补助（ $Subsidy$ ），涵盖了企业资产负债状况、股权集中度、成长性、纳税状况与政府补助多个方面的特征。地区层面控制变量包括地区经济水平（ $PGDP$ ）与地区财政支出（ Gov ）。此外，本文还控制了个体固定效应 μ_i 、时间固定效应 λ_t 、行业固定效应 κ_s 与城市固定效应 η_k 。 ε_{it} 为残差项。变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	英文简称	变量定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
商业信用供给	TC	应收账款/总资产	40 106	0.152	0.091	0.026	0.321
资产负债率	Lev	总负债/总资产	40 106	0.362	0.196	0.048	0.963
资产规模	$Size$	企业总资产对数	40 106	21.767	1.088	19.485	27.122
流动负债	$Debt$	企业流动负债对数	40 106	20.369	1.462	16.870	25.282
每股净资产	BPS	股东权益总额/普通股股数	40 106	1.750	0.547	0.079	3.193
前十大股东持股	$Topten$	前十大股东持股比例	40 106	0.597	0.151	0.228	0.934
营业毛利率	GPM	1-营业成本/营业收入	40 106	0.324	0.182	-0.026	0.852
实际税率	Tax	所得税费用/税前利润	40 106	0.144	0.088	0.000	0.335
政府补助	$Subsidy$	政府补助/总资产	40 106	0.004	0.007	0.000	0.168
地区经济水平	$PGDP$	人均生产总值对数	40 106	11.315	0.428	9.889	12.156
地区财政支出	Gov	地方财政支出/GDP	40 106	0.177	0.060	0.107	0.643

为了检验本文机制，本文在上述双重差分模型的基础上引入机制变量 M ，构建如下模型：

$$M_{it} = \alpha + \phi_1 Treat_i \times Post_t + \phi_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \kappa_s + \eta_k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

如果模型（2）中系数 ϕ_1 显著且方向符合预期，则说明政务诚信建设对机制变量有显著的影响，作用机制成立。

为了考察政务诚信建设对民营企业商业信用供给的异质性影响，本文进一步在模型（1）的基础上引入分类变量 S 及其与 $Treat \times post$ 的交互项：

$$TC_{it} = \alpha + \gamma_1 Treat_i \times Post_t \times S_{it} + \gamma_2 Treat_i \times Post_t + \gamma_3 S_{it} + \gamma_4 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \kappa_s + \eta_k + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

若模型（3）中 γ_1 系数显著，则可以说明政务诚信建设对民营企业商业信用供给的

影响因分类变量 S 而存在显著差异。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表 2 展示了政务诚信建设对民营企业商业信用供给的双重差分估计结果。其中,第 (1) 列控制了反映企业资产负债状况与股权结构等方面的控制变量以及个体固定效应、时间固定效应与行业固定效应,政务诚信建设对民营企业商业信用供给的回归系数显著为正。在第 (1) 列的基础上,第 (2) 列进一步控制了反映企业成长性、政府补助与纳税状况等方面的控制变量,政务诚信建设对民营企业商业信用供给的回归系数仍显著为正。进一步地,第 (3) 列引入了城市固定效应,政务诚信建设对民营企业商业信用供给的回归系数依然显著为正。第 (4) 列继续加入了反映地区财政和经济发展状况等方面的控制变量,政务诚信建设对民营企业商业信用供给的回归系数在 1% 的水平上显著为正。第 (4) 列 $Treat \times post$ 的系数为 0.016,其经济含义为与非督导地区民营企业相比,政务诚信建设会使督导地区民营企业的商业信用供给显著增加 10.53% ($0.016/0.152$)。这表明政务诚信建设对民营企业商业信用供给具有促进作用。此外,根据第 (4) 列中各个控制变量回归结果,企业资产负债率、资产规模、流动负债、每股净资产、前十大股东持股比例与实际税率均会显著影响民营企业商业信用供给。

表 2 双重差分回归结果

变 量	TC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times post$	0.016 *** (4.254)	0.015 *** (4.054)	0.016 *** (4.111)	0.016 *** (4.185)
Lev	-0.057 *** (-6.065)	-0.057 *** (-6.197)	-0.057 *** (-6.138)	-0.057 *** (-6.146)
$Size$	-0.045 *** (-15.169)	-0.045 *** (-14.152)	-0.045 *** (-14.180)	-0.045 *** (-14.208)
$Debt$	0.034 *** (16.979)	0.033 *** (16.442)	0.033 *** (15.987)	0.033 *** (16.054)
BPS	-0.004 (-1.605)	-0.004 (-1.572)	-0.005 ** (-2.017)	-0.005 ** (-2.024)
$Topten$	0.017 ** (2.067)	0.018 ** (2.244)	0.021 ** (2.508)	0.021 ** (2.501)
GPM		-0.010 (-0.913)	-0.006 (-0.565)	-0.006 (-0.555)
Tax		0.010 ** (1.968)	0.008 * (1.810)	0.008 * (1.807)
$Subsidy$		0.219 (1.598)	0.215 (1.556)	0.212 (1.535)
$PGDP$				0.005 (0.446)
Gov				0.016 (0.388)

(续表)

变 量	TC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Constant</i>	0.468 *** (8.494)	0.465 *** (8.347)	0.457 *** (7.942)	0.404 *** (2.982)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	No	No	Yes	Yes
样本量	40 106	40 106	40 106	40 106
调整 R^2	0.792	0.792	0.793	0.793

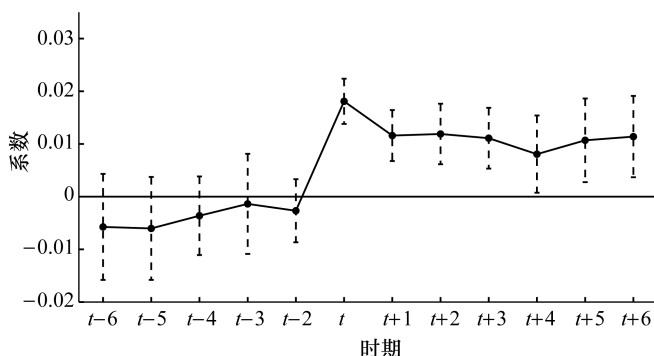
注：*、**与***分别表示在10%、5%与1%的水平上显著，括号中为城市层面聚类稳健的 t 值；后同。

(二) 稳健性分析

(1) 平行趋势检验。双重差分模型估计结果稳健的前提是要通过平行趋势检验。平行趋势假设为，处理组与控制组的变化趋势在政策冲击之前无显著区别。结合本文的研究内容，平行趋势假设要求在清理政府欠款专项督导行动发生前，督导地区与非督导地区民营企业商业信用供给的变化趋势应该保持一致。为了验证平行趋势假设是否成立，本文使用事件分析框架来进行检验，同时将基准时间设置为 $t-1$ 期。相应地，其他时期的估计系数反映的是与 $t-1$ 期相比，民营企业商业信用供给是否存在显著区别。若 t 期之前各个时期的回归系数都不显著，则可以说明双重差分估计结果通过了平行趋势检验。

图1展示了平行趋势检验的估计结果，包含各期估计系数与90%的置信区间。可以发现，图1中 t 期之前各个时期的估计系数均不显著，从而可以证明在清理政府欠款专项督导行动前，民营企业商业信用供给的变化趋势在督导地区与非督导地区之间没有明显的差异，由此通过平行趋势检验。此外，政务诚信建设对民营企业商业信用供给的系数在政策实施当年及以后均显著为正，表明政务诚信建设对民营企业商业信用供给的促进作用具有延续性。从系数大小的变化趋势来看，政策实施当年所产生的效应最强，而后续相对减弱。这说明在发挥专项督导行动清欠作用的同时，政府还应当建立清理政府欠款的常态化机制。

图1 平行趋势检验



注：本图纵轴为回归系数，横轴为时期；其中， $t-6$ 为政策实施前的第6期及之前， $t+6$ 为政策实施后的第6期及之后。

(2) 考虑新冠疫情的影响。由于新冠疫情对企业的生产经营产生了不利冲击，可能对本文的估计结果产生一定干扰。因此，我们删除 2020 年及以后的样本，再次进行稳健性检验。表 3 第 (1) 列为考虑新冠疫情影响后的回归结果。 $Treat \times post$ 系数显著为正，政务诚信建设对民营企业商业信用供给的正向影响仍然显著，说明在考虑新冠疫情的影响后，基准回归结论依然稳健。

(3) PSM-DID。本文可能存在一定的样本选择问题，原因在于国务院派驻督导组的地区或许存在更为严重的政府欠款问题。为了避免样本选择问题，本文使用 PSM-DID 的方法进行稳健性分析。在匹配过程中，本文使用企业和地区两个层面的所有控制变量作为匹配变量，运用 1 对 5 近邻匹配法。在实现倾向得分匹配后，再使用双重差分法对新样本进行回归。PSM-DID 的估计结果如表 3 第 (2) 列所示。第 (2) 列中 $Treat \times post$ 系数为正，并在 1% 的水平上显著。综上，在考虑了样本选择问题后，前文的结论仍然成立，证明了基准回归结果的稳健性。

(4) 考虑政策的时滞性。清理政府欠款专项督导行动虽然在短期内取得了显著的成效，但其影响传导至企业生产经营决策需要较长的过程，对企业商业信用供给的影响可能存在时滞性。为此，本文使用前一期的 $Treat \times post$ 作为解释变量重新进行回归，分析结果如表 3 第 (3) 列所示。其中， $Treat \times post$ 系数显著为正，表明在考虑了政策的时滞性后，政务诚信建设对民营企业商业信用供给的正向影响仍然成立，进一步说明基准回归结论具备稳健性。

表 3 稳健性检验

变 量	TC		
	(1)	(2)	(3)
$Treat \times post$	0.015 *** (3.559)	0.017 *** (4.379)	0.012 *** (3.330)
Constant	0.458 *** (2.748)	0.392 *** (2.663)	0.423 *** (3.145)
控制变量	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	25 021	31 186	40 106
调整 R^2	0.825	0.796	0.792

(5) 排除其他政策的影响。通过对样本时间区间内其他相关政策的梳理，本文主要排除“城投债”治理政策、“减税”政策与“降费”政策对基准结论的干扰。

第一，排除“城投债”治理政策的干扰。随着 2015 年 1 月 1 日新《预算法》的施行，中央对地方政府“城投债”的治理进入新阶段。为了排除“城投债”治理政策的影响，本文首先计算出各地区融资平台有息负债的对数 (GD)^①；其次，生成“城投债”治理政策二值虚拟变量 (Law)，根据新《预算法》的施行时间，该变量在 2015 年上半年及以后取值为 1，2015 年上半年之前取值为 0；最后，将 GD 与 Law 的交互项引入模型 (1)，表 4 第 (1) 列展示了相应回归结果。第 (1) 列中 $Treat \times post$ 系数仍显著为正，说明在纳入了“城投债”治理政策的影响后，政务诚信建设仍对民营企业商业信用供给具有显著的促进作用，证明了基准结论的稳健性。

① 其中，融资平台有息负债数据由融资平台公司资产负债表相关科目加总得出。相关科目具体包括应付债券、应付票据、长期借款、一年内到期的长期负债、短期借款、应付短期债券与其他流动负债等。

第二，排除“减税”政策的干扰。自2017年7月1日起，财政部和国家税务总局简并增值税税率结构，取消了13%的增值税税率。“减税”政策减轻了企业税收负担，对企业生产经营具有重要影响。为了控制政府“减税”政策的影响，本文生成“减税”政策二值虚拟变量（*Taxreduc*）。该变量在2017年下半年及以后取值为1，2017年下半年之前取值为0。之后，我们将*Taxreduc*与企业实际税率（*Tax*）的交互项作为控制变量引入模型（1），表4第（2）列展示了对应回归结果。第（2）列中*Treat*×*post*系数依然显著为正，表明在考虑“减税”政策的影响后，政务诚信建设仍可以显著促进民营企业商业信用供给，证明了基准结论的稳健性。

第三，排除“降费”政策的干扰。社保缴费负担是影响企业经营成本的重要因素。为了减轻企业负担，国务院实行了“降费”政策，包括降低企业社会保险法定缴费率。2015年以来，社保部门曾经多次下调企业社会保险法定缴费率，在减少企业用工成本和经营负担方面发挥了重要作用。^①为了控制政府“降费”政策的影响，本文首先从应付职工薪酬明细数据中手工筛选出社会保险缴费科目和工资（奖金、津贴和补贴）科目，通过计算二者的比值得出企业社会保险实际缴费率（*Fee*）；其次，生成“降费”政策二值虚拟变量（*Feereduc*），该变量在2015年上半年及以后取值为1，2015年上半年之前取值为0；最后，将*Fee*与*Feereduc*的交互项作为控制变量引入模型（1），表4第（3）列展示了对应回归结果。第（3）列中*Treat*×*post*系数仍显著为正，说明在排除了“降费”政策的影响后，政务诚信建设仍对民营企业商业信用供给具有显著的正向影响，验证了基准回归结果的稳健性。

（6）排除其他替代性解释。在《通知》中，除清理地方政府欠款政策以外，还包括行政审批、筹资费用、税收优惠和政府摊派等政策内容。这些政策可能会成为分析政务诚信建设影响民营企业商业信用供给的混淆因素。为了控制这些政策内容的潜在影响，本文选取相应的代理变量加以控制。具体而言，在行政审批方面，本文根据地方政府是否成立行政审批局进行度量，并生成二值虚拟变量*Admin*，若地方政府当年已成立行政审批局，该变量取值为1，否则取值为0；在筹资费用方面，通过计算企业财务费用与主营业务收入的比值生成连续变量*Cost*，该值越大说明筹资费用成本越高；在税收优惠方面，将企业当年收到的税费返还除以主营业务收入，进而得到连续变量*Refund*，该变量数值越大说明企业税收优惠力度越大；在政府摊派方面，使用企业业务招待费支出占主营业务收入的比值进行度量，生成连续变量*Serve*，该值越大表明政府摊派越严重。随后，本文将这些变量作为控制变量同时加入模型（1）中，用以控制行政审批、筹资费用、税收优惠和政府摊派等政策内容的潜在影响，回归结果如表4第（4）列所示。结果表明，在控制了《通知》中其他政策内容以后，政务诚信建设对民营企业商业信用供给仍存在显著的正向影响，验证了基准结论的稳健性。

表4 考虑其他政策和替代性解释

变 量	<i>TC</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>post</i>	0.017 *** (4.329)	0.016 *** (4.150)	0.015 *** (3.881)	0.015 *** (4.193)

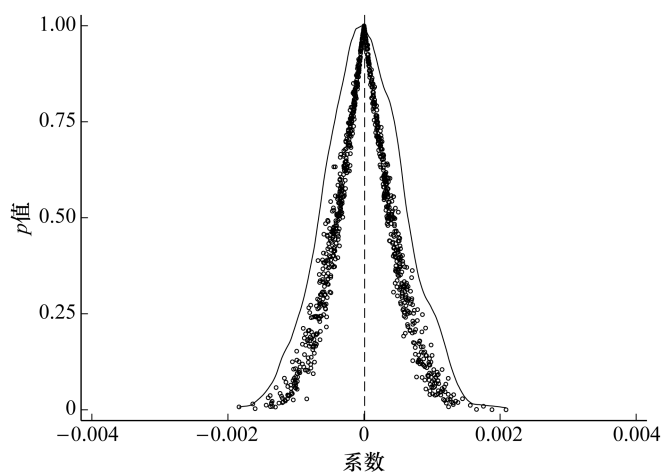
① 中国已先后五次下调社会保险法定缴费率，其中，失业保险总费率从3%下调至1%，养老保险单位缴费比例由20%下调到16%。

(续表)

变 量	TC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>GD</i> × <i>Law</i>	0.001 (0.547)			
<i>Tax</i> × <i>Taxreduc</i>		-0.015* (-1.774)		
<i>Fee</i> × <i>Feereduc</i>			-0.011 (-0.791)	
<i>Admin</i>				0.007*** (2.593)
<i>Cost</i>				-0.001 (-0.937)
<i>Refund</i>				-0.000 (-0.941)
<i>Serve</i>				-0.002** (-2.263)
<i>Constant</i>	0.403*** (3.008)	0.402*** (2.956)	0.433*** (3.268)	0.392*** (2.725)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	40 106	40 106	40 106	40 106
调整 R^2	0.793	0.793	0.791	0.792

(7) 安慰剂检验。本文采用随机化处理组和政策时点的方式进行稳健性分析,通过随机的方式将样本分为虚拟处理组和虚拟控制组,然后与随机化政策时点构建交互项来进行稳健性检验。由于处理组和政策时点均是随机选取的,双重差分项不会对民营企业商业信用供给产生显著影响。为了避免小概率事件干扰分析结果,本文将随机化步骤重复了1000次。安慰剂检验的结果如图2所示。其中,垂直虚线是各个回归系数的平均值,该值接近于0。绝大部分回归系数的 p 值大于0.1,且各个回归系数均明显异于基准回归结果(0.016),表明政务诚信建设对民营企业商业信用供给的正向影响不是由偶然因素引发的,验证了基准结论的稳健性。

图2 安慰剂检验



五、机制分析与异质性分析

（一）机制分析

理论分析表明，政务诚信建设可能通过促进内源融资和降低预期成本两条渠道作用于民营企业商业信用供给。接下来，本文将分别对这两种作用渠道进行实证检验。

（1）促进内源融资。根据前文分析，政务诚信建设可以通过直接促进民营企业收回政府欠款，减轻流动性约束，进而促进企业增加商业信用供给。如果这一理论逻辑成立，需要同时满足以下两点：一是政务诚信建设可以推动地方政府偿还民营企业欠款，二是政务诚信建设使得民营企业流动性约束得到改善。因此，本文进一步从地方政府偿还欠款和民营企业流动性约束出发进行验证。

第一，应收账款明细数据（每半年更新）包含企业每笔应收账款所对应的单位名称和期末金额。本文从该数据中手工筛选出应收账款单位名称为地方政府的期末金额，并加总得出地方政府拖欠民营企业款项的变量。因为在数据处理时已经剔除了遭遇非注册地地方政府拖欠的企业样本，所以该变量反映的是企业注册地地方政府的拖欠款项信息。在此基础上，本文计算得出地方政府拖欠民营企业款项占企业主营业务收入的比例（*Govowe*）。如果政务诚信建设确实推动地方政府偿还了民营企业欠款，*Govowe* 应该随之减少。随后，本文将 *Govowe* 作为机制变量引入模型（2），表 5 第（1）列展示了对应回归结果。其中，*Treat*×*post* 的回归系数显著为负，说明政务诚信建设显著减少了地方政府拖欠民营企业款项，促进了民营企业内源融资。

第二，从企业经营性现金流和资金周转速度两个方面度量民营企业面临的流动性约束。本文采用经营活动产生的现金流量净额占期末现金及现金等价物余额的比例（*CFO*）度量企业经营性现金流，采用企业营业收入与营运资金的比值（*Turnover*）度量资金周转速度，然后将 *CFO* 和 *Turnover* 分别作为机制变量放入模型（2）。相关回归结果如表 5 第（2）列和第（3）列所示，*Treat*×*post* 的估计系数均显著为正，说明政务诚信建设增加了企业现金流和资金周转速度，显著缓解了民营企业流动性约束。综上，本文证明了政务诚信建设可以通过推动地方政府偿还民营企业欠款，减少企业流动性约束，由此促进民营企业增加商业信用供给。假设 1 得以证明。

（2）降低预期成本。前文理论分析表明，企业提供商业信用的决策源自对成本与收益的综合权衡。企业提供商业信用的成本主要包括机会成本、风险管理成本、催收成本以及潜在的坏账成本。当企业预期成本下降时，商业信用供给可能会增加。因此，本文需要验证政务诚信建设能否有效降低民营企业的预期成本，进而增加商业信用供给。

应收账款明细数据包含企业每笔应收账款所对应的期末坏账准备金额。本文进一步从该数据中手工筛选出应收账款单位名称为地方政府的期末坏账准备金额，并计算该数值的对数来度量企业预期的坏账水平（*lnBD*）。此外，我们还计算期末坏账准备金额与地方政府拖欠民营企业款项的比值，由此得出针对地方政府的期末坏账准备计提比例，并以此度量企业预期的坏账比例（*BDratio*）。如果政务诚信建设确实降低了企业预期成本，*lnBD* 和 *BDratio* 均应随之减少。随后，我们将 *lnBD* 和 *BDratio* 作为机制变量引入模型（2），表 5 第（4）列和第（5）列展示了对应回归结果。其中，*Treat*×*post* 的回归系数均显著为负，说明政务诚信建设显著减少了企业的预期成本，能够促进企业增加商业信用供给。假设 2 得以证明。

表5 机制分析

变 量	<i>Govowe</i> (1)	<i>CFO</i> (2)	<i>Turnover</i> (3)	<i>lnBD</i> (4)	<i>BDratio</i> (5)
<i>Treat</i> × <i>post</i>	-0.017*** (-3.133)	0.061*** (2.592)	0.748*** (2.600)	-0.257* (-1.805)	-0.019*** (-7.012)
<i>Constant</i>	0.316 (1.451)	3.050*** (2.806)	-1.578 (-0.141)	-1.230 (-0.230)	0.040 (0.253)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	40 106	40 106	40 106	40 106	40 106
调整 R^2	0.205	0.350	0.539	0.341	0.178

(二) 异质性分析

接下来,本文主要围绕融资约束、盈利能力与短期偿债能力进行异质性分析。

第一,企业外源性融资约束的异质性影响。机制分析表明,政务诚信建设有助于民营企业恢复信用、提升信贷可得性,进而增加民营企业商业信用供给。对于外源性融资约束较小的民营企业而言,它们原本的外部融资障碍相对较少,在信用恢复后可以迅速获取所需的外部资金支持。因此,与外源性融资约束较大的民营企业相比,政务诚信建设对商业信用供给的促进效应在外源性融资约束较小的民营企业中应该更为强烈。为了验证这一推断,本文对SA指数进行标准化来度量企业面临的外源性融资约束(*Constraint*)。*Constraint*数值越大,企业外源性融资约束越小;随后,将*Constraint*作为分类变量*S*引入模型(3),表6第(1)列展示了对应回归结果。第(1)列中*Treat*×*post*×*S*系数显著为正,表明与外源性融资约束较大的民营企业相比,政务诚信建设更有助于扩大外源性融资约束较小民营企业的商业信用供给。

第二,企业盈利能力的异质性影响。在政务诚信建设后,盈利能力强的企业可以利用收回的欠款资金迅速创造收益并回笼资金,从而促进内源融资,增加商业信用供给。但盈利能力差的企业在收回欠款资金后可能会盲目扩大投资或增加非必要性支出,难以迅速创造收益来实现资金回流,内源融资难以得到实质性改善,商业信用供给不会明显增加。为了检验上述分析,本文使用标准化后的企业每股收益(净利润与实收资本的比值,*EPS*)衡量盈利能力;随后,将*EPS*作为分类变量*S*引入模型(3)进行实证分析,表6第(2)列展示了对应回归结果。第(2)列中*Treat*×*post*×*S*系数显著为正,表明与盈利能力较弱的民营企业相比,政务诚信建设更有助于增加盈利能力较强民营企业的商业信用供给。

第三,企业短期偿债能力的异质性影响。短期偿债能力可以揭示企业是否存在偿债风险,短期偿债能力不足可能会导致企业陷入信用危机,降低信贷可得性,使得商业信用供给减少。与短期偿债能力不足的民营企业相比,拥有良好短期偿债能力的民营企业在政务诚信建设的推动下能够更加及时地偿还到期债务,信贷可得性随之上升,进而可以更大程度地增加商业信用供给。为了验证这一推断,本文使用标准化后的企业流动比率(流动资产与流动负债的比值,*CR*)衡量企业短期偿债能力;随后,将*CR*作为分类变量*S*引入模型(3),表6第(3)列展示了对应回归结果。第(3)列中*Treat*×*post*×*S*系数显著为正,表明与短期偿债能力相对不足的民营企业相比,政务诚信建设对民营企

业商业信用供给的促进效应在拥有良好短期偿债能力的民营企业中更强。

表 6 异质性分析

变 量	$S = Constraint$ (1)	$S = EPS$ (2)	$S = CR$ (3)
$Treat \times post \times S$	0.006** (2.365)	0.003** (2.061)	0.160** (2.052)
$Treat \times post$	0.018*** (4.972)	0.017*** (4.280)	0.013*** (2.850)
S	-0.009*** (-3.943)	-0.002** (-2.173)	0.012* (1.953)
$Constant$	0.444*** (3.328)	0.407*** (3.010)	0.409*** (2.995)
控制变量	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	40 106	40 106	40 106
调整 R^2	0.796	0.793	0.793

注：各列回归的被解释变量均为商业信用供给（TC），其余同表 2。

六、拓展性分析

由前文的分析可知，政务诚信建设可以使得民营企业增加商业信用供给。至于民营企业商业信用供给的期限如何变化，仍须进一步讨论。理论上，政务诚信建设能够提升民营企业延长商业信用供给期限的能力和动机。从能力上看，政务诚信建设能够改善民营企业内源融资状况，使得民营企业有能力向客户提供期限更长的商业信用。从动机上看，政务诚信建设有助于维护良好的信用环境，提振民营企业对于市场发展前景的预期和信心。由此，为了获取更多市场份额，民营企业会激发提供长期商业信用的市场竞争动机。基于此，本文从长期商业信用水平与期限结构两方面出发，讨论政务诚信建设对民营企业商业信用供给期限的影响。

一方面，政务诚信建设能否促进民营企业提供更多的长期商业信用。与前文商业信用供给的测度方式不同，本文使用一年以上应收账款占总资产的比例衡量民营企业长期商业信用供给水平（*Level*）；然后，将 *Level* 作为被解释变量放入模型（1），表 7 第（1）列展示了对应回归结果。第（1）列结果显示， $Treat \times post$ 回归系数显著为正，说明政务诚信建设可以促进民营企业增加长期商业信用供给。

另一方面，政务诚信建设如何影响民营企业商业信用供给的期限结构。具体地，本文使用民营企业一年以上应收账款占应收账款总额的比例来衡量商业信用期限结构（*Structure*）；随后，将 *Structure* 作为被解释变量放入模型（1）中，表 7 第（2）列展示了对应回归结果。第（2）列中的 $Treat \times post$ 系数也显著为正，证明政务诚信建设可以提高一年以上应收账款占应收账款总额的比例，优化民营企业商业信用供给的期限结构。

综上，政务诚信建设不仅可以扩大民营企业长期商业信用供给水平，还可以增加民营企业长期商业信用供给的占比，优化商业信用供给的期限结构。民营企业长期商业信用供给的水平和占比上升，可以反映出政务诚信建设营造了良好的信用环境，改善了民营企业对市场前景的预期和信心。

表 7 拓展性分析

变 量	Level (1)	Structure (2)
<i>Treat</i> × <i>post</i>	0.019 *** (6.895)	0.063 ** (2.072)
<i>Constant</i>	0.180 ** (2.251)	3.945 *** (3.911)
控制变量	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes
样本量	40 106	40 106
调整 <i>R</i> ²	0.738	0.312

七、结论与政策建议

本文基于 2016 年国务院清理政府欠款专项督导行动，结合 2011—2022 年中国 A 股民营上市公司数据，使用双重差分法实证分析了政务诚信建设对商业信用供给的影响。研究发现，与非督导地区相比，政务诚信建设会使督导地区民营企业的商业信用供给增加 10.53%。机制分析表明，政务诚信建设通过促进内源融资和降低预期成本两条作用渠道来增加民营企业的商业信用供给。具体而言，一方面，政务诚信建设可以直接帮助民营企业收回地方政府欠款，促进民营企业内源融资，使得民营企业增加商业信用供给。另一方面，政务诚信建设有助于减少预期的坏账成本，促进民营企业增加商业信用供给。异质性分析表明，政务诚信建设对民营企业商业信用供给的促进作用在外源性融资约束较小、盈利能力较强与短期偿债能力较好的企业中表现更强。进一步分析发现，政务诚信建设还有利于扩大民营企业长期商业信用供给的水平，优化商业信用供给的期限结构。

本文的结论具有一定的政策意义。第一，加强社会信用体系建设，为提升直接融资比重奠定信用基础。研究结论表明，以清理欠款为代表的政务诚信建设有助于促进民营企业增加商业信用供给。因此，要加强社会信用体系建设，完善政府诚信履约机制，建立清理政府欠款常态化机制，以政务诚信引领商业信用发展，打通制约直接融资比重提高的堵点。第二，畅通外源融资渠道，促进民营企业融资。研究结果表明，外源融资约束较小的企业会提供更多的商业信用。因此，需要解决民营企业面临的信贷歧视、信息不对称与“融资难、融资贵”等问题，提升信贷分配的公平性，引导更多的信贷资源流向民营企业。

参考文献：

1. 陈胜蓝、刘晓玲：《经济政策不确定性与公司商业信用供给》[J]，《金融研究》2018 年第 5 期，第 172—190 页。

2. 陈胜蓝、王鹤璇：《中期借贷便利与商业信用资金再分配效应》[J]，《会计研究》2023 年第 3 期，第 50—60 页。

3. 陈子昂、张俊瑞：《机构投资者网络对企业商业信用的影响研究——基于融资与供给视角》[J]，《系统工程理论与实践》2023 年第 7 期，第 2034—2054 页。

4. 方明月：《市场竞争、财务约束和商业信用——基于中国制造业企业的实证分析》[J]，《金融研究》2014 年第 21 期，第 111—124 页。

5. 江伟、底璐璐、刘诚达：《商业信用与合作型客户关系的构建——基于提供给大客户应收账款的经验证据》[J]，《金融研究》2021年第3期，第151—169页。
6. 姜军、申丹琳、江轩宇、伊志宏：《债权人保护与企业创新》[J]，《金融研究》2017年第11期，第128—142页。
7. 李增福、李铭杰、汤旭东：《政府欠款清理与民营企业投资：基于专项督导的准自然实验》[J]，《世界经济》2023年第1期，第170—191页。
8. 陆正飞、杨德明：《商业信用：替代性融资、还是买方市场?》[J]，《管理世界》2011年第4期，第6—14页。
9. 潘越、谢玉湘、宁博、梁师赫：《数智赋能、法治化营商环境建设与商业信用融资——来自“智慧法院”视角的经验证据》[J]，《管理世界》2022年第9期，第194—208页。
10. 祁怀锦、魏禹嘉、刘艳霞：《企业数字化转型与商业信用供给》[J]，《经济管理》2022年第12期，第158—184页。
11. 饶品贵、姜国华：《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》[J]，《经济研究》2013年第1期，第68—82页。
12. 徐晓萍、李猛：《商业信用的提供：来自上海市中小企业的证据》[J]，《金融研究》2009年第6期，第161—174页。
13. 颜杰、周茂、李雨浓、陆毅：《外资进入、市场不确定性与本土企业商业信用供给》[J]，《中国工业经济》2023年第12期，第153—170页。
14. 叶永卫、陶云清、杜雨晴、黄卓：《政府欠款清理、流动性约束与民营企业稳就业》[J]，《会计研究》2023年第7期，第43—54页。
15. 张铁铸、周红：《上市公司提供商业信用的影响因素研究》[J]，《财贸研究》2009年第3期，第121—127页。
16. Altunok, F. , Mitchell, K. , Pearce, D. K. , 2020, “The Trade Credit Channel and Monetary Policy Transmission: Empirical Evidence from US Panel Data” [J] , *The Quarterly Review of Economics and Finance* , Vol. 78: 226-250.
17. Bougheas, S. , Mateut, S. , Mizen, P. , 2009, “Corporate Trade Credit and Inventories: New Evidence of a Trade-Off from Accounts Payable and Receivable” [J] , *Journal of Banking and Finance* , Vol. 33, No. 2: 300-307.
18. Brennan, M. J. , Maksimovics, V. , Zechner, J. , 1988, “Vendor Financing” [J] , *The Journal of Finance* , Vol. 43, No. 5: 1127-1141.
19. Carbo-Valverde, S. , Rodriguez-Fernandez, F. , Udell, G. F. , 2016, “Trade Credit, the Financial Crisis, and Sme Access to Finance” [J] , *Journal of Money, Credit and Banking* , Vol. 48, No. 1: 113-143.
20. Cull, R. , Xu, L. C. , Zhu, T. , 2009, “Formal Finance and Trade Credit During China’s Transition” [J] , *Journal of Financial Intermediation* , Vol. 18, No. 2: 173-192.
21. Cunat, V. , 2007, “Trade Credit: Suppliers as Debt Collectors and Insurance Providers” [J] , *The Review of Financial Studies* , Vol. 20, No. 2: 491-527.
22. Ferris, J. S. , 1981, “A Transactions Theory of Trade Credit Use” [J] , *The Quarterly Journal of Economics* , Vol. 96, No. 2: 243-270.
23. Fisman, R. , Love, I. , 2003, “Trade Credit, Financial Intermediary Development, and Industry Growth” [J] , *The Journal of Finance* , Vol. 58, No. 1: 353-374.
24. Fisman, R. , Raturi, M. , 2004, “Does Competition Encourage Credit Provision? Evidence from African Trade Credit Relationships” [J] , *Review of Economics and Statistics* , Vol. 86, No. 1: 345-352.
25. Frank, M. , Maksimovic, V. , 1998, “Trade Credit, Collateral, and Adverse Selection” [D] , Unpublished manuscript, University of Maryland.

26. Jain, N. , 2001, “Monitoring Costs and Trade Credit” [J], *The Quarterly Review of Economics and Finance* , Vol. 41, No. 1: 89-110.
27. Long, M. S. , Malitz, I. B. , Ravid, S. A. , 1993, “Trade Credit, Quality Guarantees, and Product Marketability” [J], *Financial Management* : 117-127.
28. Molina, C. A. , Preve, L. A. , 2012, “An Empirical Analysis of the Effect of Financial Distress on Trade Credit” [J], *Financial Management* , Vol. 41, No. 1: 187-205.
29. Petersen, M. A. , Rajan, R. G. , 1997, *Trade Credit: Theories and Evidence* [M], Oxford: Oxford University Press.
30. Schwartz, R. A. , 1974, “An Economic Model of Trade Credit” [J], *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , Vol. 9, No. 4: 643-657.

The Promotion of Government Integrity and the Supply of Trade Credit

Zeng Xiangjin¹, Wei Xiaolin²

(1. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China)

(2. School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: This paper empirically investigates how the promotion of government integrity influences the supply of trade credit by private enterprises. Based on the special supervisory actions by the State Council aimed at rectifying government arrears in 2016, this paper uses the semianual data from A-share listed companies in China from 2011 to 2022. Utilizing the difference-in-differences (DID) method, the paper finds that the promotion of government integrity results in a 10.53% increase in the supply of trade credit by private enterprises. Mechanism analysis shows that this promotion enhances the supply of trade credit through two primary channels: facilitating internal financing and reducing expected costs. Heterogeneity analysis reveals that the positive effect of the promotion of government integrity on the supply of trade credit is more significant in enterprises facing lower external financing constraints, demonstrating higher profitability, and possessing stronger short-term solvency. Furthermore, the findings suggest that the promotion of government integrity encourages private enterprises to increase their long-term supply of trade credit, thereby optimizing the term structure of trade credit.

Keywords: government integrity promotion; trade credit; internal financing; term structure; government arrears clearance

JEL Classification: G39; H81