

地方政府欠款治理与民营企业信心提振^{*}

谢香杰¹, 王 帅², 时运通³, 周 阔⁴

(1. 上海财经大学 城市与区域科学学院, 上海 200433; 2. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433;
3. 吉林大学 生物与农业工程学院, 吉林 长春 130012; 4. 吉林大学 东北亚研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要:习近平总书记在 2025 年 2 月 17 日出席民营企业座谈会时强调,要着力解决拖欠民营企业账款问题。清理地方政府拖欠民营企业账款是提振民营企业信心的关键环节,关系到民营经济高质量发展的战略目标能否顺利实现。文章将 2016 年清理政府欠款专项督导行动视为一项准自然实验,利用 2012—2021 年中国 A 股民营上市公司数据,基于双重差分模型实证检验了地方政府欠款治理对民营企业信心的影响。研究发现,清理政府欠款专项督导行动有效提振了民营企业信心,并且上述效应在法制环境较差的地区以及外部融资依赖度较强和海外收入规模较小的民营企业中更加凸显。作用机制检验发现,清理政府欠款专项督导行动能通过缓解民营企业流动性约束和降低民营企业经济政策不确定性感知而提振民营企业信心。此外,清理政府欠款专项督导行动促使民营企业扩大有效投资并提升了民营企业全要素生产率,能为民营企业高质量发展赋能。文章拓宽了地方政府欠款治理的研究边界,丰富了民营企业信心影响因素的相关研究,为破除阻碍民营企业高质量发展的隐形壁垒、有效激发民营经济发展活力提供了理论依据和政策启示。

关键词:地方政府欠款治理; 民营企业; 企业信心; 高质量发展

中图分类号:F242.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)03-0019-16

DOI: [10.16538/j.cnki.jfe.20250308.301](https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20250308.301)

一、引言

民营经济活则全局活,民营经济兴则全局兴。有效激发民营经济发展活力是保持我国经济稳定持续发展的重要基础。习近平总书记在看望参加全国政协十四届一次会议的民建、工商联界委员并参加联组会时强调,“鼓励和支持民营经济和民营企业发展壮大,提振市场预期和信心”。稳定民营企业市场预期、提振民营企业发展信心,事关民营经济发展韧性和竞争优势。近年来,中央高度重视民营企业信心对经济发展的推动作用,密集出台了诸多相关配套政策,明确释放了坚持“两个毫不动摇”促进民营经济高质量发展的信号,民营企业发展信心显著增强。但不可忽视的是,地方政府利用优势地位拖欠民营企业账款现象仍然存在,这既影响民营企业发展经营、资金链周转和吸纳就业,也有悖于平等保护各类所有制经济的号召。

为解决拖欠民营企业账款问题,中央政府近年来推出了一系列重要举措。2016 年 7 月,国务院发展和改革委员会同有关部门组成重点专项督导组分赴北京等 7 个地区开展清理政府欠

收稿日期: 2024-10-05

作者简介: 谢香杰(1997—),女,安徽宿州人,上海财经大学城市与区域科学学院博士研究生;

王 帅(1997—)(通讯作者),男,吉林松原人,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;

时运通(2003—),男,河南洛阳人,吉林大学生物与农业工程学院本科生;

周 阔(1991—),女,吉林长春人,吉林大学东北亚研究中心副教授。

款专项督导行动，集中排查整改重点地区地方政府拖欠民营企业账款问题，切实保障企业的合法权益，提振民间投资信心。随后，各地方政府开展自查自纠，明确清偿拖欠民企工程项目、物资采购、沉淀保证金等款项的时间表和任务书，在提振信心和优化服务等方面精准发力，助力民营企业发展。以 2016 年国务院清理政府欠款专项督导行动为时间节点，地方政府欠款治理不断向纵深方向推进。清理地方政府拖欠民营企业账款力度的增强，为显著改善民营企业现金流充裕度、促进民营企业发展提供了坚实的制度保障。

在清理政府欠款专项督导行动如何影响企业行为上，部分学者已经从民营企业固定资产投资（李增福等，2023）和人力资本投资（王帅等，2023；叶永卫等，2023）等方面提供了丰富的洞见，但该行动对民营企业信心的重要影响未被提及。学界对 2016 年清理政府欠款专项督导行动与民营企业信心关系的分析仍有待完善。清理政府欠款专项督导行动是平等保护民营企业的重要举措。理论上，一方面，清理政府欠款专项督导行动能缓解民营企业流动性约束（王帅等，2023；叶永卫等，2023），其对提振民营企业信心具有积极作用，核心原因在于：流动性约束缓解能够满足企业运营发展的资金需求（鞠晓生等，2013），改善企业管理层对未来营运资金状况的预期压力（祝丽敏等，2021），使得企业能够更加稳定地支付供应商欠款、员工工资和其他运营成本（Fazzari 等，1988），提升企业经营稳定性和发展持续性，有利于促进企业发展预期向好（万海远等，2024）。另一方面，既有研究发现，经济政策不确定性一定程度上不利于企业发展预期（Ilut 和 Schneider，2014；王朝阳等，2018）。在清理政府欠款专项督导行动中，中央政府明确提出地方政府要完善规章制度，健全长效机制，从源头上防止发生新的拖欠，这有助于向民营企业传递地方政府致力于加强诚信建设和优化民营企业营商环境的信号，进而降低民营企业对经济政策不确定性的感知，最终增强民营企业信心。有鉴于此，本文创新性地考察了清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的影响并探究其作用机制，这对破除阻碍民营企业高质量发展的隐形壁垒和稳定民营企业发展信心具有重要现实意义。实证上，本文将清理政府欠款专项督导行动作为一项准自然实验，采用双重差分模型检验了地方政府欠款治理对提振民营企业信心的影响。研究发现，通过缓解民营企业流动性约束和降低民营企业经济政策不确定性感知，清理政府欠款专项督导行动能够显著提振民营企业信心，且主要体现在法制环境较差的地区以及外部融资依赖度较强和海外收入规模较小的民营企业中。进一步讨论发现，该政策还能显著促使民营企业扩大有效投资并提升民营企业全要素生产率，赋能民营企业高质量发展。

与既有研究相比，本文边际贡献在于：第一，为加快我国地方政府欠款治理体制机制建设以提振民营企业信心提供了理论基础和经验支撑。近年来，清理地方政府拖欠民营企业账款工作受到社会各界广泛关注，习近平总书记在 2025 年 2 月 17 日出席民营企业座谈会时再次强调，要着力解决拖欠民营企业账款问题。已有文献考察了 2016 年清理政府欠款专项督导行动对于民营企业的投资促进效应（李增福等，2023；王帅等，2023；叶永卫等，2023），但却忽略了其对企业发展预期的影响。本文从提振民营企业信心视角探讨了清理政府欠款专项督导行动的微观经济效应，发现清理政府欠款专项督导行动能够显著提振民营企业信心。这一结论不仅能提升对地方政府欠款治理体制机制建设如何影响民营企业发展预期的认识，还能为加快我国地方政府欠款治理体制机制建设以提振民营企业信心提供理论基础和经验支撑。第二，本文补充了有关如何提振民营企业信心的研究。面对国内外多重超预期因素叠加冲击，如何促进民营经济发展、坚定民营企业信心以盘活经济发展新动能已经成为当前的重要议题。部分研究考察了财政补贴（徐朝辉和王满四，2023）、社会责任承担（祝丽敏等，2021）与税收政策支持（万海远等，2024）对

于企业信心的影响。在前期文献的基础上,本文从地方政府欠款治理视角拓展了提振民营企业信心领域的学术成果。第三,本文补充了清理政府欠款专项督导行动影响企业投资行为的作用机制。充分发挥有效投资的关键作用是推动经济持续回升向好的重要抓手。李增福等(2023)、叶永卫等(2023)、王帅等(2023)发现,清理政府欠款专项督导行动能够通过提高企业内外部融资水平发挥“促投资”和“稳就业”效果。本文研究结论补充了清理政府欠款专项督导行动促进企业投资的具体机制,即清理政府欠款专项督导行动能够通过提振企业信心进而影响企业投资。第四,本文对于我国地方政府欠款治理体制机制建设具有重要的政策启示。民营经济在稳增长、促就业、改善民生等方面具有重要作用,对于推动经济实现高质量发展、构建新发展格局具有重要意义。本文发现,清理政府欠款专项督导行动有助于提振民营企业信心,根据本文的研究结论,应加快推进地方政府欠款治理体制机制建设,这对于增强民营企业信心、优化营商环境和维护政府公信力等都具有重要的意义。

二、政策背景与研究假说

1. 制度背景

作为建设高水平社会主义市场经济体制的重要主体,民营企业是加快培育发展新质生产力、推进中国式现代化征程的主力军,而发展信心是民营企业制定投资决策、释放创新潜力、提高核心竞争优势的关键因素。但是,近年来,地方政府仍存在拖欠民营企业账款现象,不仅侵犯了民营企业的合法权益,也违背了市场经济基本原则。鉴于地方政府拖欠民营企业账款不仅关系到民营企业生产经营和发展预期,还牵涉产业链、供应链韧性和安全水平,事关经济社会稳定发展全局,因而系统开展清理地方政府拖欠民营企业账款工作以破除民营企业发展壁垒已成为中央政府关注的重点工作。

为解决地方政府拖欠民营企业款项问题,2016年7月,国务院发展和改革委员会同相关部门组成督导组,分赴北京等7个省(市)开展清理政府欠款专项督导行动。各督导组深入调研地方实际,指导协调推动地方政府迅速采取有效措施强化清理政府欠款工作体系,推动营商环境持续优化。此次专项督导重点围绕五方面展开:一是促进民间投资政策落实,激发民营资本投资活力;二是加强和改善政府管理服务,及时回应民营企业合理关切;三是营造公平竞争的市场环境,保障民营经济的合法权益;四是督查发现问题的整改落实情况,推动反馈意见落地见效;五是研究提出各地改进民间投资工作方案,压实主体责任,大力清偿地方政府拖欠民营企业的工程项目、物资采购、沉淀保证金等款项。在督导组强有力的推动下,各地方政府均制定了相应还款计划实施方案以清偿拖欠款项。^①清理政府欠款专项督导行动鲜明地释放了中央政府支持民营经济发展的强烈信号,切实维护了民营企业合法权益,激发了民营企业经营活力,为畅通国民经济循环、推动构建新发展格局增添了新动能。

2. 研究假说

作为经济运行的重要信息,企业信心是政府制定实施经济政策的“晴雨表”,是反映政府行为对微观经济主体影响效应的重要变量。本文认为,清理政府欠款专项督导行动能从缓解民营企业流动性约束和降低民营企业政策不确定性感知两个维度增强民营企业信心。

首先,基于融资约束理论,在资本市场完备性的假设前提下,即使企业账款存在拖欠现象导致内部营运资金流动性约束受限,企业仍然可以无摩擦地获取外源融资以弥补资金短缺。但

^①囿于篇幅,地方政府偿还民营企业账款的标志性事件未列出,备索。

现实中,资金市场的不完全性导致企业需要承担高昂的融资成本(Holmstrom 和 Tirole, 1997),其客观存在的信用评级低、无形资产与抵押物不足与逆向选择困境也难以支持其获取足够的外源融资,因而充足的内部自由现金流储备成为稳定民营企业维持经营的重要渠道。当企业面临内部现金流紧张造成资金周转困难和融资渠道单一等流动性约束问题时,因无法满足购置物资材料、支付员工工资和产业设备更新等日常经营需求,企业家易产生不确定性和焦虑情绪,从而影响企业的发展信心。而清理政府欠款专项督导行动会通过清理地方政府拖欠民营企业的账款而提高企业现金流充裕度,能有效缓解民营企业流动性约束(王帅等, 2023; 叶永卫等, 2023)。现有文献表明,流动性约束缓解能够满足企业运营发展的资金需求(鞠晓生等, 2013),改善企业管理层对未来营运资金的预期压力(祝丽敏等, 2021),使得企业能够更加稳定地支付供应商货款、员工工资和其他运营成本(Fazzari 等, 1988),保障企业经营稳定性和发展持续性,进而有利于改善和提升企业信心(万海远等, 2024)。因此,理论上,清理政府欠款专项督导行动能缓解民营企业流动性约束,进而可以有效地提振民营企业信心。

其次,清理政府欠款专项督导行动会通过降低民营企业政策不确定性感知而增强企业信心。从有为政府视角来看,政府能通过制定和实施有效的政策在解决市场失灵、推动经济发展和维护社会公平中发挥重要作用。然而若缺乏制衡机制导致政府干预过度则可能损害公众权利并抑制市场活力。当发生地方政府不能及时偿还拖欠民营企业的账款时,经过风险累积与叠加,该现象便会造成宏观经济波动,提高民营企业的外部政策风险感知水平(刘贯春等, 2022)。在清理政府欠款专项督导行动中,中央政府不仅要求地方政府清偿拖欠民营企业的账款,还明确提出地方政府要完善规章制度,健全长效机制,从源头上防止发生新的拖欠。这意味着清理政府欠款专项督导行动能够改善地方政府和民营企业关系、保护民营企业合法权益和优化民营企业营商环境,这些都有助于降低民营企业对经济政策不确定性的感知。既有研究已经发现,企业感知到政策不确定性升高会使企业对未来发展持“悲观”预期,削弱企业对商业前景和外部环境的信心(Ilut 和 Schneider, 2014; 王朝阳等, 2018)。据此可推断,清理政府欠款专项督导行动可以通过降低民营企业政策不确定性感知而增强企业信心。

基于以上分析,本文提出研究假说 1: 清理政府欠款专项督导行动能够提振民营企业信心。

上述理论分析主要聚焦于整体层面,尚未探讨清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应是否因地区情况和企业特征而呈现出差异化表现。接下来,本文将从地区的法律制度环境、企业外部融资依赖度和海外收入三个维度切入,分析清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心提振的异质性影响。

第一,地区法律制度环境会影响清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应。健全、公平、透明的法律制度环境有利于促进生产要素的自由流动、平等交换与公平竞争,疏通生产要素高效自主流通的痛点和堵点,提高市场配置资源的效率和效益。同时,优良的法律制度环境为保护民营经济投资者合法权益提供了可靠保障(樊纲等, 2011)。因此,相较法律制度环境较差的地区,法律制度环境较好的地区资本要素流动更加顺畅,对民营经济发展的干预扭曲可能更少,民营企业的信心能够得到更有效保护。因此,清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应在法律制度环境较差的地区可能会更为明显。

第二,民营企业外部融资依赖度也会影响清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应。如果民营企业的外部融资依赖度较低,说明民营企业的内部现金流能够支持其采购原材料、支付员工工资以及进行项目投资等正常生产经营活动,这会促使民营企业对自身未来发展前景持有乐观态度(万海远等, 2024)。然而,如果民营企业的外部融资依赖度较高,说明民营企业内部流动性不足,这会限制企业的发展空间,束缚企业开展项目投资等提高自身竞争力和

可持续发展能力的活动(张杰等, 2012)。因此, 给定内部融资和外部融资具有替代作用(邓可斌和曾海舰, 2014)的条件下, 清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应在外部融资依赖度较高的企业中可能更为明显。

第三, 清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应还会受企业海外收入的影响。理论上, 流动性约束是影响我国企业海外收入的重要因素。既有研究表明, 流动性约束的缓解对企业海外收入有显著的促进作用, 且该效应在私营企业中更明显(李想和张座铭, 2014)。因此, 与高海外收入企业相比, 在面临相同幅度的流动性增加时, 低海外收入企业的收益会更多。由此可见, 如果缓解民营企业流动性约束是清理政府欠款专项督导行动提振民营企业信心的作用机制, 那么, 清理政府欠款专项督导行动增加了企业流动性, 其对民营企业信心的提振作用在海外收入规模较小的民营企业中可能更加明显。

基于以上分析, 本文提出研究假说2: 在法律制度环境较差的地区和外部融资依赖度较高以及海外收入规模较小的企业中, 清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应更为明显。

三、研究设计

1. 模型设定

为考察地方政府欠款治理对提振民营企业信心的影响, 本文以清理政府欠款专项督导行动为准自然实验, 构建了如下双重差分模型:

$$\text{Confidence}_{it} = \alpha + \theta \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下标*i*和*t*分别表示企业与年份; 被解释变量 Confidence 表示企业信心; 核心解释变量为 $\text{Treat} \times \text{Post}$; X 为控制变量集。此外, 为减少企业特征和宏观经济环境因企业和时间变化而产生的内生性偏误, 本文还控制了企业固定效应 μ_i 和年份固定效应 γ_t 。在计量模型(1)中, 交互项 $\text{Treat} \times \text{Post}$ 的估计系数 θ 是本研究关注的重点, 其揭示了清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的影响。根据前文的理论分析, 本文预期 θ 显著为正, 且其绝对值在法律制度环境较差的地区、外部融资依赖度高和海外收入规模较小的民营企业中将会更大。

2. 变量定义

充分结合既有的相关研究文献(薛爽等, 2010; Huang 等, 2014; 谢德仁和林乐, 2015; 杨杨和杨兵, 2020; 祝丽敏等, 2021; 李增福等, 2023), 本文对计量模型(1)中涉及的指标度量方式进行详细界定。

对于企业信心变量(Confidence), 薛爽等(2010)以及谢德仁和林乐(2015)研究发现, 当管理层对企业未来有信心时, 往往表现出更积极的语调; 杨杨和杨兵(2020)以及祝丽敏等(2021)也进一步强调, 管理层正面语调可以反映企业对未来经营的信心。因此, 参考上述文献, 本文先根据用词习惯和感情色调, 利用词袋法创建情感词集; 然后采用Python软件中的“Jieba”库包对上市公司年报“管理层讨论与分析”部分进行分词, 以确定该部分文字数量、词汇数量、正面词汇数量与负面词汇数量; 最后采用正面词汇数量和负面词汇数量的差与词汇数量的比值 Con1 、正面词汇数量和负面词汇数量的差与文字数量的比值 Con2 、正面词汇数量和负面词汇数量的差与正面词汇数量和负面词汇数量的和的比值 Con3 刻画企业信心。^①

^① 本文还按照企业管理层正面语调高低将全样本进行分组, 比较了不同组别企业在企业特征方面的差异。分组描述性统计结果表明, 管理层正面语调能够很好地捕捉信心积极公司的特征, 因此以管理层正面语调刻画企业信心就是较为合理的。限于篇幅, 这部分内容备索。

对于分组变量 *Treat*, 鉴于清理政府欠款专项督导行动会对不同地区的民营企业存在差异化的冲击, 因此若该企业为清理政府欠款专项督导地区的民营企业, 则 *Treat* 赋值为 1; 否则赋值为 0。对于政策冲击变量 *Post*, 考虑到清理政府欠款专项督导行动的实行时间为 2016 年下半年, 因此当样本区间处于 2017 年及以后, *Post* 赋值为 1; 否则赋值为 0。

企业层面控制变量包括: 企业年龄 *Age*, 为公司成立年限的自然对数; 资产收益率 *Roa*, 为净利润与总资产平均余额的比值; 企业规模 *Size*, 为企业总资产的自然对数; 投资机会 *TobinQ*, 为股票市场价值和债务账面价值之和与总资产账面价值的比值; 资产负债率 *Lev*, 为负债总额与企业总资产的比值; 企业成长性 *Growth*, 为企业营业收入的年度增长率; 企业固定资产占比 *Fixed*, 为企业固定资产净额与总资产的比值; 现金持有 *Cash*, 为企业货币资金与总资产的比值; 董事会规模 *Board*, 为董事会人数的自然对数; 独立董事占比, 为独立董事人数与董事会人数的比值; 股权集中度 *Top1*, 为第一大股东持股比例。地区层面控制变量包括: 经济增速 *GdpG*, 为地区生产总值的增长率; 经济发展水平 *LnGdp*, 为人均地区生产总值的自然对数; 一般预算收入 *Income*, 为地区一般预算收入与地区生产总值的比值; 金融发展水平 *Finance*, 为金融机构存贷款余额与地区生产总值的比值。

3. 数据来源与样本选取

本文以 2012—2021 年 A 股民营上市公司为研究对象, 原始数据均来源于国泰安(CSMAR)数据库。为保证实证结果的稳健性, 本文剔除了金融类企业、ST 类企业、关键数据缺失的样本以及资产负债率大于 1 等明显存在财务异常的样本, 并对所有连续型变量进行了上下 1% 的缩尾处理, 最终得到 17762 个公司—年度观测值和 310 个省份—年度观测值。观察描述性统计结果发现, 各变量均未见异常, 且与既有文献具有可比性。^①

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

基于模型(1), 本文考察了清理政府欠款专项督导行动与民营企业信心之间的因果关系, 回归结果见表 1。可以发现, 无论以何种方式度量民营企业信心, 交互项 *Treat*×*Post* 的系数均在 1% 的水平上显著为正。这说明, 清理政府欠款专项督导行动能够提振民营企业信心。研究假说 1 得到了验证。经济意义方面, 本文以列(1)为基准对经济显著性进行阐述。给定民营企业信心 *Con1* 的计算方式, 交互项 *Treat*×*Post* 的估计系数为 0.1968, 说明与对照组相比, 清理政府欠款专项督导行动显著提升了实验组企业信心 0.1968, 相当于全样本均值的 3.18%(0.1968/6.2045=0.0318)。该结果充分说明, 清理政府欠款专项督导行动对提振民营企业信心具有显著的促进作用。

表 1 基准回归结果

| 变量 | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> | 0.1968*** (0.0642) | 0.0663*** (0.0182) | 1.0177*** (0.3278) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 17762 | 17762 | 17762 |
| <i>R</i> ² | 0.6582 | 0.6879 | 0.6668 |

注: 括号内为稳健标准误; *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 固定效应包括企业固定效应和年份固定效应。限于篇幅, 控制变量和常数项的估计结果未予列出, 感兴趣的读者可以向作者索取。下表统同。

① 由于篇幅, 本文未展示变量的描述性统计结果, 备索。

(二)稳健性检验

1. 动态效应检验

应用双重差分模型的基本要求是满足平行趋势假设。基于此，本文参考 Li(2010)的研究，采用事件研究法进行动态效应分析。具体地，本文以政策实施前1年(2015年)^①作为基准年份，设立如下计量模型：

$$Confidence_{it} = \alpha + \sum_{k=2012, k \neq 2015}^{2021} \theta_k Treat_i \times Year^k + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，*Year* 为年度虚拟变量，其他变量与计量模型(1)完全相同。**表2** 展示了逐年交互项的估计结果。可以发现，交互项 *Treat* × *Year* 的估计系数在 2015 年之前均不显著，满足平行趋势假设。同时，*Treat* × *Year* 的估计系数在 2018 年之后开始显著为正，这一结果说明清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应存在滞后效应。^②

2. 反事实估计

首先，改变清理政府欠款专项督导行动的发生时点。参考范子英和田彬彬(2013)的研究，本文将清理政府欠款专项督导行动政策试点的时间提前1年和2年，定义虚假政策冲击变量 *Post15* 和 *Post14* 并生成交互项 *Treat* × *Post15* 和 *Treat* × *Post14*，然后将其分别作为计量模型(1)的核心解释变量。理论上，若企业信心提升确实是清理政府欠款专项督导行动所致，那么当采用政策实施之前的子样本进行重新估计时，交互项 *Treat* × *Post15* 和 *Treat* × *Post14* 的估计系数理应与 0 无显著差异。反事实估计的详细结果如**表3** 所示。可以发现，交互项 *Treat* × *Post15* 和 *Treat* × *Post14* 的估计系数均不显著，这说明处理组企业的信心提振效应恰恰是由清理政府欠款专项督导行动政策带来的，而非其他随机性因素导致，这证实了基准回归结果的稳健性。

表2 动态效应检验

| 变量 | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> |
|--|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹² | 0.0245 (0.1521) | -0.0057 (0.0439) | 0.0628 (0.7780) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹³ | 0.0299 (0.1429) | 0.0112 (0.0408) | 0.0863 (0.7305) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁴ | -0.1614 (0.1386) | -0.0495 (0.0391) | -0.7962 (0.7165) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁶ | 0.0639 (0.1265) | 0.0431 (0.0352) | 0.0892 (0.6427) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁷ | 0.0446 (0.1220) | 0.0359 (0.0340) | 0.1187 (0.6157) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁸ | 0.1946 (0.1196) | 0.0740** (0.0334) | 1.0048* (0.6014) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁹ | 0.3001** (0.1234) | 0.0976*** (0.0345) | 1.3857** (0.6176) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰²⁰ | 0.2272* (0.1246) | 0.0722** (0.0350) | 1.0856* (0.6330) |
| <i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰²¹ | 0.2431* (0.1289) | 0.0773** (0.0374) | 1.2487* (0.6446) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 17762 | 17762 | 17762 |
| <i>R</i> ² | 0.6584 | 0.6882 | 0.6670 |

表3 改变政策发生时点

| 变量 | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> |
|------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------|-------------|-------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Treat</i> × <i>Post15</i> | 0.1029 (0.0951) | 0.0392 (0.0267) | 0.4649 (0.4917) | | | |

① 以 2015 年作为基准年份的好处是，可以在动态效应检验中观测到清理政府欠款专项督导行动实施当年对民营企业信心的影响。

② 限于篇幅，关于清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应存在滞后效应的原因解释未详细展示，备索。

续表 3 改变政策发生时点

| 变量 | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> |
|-------------------------------|-------------|-------------|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> 14 | | | | -0.0326 (0.0910) | -0.0022 (0.0259) | -0.1779 (0.4743) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 603 | 6 603 | 6 603 | 6 603 | 6 603 | 6 603 |
| <i>R</i> ² | 0.7100 | 0.7250 | 0.7239 | 0.7100 | 0.7248 | 0.7239 |

其次, 非参数置换检验。本文借鉴 Chetty 等(2009)的做法, 以不重复随机抽样方式抽取固定数量的企业, 将抽取企业作为处理组, 其余作为对照组, 重新定义处理变量 *Treat*, 而后使用计量模型(1)重新估计并重复 1 000 次。图 1 展示了非参数置换检验中的交互项 *Treat* × *Post* 的估计结果。其中, 坚直实线为基准回归结果中的交互项 *Treat* × *Post* 的估计系数, 曲线为非参数置换检验中交互项 *Treat* × *Post* 的估计系数。不难看出, 基准回归结果中的交互项 *Treat* × *Post* 的估计系数明显落于核密度函数之外, 且非参数置换检验中的交互项 *Treat* × *Post* 的估计系数明显集中于 0 附近, 这说明基准回归结果并非其他偶然性因素所致, 核心结论稳健。

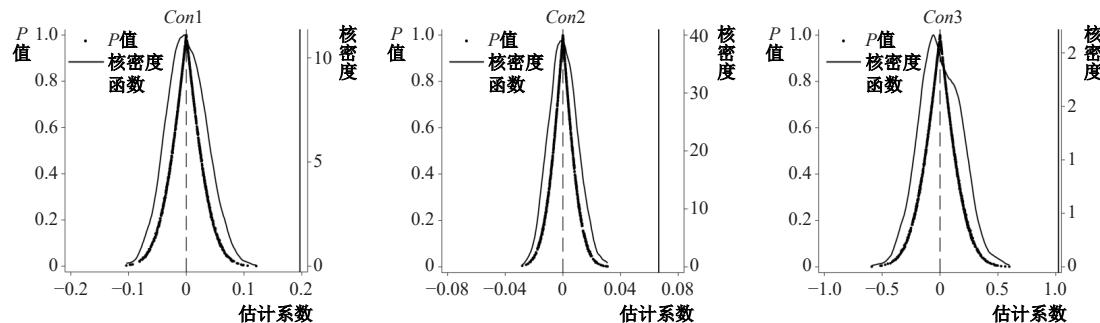


图 1 非参数置换检验

3. 排除其他替代性解释

在本文的时间窗口内, 一方面, 与清理政府欠款专项督导行动相配套的文件《国务院办公厅关于进一步做好民间投资有关工作的通知》(以下简称《通知》)中, 存在其他政策内容可能会影响民营企业信心; 另一方面, 中央政府出台的一些其他政策也可能提升民营企业信心, 这可能是本文核心结论的替代性解释。为此, 有必要对上述干扰因素进行控制。

首先, 排除《通知》中的混淆因素对基准回归结果的影响。借鉴左翔和李辉文(2017)、田彬彬和范子英(2018)、王永进和冯笑(2018)、刘晓光和刘元春(2019)以及范子英和赵仁杰(2020)的做法, 本文以各地行政审批中心是否成立的虚拟变量 *Aac* 测度行政审批, 以地区市场化指数 *Market* 测度市场准入, 以费用与企业主营业务收入的比值 *Cost* 测度筹资费用, 以应缴所得税与利润总额的比值 *Tax* 测度实际税负, 以企业招待费支出与营业收入的比值 *Serve* 测度政府摊派。控制上述变量的回归结果如表 4 列(1)所示。

其次, 排除民营银行设立对基准回归结果的影响。2014—2021 年, 我国分批设立了 19 家民营银行。理论上讲, 民营银行的信贷资金供给是解决民营企业融资困境的重要手段, 能够有效缓解融资难、融资贵问题, 对稳定民营企业发展预期具有重要作用。据此, 本文构建了各地是否设立民营银行的虚拟变量 *bank*。控制虚拟变量 *bank* 的回归结果见表 4 列(2)。

再次,排除创建社会信用体系建设示范城市对基准回归结果的影响。创建社会信用体系建设示范城市能通过形成良好的社会信用环境而降低企业信息不对称程度,提高金融机构贷款意愿,缓解企业融资困境(黄卓等,2023),因此,创建社会信用体系建设示范城市可能会对企业信心产生潜在影响。为排除社会信用体系建设对基准回归结果的干扰,本文构建了企业所在地当年是否纳入了全国创建社会信用体系建设示范城市名单的虚拟变量 *Trust*,并将上述变量纳入计量模型(1)中进行重新估计。回归结果见表4列(3)。

最后,排除《保障中小企业款项支付条例》对基准回归结果的影响。2020年9月1日实施的《保障中小企业款项支付条例》强化了财政资金保障要求,旨在解决中小企业账款回收期延长和账款拖欠问题,保护中小企业合法权益。因此,本文基准回归结果也可能是《保障中小企业款项支付条例》的经济效应。为排除《保障中小企业款项支付条例》对基准回归结果的干扰,本文保留了2019年之前的样本重新进行估计。回归结果如表4列(4)所示。

表4 排除其他替代性解释^①

| 变量 | <i>Con1</i> | <i>Con1</i> | <i>Con1</i> | <i>Con1</i> |
|----------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> | 0.2370*** (0.0710) | 0.2002*** (0.0642) | 0.1807*** (0.0646) | 0.1617** (0.0694) |
| <i>Aac</i> | -0.1426 (0.2139) | | | |
| <i>Market</i> | 0.0640 (0.0394) | | | |
| <i>Cost</i> | -3.7563*** (0.8495) | | | |
| <i>Tax</i> | -2.6428** (1.1911) | | | |
| <i>Serve</i> | -11.4056 (9.0764) | | | |
| <i>Bank</i> | | 0.0389 (0.0603) | | |
| <i>Trust</i> | | | 0.1269** (0.0602) | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 15 018 | 17 762 | 17 762 | 12 771 |
| <i>R</i> ² | 0.6632 | 0.6582 | 0.6583 | 0.6691 |

不难发现,在表4各列中,交互项 *Treat*×*Post* 的估计系数仍然显著为正。这说明,清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振作用与其他因素无关。

4. 其他稳健性检验

除上述工作外,本文还从控制高维固定效应和调整研究样本角度进行了稳健性检验。在控制高维固定效应方面,为了控制可能存在的时间与区域层面导致清理政府欠款专项督导行动与民营企业信心之间虚假关联的因素,本文在计量模型(1)中加入了行业—时间固定效应以及行业—

^①囿于篇幅限制,表4只列出了被解释变量为 *Con1* 的回归结果,其他结果备索。

省份固定效应后重新估计。结果如表 5 列(1)和列(2)所示。在调整研究样本方面,一是考虑到清理政府欠款专项督导行动是在 2016 年第三季度开始的,本文剔除了 2016 年的数据以减少政策实施前后的噪音偏差和混杂因素;二是行业差异可能会对基准回归结果产生干扰,本文仅保留制造业子样本重新估计;三是采用 1:2 邻近匹配方法为处理组企业匹配特征较为接近的控制组企业,以缓解可能存在的选择性偏误问题;四是减少了因数据缺失而引发的估计偏误,本文将非平衡面板转化为平衡面板。上述调整后的回归结果如表 5 列(3)至列(6)所示。观察这些结果可知,交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数显著为正或者接近显著为正。这说明,本文的基准结论是较为稳健的。

表 5 其他稳健性检验^①

| 变量 | <i>Con1</i> | <i>Con1</i> | <i>Con1</i> | <i>Con1</i> | <i>Con1</i> | <i>Con1</i> |
|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Treat × Post</i> | 0.1362** (0.0660) | 0.1149* (0.0668) | 0.2222*** (0.0731) | 0.2075*** (0.0765) | 0.2436*** (0.0834) | 0.1351 (0.0861) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业-时间效应 | 控制 | | | | | |
| 行业-省份效应 | | 控制 | | | | |
| 观测值 | 17762 | 17762 | 16156 | 12938 | 9758 | 6230 |
| <i>R</i> ² | 0.6839 | 0.6812 | 0.6631 | 0.6645 | 0.6973 | 0.5818 |

五、作用机制检验、异质性分析和进一步讨论

(一) 作用机制检验

前文理论分析指出,流动性约束缓解和经济政策不确定性感知降低是清理政府欠款专项督导行动提振民营企业市场信心的核心机制。接下来,本文将对上述两个机制进行逐一验证。

首先,考虑到促进地方政府偿还拖欠民营企业账款是清理政府欠款专项督导行动影响民营企业流动性约束的重要前提,本文直接考察了清理政府欠款专项督导行动对地方政府偿还拖欠民营企业账款的影响。回归结果见表 6 列(1)。参考王帅等(2023)的研究,被解释变量 Zf_{qk} 为应收账款中政府客户过期尚未偿还的金额与总资产的比值。可以发现,交互项 $Treat \times Post$ 对 Zf_{qk} 的估计系数显著为负。这表明,民营企业应收账款中政府客户过期尚未偿还的金额因清理政府欠款专项督导行动的实施而显著减少。在此基础上,本文进一步考察了清理政府欠款专项督导行动对民营企业内部现金流充裕度和资金周转能力的影响。结果见表 6 列(2)和列(3)。其中,参考李增福等(2023)的研究,被解释变量 Cfo 采用经营活动产生的现金流量净额与期初总资产的比值刻画;参考 Ang 等(2000)的研究,被解释变量 $Turn$ 采用企业营业收入与总资产期初期末平均值的比值刻画。可以发现,交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数均显著为正。这说明,清理政府欠款专项督导行动确实提高了民营企业现金流充裕度并增强了民营企业资金周转能力。而企业现金流和资金周转能力通常被用以反映企业的流动性约束(王帅等,2023),因此上述结果证实了“清理政府欠款专项督导行动—缓解民营企业流动性约束—提高民营企业信心”的理论框架。

其次,清理政府欠款专项督导行动还会通过降低民营企业政策不确定性感知而增强民营企

^①囿于篇幅限制,表 5 只列出了被解释变量为 *Con1* 的回归结果,其他结果备索。

业信心。为验证该机制是否成立,本文考察了清理政府欠款专项督导行动是否影响民营企业经济政策不确定性感知。结果见表6列(4)。参考聂辉华等(2020)的研究,被解释变量EPU为公司年报“管理层讨论与分析”模块内容中不确定性词语数量与总词语数量的比值。可以发现,交互项*Treat×Post*对EPU的估计系数显著为负。这说明,民营企业经济政策不确定性感知因清理政府欠款专项督导行动实施而显著降低。该结果证实了“清理政府欠款专项督导行动—降低民营企业经济政策不确定性感知—提高民营企业信心”的理论框架。

表6 作用机制检验

| 变量 | <i>Zf_{qk}</i> | <i>Cfo</i> | <i>Turn</i> | <i>EPU</i> |
|-----------------------|----------------------------------|---------------------------------|-----------------------|----------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Treat×Post</i> | -0.0006 [*] (0.0003) | 0.0057 [*] (0.0034) | 0.0057*** (0.0021) | -0.0062 [*] (0.0033) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 17 762 | 15 691 | 15 691 | 17 713 |
| <i>R</i> ² | 0.4934 | 0.5415 | 0.8448 | 0.5581 |

(二)异质性分析

为证明研究假说2是否成立,本文从地区的法律制度环境、企业的外部融资依赖度和海外收入三个维度探讨清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心提振效应的异质性影响。

1. 地区法律制度环境

法律制度环境有利于促进生产要素自由流通和保障民营企业合法权益。据此,本文推断,与法律制度环境较好的地区相比,清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振效应在法律制度环境较差的地区可能更强。为验证这一理论推断,本文依据樊纲等(2011)测算的“市场中介组织的发育与法律制度环境指数”的年度中位数,将全样本分为地区法律制度环境较好和地区法律制度环境较差两组,表7展示了分组估计的回归结果。可以发现,交互项*Treat×Post*的估计系数在法律制度环境较差地区的企业中显著为正,但在处于法律制度环境较好地区的企业中不显著。上述结果说明,清理政府欠款专项督导行动对处于法律制度环境较差地区的民营企业信心的提振效应更明显。

表7 基于地区法律制度环境的分组检验

| 变量 | 地区法律制度环境较好 | | | 地区法律制度环境较差 | | |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Treat×Post</i> | -0.1015 (0.1220) | -0.0066 (0.0343) | -0.9219 (0.6354) | 0.2391** (0.0987) | 0.0776*** (0.0276) | 1.3838*** (0.4973) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 549 | 6 549 | 6 549 | 6 024 | 6 024 | 6 024 |
| <i>R</i> ² | 0.6978 | 0.7151 | 0.6991 | 0.6957 | 0.7105 | 0.7126 |

2. 企业外部融资依赖度

前文发现,流动性约束缓解效应是清理政府欠款专项督导行动提振民营企业信心的核心作用机制。因此,在内部融资和外部融资之间具有替代作用的前提下,民营企业外部融资依赖度

越高,清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振作用可能越明显。为验证这一理论推断,本文参考喻坤等(2014)的方法,采用行业内所有民营企业的外部资金需求状况的中位数度量行业外部融资依赖度,然后依据该指标的年度中位数将全样本分为企业外部融资依赖度较高和企业外部融资依赖度较低两组,表8展示了分组估计的回归结果。不难发现,交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数在外部融资依赖度较高的民营企业中显著为正,而在外部融资依赖度较低的民营企业中不显著。这说明,清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振作用在外部融资依赖度较高的企业中更明显。

表8 基于企业外部融资依赖度的分组检验

| 变量 | 企业外部融资依赖度较高 | | | 企业外部融资依赖度较低 | | |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Treat × Post</i> | 0.3513*** (0.1078) | 0.1065*** (0.0302) | 1.9646*** (0.5479) | 0.0790 (0.1005) | 0.0364 (0.0287) | 0.3656 (0.5179) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 8376 | 8376 | 8376 | 9373 | 9373 | 9373 |
| <i>R</i> ² | 0.7198 | 0.7478 | 0.7309 | 0.7012 | 0.7250 | 0.7034 |

3. 企业海外收入规模

既有研究表明,流动性约束缓解能提高民营企业海外收入规模(李想和张座铭,2014)。如果清理政府欠款专项督导行动能够通过缓解民营企业流动性约束而提振民营企业信心,则该政策对民营企业信心的提振作用在海外收入规模较小的民营企业中应该更加明显。为验证这一理论推断,本文参考顾振华和侯文平(2024)的研究,使用海外业务收入与营业收入的比值刻画企业海外收入规模,然后依据该指标的年度中位数将全样本分为企业海外收入规模较大和企业海外收入规模较小两组,表9展示了分组估计的回归结果。不难发现,交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数在海外收入规模较小的民营企业中显著为正,而在海外收入规模较高的民营企业中显著性很低或不显著。这说明,清理政府欠款专项督导行动对民营企业信心的提振作用在海外收入规模较小的企业中更明显。^①

表9 基于企业海外收入规模的分组检验

| 变量 | 企业海外收入规模较大 | | | 企业海外收入规模较小 | | |
|-----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
| | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> | <i>Con1</i> | <i>Con2</i> | <i>Con3</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Treat × Post</i> | 0.1365 (0.0937) | 0.0455* (0.0263) | 0.7405 (0.4790) | 0.2110** (0.0995) | 0.0730*** (0.0282) | 0.9747* (0.5037) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 8879 | 8879 | 8879 | 8883 | 8883 | 8883 |
| <i>R</i> ² | 0.6725 | 0.7033 | 0.6702 | 0.6838 | 0.7121 | 0.7026 |

^① 本文还从企业内部资金状态视角进行了异质性分析,限于篇幅,这部分内容备索。

(三)进一步讨论

增强企业信心,能够有效拉动企业投资,进而刺激经济增长。接下来,本文将进一步探讨清理政府欠款专项督导行动能否赋能民营企业高质量发展。

首先,考虑到投资对投资机会反应的敏感性直观地揭示了投资有效性,借鉴现有研究的处理方法(Mclean 等, 2012; 喻坤等, 2014),本文采用“研发创新投资—投资机会”敏感性框架和“资本性投资—投资机会”敏感性框架,考察了清理政府欠款专项督导行动对民营企业研发创新投资有效性和资本性投资有效性的影响。回归结果如表 10 列(1)和列(2)所示。其中,参考张璇等(2017)的研究,研发创新投资 *Rd* 采用研发支出与营业收入的比值测度;参考 Duchin 等(2010)的研究,资本性投资 *Invest* 采用当期购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与期初总资产的比值测度。可以发现,交互项 *Treat*×*Post*×*TobinQ* 对 *Rd* 和 *Invest* 的估计系数均显著为正,这说明该政策显著增强了民营企业的研发创新投资和资本性投资对投资机会的敏感程度,提高了民营企业研发创新投资的有效性和资本性投资的有效性。

表 10 进一步讨论

| 变量 | <i>Rd</i> | <i>Invest</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_OP</i> |
|----------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> | -0.0066*** (0.0021) | -0.0079** (0.0039) | 0.0369** (0.0149) | 0.0247* (0.0148) |
| | 0.0020** (0.0010) | 0.0061*** (0.0015) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 17 762 | 15 691 | 15 603 | 15 603 |
| <i>R</i> ² | 0.8590 | 0.5746 | 0.9198 | 0.8918 |

注:列(1)和列(2)还额外控制了 *Treat*×*TobinQ* 和 *Post*×*TobinQ*, 估计系数未报告。

其次,既有研究表明,企业全要素生产率随着企业投资有效性的提高而提高(Hsieh 和 Klenow, 2009)。因此,在促进民营企业扩大有效投资的基础上,清理政府欠款专项督导行动也必然能够提高民营企业全要素生产率。为验证这一理论推断,本文使用 LP 法和 OP 法分别计算企业全要素生产率,记为 *TFP_LP* 和 *TFP_OP*,并以此作为计量模型(1)的被解释变量进行估计以考察清理政府欠款专项督导行动对企业全要素生产率的影响。回归结果如表 10 列(3)和列(4)所示。交互项 *Treat*×*Post* 对 *TFP_LP* 和 *TFP_OP* 的估计系数均显著为正,这说明该政策能够显著提高企业全要素生产率,可以赋能民营企业高质量发展。^①

六、研究结论与政策建议

清理地方政府拖欠民营企业账款问题,不仅事关民营企业正常生产经营和未来发展预期,还与民营企业能否顺利实现高质量发展有密切关系。2016 年 7 月,国务院发展和改革委员会同相关责任部门组成督导组分赴北京等 7 个省(市)开展清理地方政府欠款专项督导行动,这为本文评估地方政府欠款治理对提振民营企业信心的作用提供了准自然实验情境。基于此,本文采用中国 2012—2021 年民营上市公司数据,以清理政府欠款专项督导行动为准自然实验,采用双重差分模型实证检验了地方政府欠款治理对于民营企业信心提振的影响。研究发现,清理政府

① 本文还探讨了清理政府欠款专项督导行动对民营企业投资结构的影响,限于篇幅,这部分内容备索。

欠款专项督导行动能通过缓解民营企业流动性约束和降低民营企业经济政策不确定性感知而显著提振民营企业信心，并且上述效应主要体现在法制环境较差的地区、外部融资依赖度较强和海外收入规模较小的民营企业中。此外，该政策还显著促使了民营企业扩大有效投资并提升了民营企业全要素生产率，赋能了民营企业高质量发展。

基于以上结论，本文提出如下政策建议：第一，系统治理、综合施策，强化地方政府财政资源统筹管理，加大清理地方政府拖欠民营企业账款的力度。本文研究发现，地方政府欠款治理对于民营企业信心具有显著提振效应，因此，中央政府应推广试点省份清偿的典型经验做法，采取更大力度解决拖欠民营企业账款问题。例如，着力推动地方主政官员政绩考核同清欠工作目标挂钩，加强对欠款治理工作的监督力度，确保政府欠款按时到付；强化落实责任追究制度，组织专门力量对政府投资项目开展审计调查，全面梳理政府拖欠民营企业款项问题，同时结合地方财力情况安排专项资金偿还拖欠的民营企业账款。本文研究还发现，地方政府欠款治理对民营企业信心的提振效应会因地区法律制度环境和企业外部融资依赖度等因素的差异而呈现出异质性。因此，中央政府在进行地方政府拖欠账款治理时应充分考虑地区和企业层面的异质性特征，因地制宜地制定方案，以最大化地方政府欠款治理的民营企业信心提振效应。

第二，标本兼治、惩防并举，从源头入手预防拖欠民营企业账款，切实保障民营企业合法权益。地方政府应当规范预算执行管理，建立健全的政府工程项目资金支付机制，强化对政府如期履行合同义务的督促监察，确保按时足额支付政府应付款项，提高政府对民营企业的支付信用，减少拖欠现象的发生。同时，建立完善的政府信用跟踪评价和失信惩戒机制，邀请第三方机构对政府及其相关部门的履约能力进行评估。对于存在恶意拖欠行为的政府部门，及时纳入失信名单进行惩罚和警示，提高政府拖欠行为的成本。政府部门应加强财政信息披露，主动公开政府债务和资金使用情况，提高政府财政信息的透明度，让企业和社会公众能够及时了解政府的财务状况，降低不确定性。

第三，前瞻谋划、科学部署，加强对经济运行的监测分析，稳定民营企业发展预期。本文强调，政府可以有效稳定和提振民营企业的市场信心，促进民营经济的健康发展，推动经济持续增长。政府部门应深入开展经济形势研判，发挥统计监测评价功能，与民营企业开展常态化沟通交流，为及时回应企业发展诉求和社会关切提供前瞻性依据。例如，持续强化预期管理机制，适时调整和优化宏观经济模型，分析民营经济等市场主体的信心形成机制，准确把握预期变化的内在动因，为政策调控提供科学依据；准确评估经济运行状况和趋势，适时调整政策方向和力度，力争熨平经济周期性波动，提高民营经济发展韧性，促进民营企业稳定健康发展。

* 感谢上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJJ-2024-345)的支持，同时也感谢审稿专家和编辑提出的宝贵意见。

参考文献：

- [1] 邓可斌,曾海舰.中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J].经济研究,2014,(2):47–60.
- [2] 樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011,(9):4–16.
- [3] 范子英,田彬彬.税收竞争、税收执法与企业避税[J].经济研究,2013,(9):99–111.
- [4] 范子英,赵仁杰.财政职权、征税努力与企业税负[J].经济研究,2020,(4):101–117.
- [5] 顾振华,侯文平.中华文化“走出去”对企业海外收入的影响研究——基于国家文化出口基地的准自然实验[J].南京审计大学学报,2024,(3):100–111.
- [6] 黄卓,陶云清,王帅.社会信用环境改善降低了企业违规吗?——来自“中国社会信用体系建设”的证据[J].金融研究,2023,(5):96–114.

- [7]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,(1):4–16.
- [8]李想,张座铭.流动性约束与企业出口二元边际——来自中国工业企业的经验证据[J].当代财经,2014,(12):97–108.
- [9]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,(1):170–191.
- [10]刘贯春,张军,刘媛媛.宏观经济环境、风险感知与政策不确定性[J].世界经济,2022,(8):30–56.
- [11]刘晓光,刘元春.杠杆率、短债长用与企业表现[J].经济研究,2019,(7):127–141.
- [12]聂辉华,阮睿,沈吉.企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J].世界经济,2020,(6):77–98.
- [13]田彬彬,范子英.征纳合谋、寻租与企业逃税[J].经济研究,2018,(5):118–131.
- [14]万海远,张尉,陈基平,等.税收政策支持与企业预期转变[J].经济研究,2024,(4):24–42.
- [15]王朝阳,张雪兰,包慧娜.经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆[J].中国工业经济,2018,(12):134–151.
- [16]王帅,王亚男,秦睿祺.地方政府欠款治理与民营企业劳动雇佣决策[J].数量经济技术经济研究,2023,(12):172–193.
- [17]王永进,冯笑.行政审批制度改革与企业创新[J].中国工业经济,2018,(2):24–42.
- [18]谢德仁,林乐.管理层语调能预示公司未来业绩吗?——基于我国上市公司年度业绩说明会的文本分析[J].会计研究,2015,(2):20–27.
- [19]徐朝辉,王满四.财政补贴、企业家信心与实体企业过度金融化[J].会计研究,2023,(1):149–163.
- [20]薛爽,肖泽忠,潘妙丽.管理层讨论与分析是否提供了有用信息?——基于亏损上市公司的实证探索[J].管理世界,2010,(5):130–140.
- [21]杨杨,杨兵.税收优惠、企业家市场信心与企业投资——基于上市公司年报文本挖掘的实证[J].税务研究,2020,(7):86–94.
- [22]叶永卫,陶云清,杜雨晴,等.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,(7):43–54.
- [23]喻坤,李治国,张晓蓉,等.企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击[J].经济研究,2014,(5):106–120.
- [24]张杰,芦哲,郑文平,等.融资约束、融资渠道与企业R&D投入[J].世界经济,2012,(10):66–90.
- [25]张璇,刘贝贝,汪婷,等.信贷寻租、融资约束与企业创新[J].经济研究,2017,(5):161–174.
- [26]祝丽敏,赵晶,孙泽君.社会责任承担能提升企业信心吗?——企业参与精准扶贫的实证研究[J].经济管理,2021,(4):71–87.
- [27]左翔,李辉文.市场化进程中的劳动者社群网络与企业效率[J].经济研究,2017,(3):106–121.
- [28]Ang J S, Cole R A, Lin J W. Agency costs and ownership structure[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(1): 81–106.
- [29]Chetty R, Looney A, Kroft K. Salience and taxation: Theory and evidence[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(4): 1145–1177.
- [30]Duchin R, Ozbas O, Sensoy B A. Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(3): 418–435.
- [31]Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C. Financing constraints and corporate investment[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 1: 141–206.
- [32]Holmstrom B, Tirole J. Financial intermediation, loanable funds, and the real sector[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(3): 663–691.
- [33]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [34]Huang X, Teoh S H, Zhang Y L. Tone management[J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(3): 1083–1113.

- [35]Ilut C L, Schneider M. Ambiguous business cycles[J]. American Economic Review, 2014, 104(8): 2368–2399.
- [36]Li F. The information content of forward - looking statements in corporate filings—a naïve Bayesian machine learning approach[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(5): 1049–1102.
- [37]McLean R D, Zhang T Y, Zhao M X. Why does the law matter? Investor protection and its effects on investment, finance, and growth[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(1): 313–350.

Governance of Local Government Arrears and Confidence Boosting in Private Enterprises

Xie Xiangjie¹, Wang Shuai², Shi Yuntong³, Zhou Kuo⁴

(1. School of Urban and Regional Science, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. College of Biological and Agricultural Engineering, Jilin University, Changchun 130012, China; 4. Northeast Asian Research Center, Jilin University, Changchun 130012, China)

Summary: In recent years, the central government of China has intensively introduced supporting policies to stimulate the vitality of private enterprises. However, the issue of local government arrears to private enterprises still persists. In fact, the central government has introduced a series of key measures to tackle the issue of overdue payments to private enterprises. In particular, in July 2016, the National Development and Reform Commission (NDRC) launched a special supervision action for repaying government arrears. The impact of this action on private enterprise confidence has yet to be explored. Addressing the above questions will provide significant practical implications for improving the governance system of local government arrears to boost private enterprise confidence.

Taking China's special supervision action for repaying government arrears as a quasi-natural experiment, this paper uses data from China's A-share private listed companies (2012–2021) to empirically test the impact and mechanism of local government arrears governance on private enterprise confidence based on the DID method. The results reveal that the action effectively boosts the confidence of private enterprises, and this effect is more prominent in regions with a poorer legal system environment and in private enterprises with higher external financing dependence and lower export revenues. Mechanism testing shows that this effect is mainly achieved by alleviating liquidity constraints and reducing perception of economic policy uncertainty. Further exploration shows that the action encourages private enterprises to expand effective investments and enhances their TFP, thereby fostering the high-quality development of private enterprises.

This paper contributes to the literature in the following aspects: First, it explores the microeconomic effect of China's special supervision action for repaying government arrears. Second, from the perspective of local government arrears governance, it expands the literature on factors affecting private enterprise confidence and provides empirical support for boosting private enterprise confidence in China. Third, it supplements the specific mechanisms through which China's special supervision action for repaying government arrears promotes private enterprise investment. Fourth, it provides important policy implications for effectively stimulating the vitality of private economy growth.

Key words: governance of local government arrears; private enterprises; enterprise confidence; high-quality development

(责任编辑 石慧)