

## 地方政府债务治理与实体企业系统性风险

李小林<sup>1</sup>，董礼媛<sup>1</sup>，司登奎<sup>2</sup>

(1. 中国海洋大学 经济学院，山东 青岛 266100；2. 青岛大学 经济学院，山东 青岛 266071)

**摘要：**在需求收缩、供给冲击和预期转弱三重压力叠加的复杂形势下，妥善处置地方政府债务问题、牢牢守住不发生系统性风险的底线是确保当前我国经济稳定和发展安全的关键。本文以2010—2020年中国非金融上市公司年度数据为样本，采用2015年新《预算法》的正式施行作为外生政策冲击构造准自然实验，深入考察了地方政府债务治理对实体企业系统性风险的影响效应及作用机制。研究表明，地方政府债务治理通过杠杆失衡机制和信用关联机制，有效降低了实体企业的信贷错配、过度负债及杠杆操纵水平，显著弱化了实体企业间的担保关联和因影子银行与金融化活动引致的信用风险关联，从而有力缓释了实体企业的系统性风险。这一效应对政府隐性担保强、金融监管程度弱及城投债务期限长的地区尤为明显。经济后果上，地方政府债务治理对实体企业系统性风险的积极缓释效应，最终有利于促进企业经营业绩的平稳增长。文章的研究揭示了地方政府债务治理具有防范化解系统性风险以及扫清经济增长隐患的重要政策效果，对于深化地方政府债务治理改革和防范化解重大经济金融风险具有重要理论启示。

**关键词：**地方政府债务治理；实体企业系统性风险；杠杆失衡；信用关联；稳增长

**中图分类号：**F812.7；F832 **文献标识码：**A

### 一、引言

在中国经济发展进程中，地方政府债务资金发挥了独特且至关重要的作用，特别是在应对2008年国际金融危机及2020年新冠病毒感染疫情等重大非预期冲击的过程中，其对于地区投资、就业及经济恢复增长更是起到了积极显著的调控效果（范剑勇和莫家伟，2014；毛捷和黄春元，2018）。然而，在财政支出责任下移、地方经济标尺竞争和官员晋升压力等因素的共同驱动下，我国地方政府债务规模出现了超常规和低效率膨胀，由此引致并集聚的风险对我国金融稳定和经济安全构成了重大威胁（伏润民等，2017；周世愚，2021）。为此，党中央、国务院先后部署了一系列地方政府债务治理改革举措。2014年8月，全国人大常委会审议通过了《关于修改〈中华人民共和国预算法〉的决定》（以下简称新《预算法》），旨在从基本法律制度的层面，赋予地方政府表内发债融资的权限，并对举债主体、用途、规模、方式和风险控制作出明确限制性规定，为健全地方政府债务管理体制，防范化解地方政府债务风险提供新的指引。同年9—10月，国务院相继印发《关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发〔2014〕43号）和《关于深化预算管理制度改革的决定》（国发〔2014〕45号）两项政策文件，旨在为2015年新《预算法》的正式实施奠定具体的执行基础。自此，我国地方政府债务治理步入新时期，应对政府债务风险的方式更加规范化、科学化和市场化。

现有研究表明，地方政府债务治理改革有效遏制了地方政府债务扩张（梁若冰和王群群，2021），改变了融资平台公司城投债的发行方式与担保体系，并且削弱了地方政府与融资平

收稿日期：2023-03-31

基金项目：国家社会科学基金一般项目（22BJL018）

作者简介：李小林（1983—），女，湖北黄冈人，中国海洋大学经济学院副教授，博士生导师；

董礼媛（1997—），女，山东烟台人，中国海洋大学经济学院硕士研究生；

司登奎（1989—）（通讯作者），男，河南商丘人，青岛大学经济学院教授，博士生导师。

台公司的紧密联系（周世愚，2021；李凤羽等，2021）。同时，这一改革也有助于增加实体企业的外源融资可得性，从而缓解了实体企业的融资困境，改善了实体企业投融资期限错配（刘贯春等，2022），进而对实体企业的创新行为和人力资本升级产生了积极影响（张建顺和匡浩宇，2021；胡玥等，2022）。然而，这些研究主要关注债务治理对地方政府债务规模、结构及实体企业投融资行为等方面的影响。而在当前防范化解重大风险的关键时期，实体企业作为系统性风险的重要源头之一（贾妍妍等，2020；Dungey 等，2022），其与地方政府债务之间的关系如何？地方政府债务治理是否有助于缓释实体企业系统性风险？这些问题还没有得到充分解答。而厘清这些问题，对于全面认识地方政府债务管理体制改革的政策效果，深入理解实体经济领域系统性风险的生成与演化逻辑，防止实体企业系统性风险过度集聚对经济稳定增长造成威胁具有重要意义。

实体企业之所以会成为系统性风险的重要源头，主要因其不断加剧的脆弱性和逐渐增强的系统关联性。一方面，高债务和高杠杆模式是造成非金融企业脆弱性加剧并从内部滋生系统性风险的根本原因（Alfaro 等，2019）。虽然我国推行了一系列强有力的去杠杆政策，但迫于去杠杆与稳增长之间的冲突性，加之实体企业为迎合监管要求进行杠杆操纵这一“伪去杠杆”行为（许晓芳等，2020），我国非金融企业部门去杠杆进程放缓，内生脆弱性进一步存续。另一方面，伴随着信用担保、非正规投融资及金融化同群行为等经济现象的涌现，加之供应链、产业链发展升级并嵌合交织，我国实体企业间正在加速形成范围更广、联系更强、复杂程度更高的网络关联，而这会致使实体企业面临不易分散的共同风险敞口。一旦网络节点中的特定企业受到不利冲击，那么该企业遭受的尾部损失极易通过网络的级联效应发生大规模蔓延，进而引致系统性风险。然而，现有研究集中于关注金融部门系统性风险的识别、驱动因素和传染溢出等问题，仅有少数学者将系统性风险的研究拓展至实体行业或实体企业层面，通过分析网络模型中实体企业的地位以及实体行业间的风险溢出效应，证实非金融企业同样具有系统重要性特征（Poledna 等，2018；李政等，2022；Van Cauwenberge 等，2018；Dungey 等，2022）。

Adrian 和 Brunnermeier（2016）和 Acharya 等（2017）先后构建了基于市场数据的系统性风险指标，即增量条件在险价值（ $\Delta\text{CoVaR}$ ）和边际期望损失（MES）。这两项指标侧重于从贡献度和脆弱性的角度衡量金融机构和非金融企业的系统性风险水平（Dungey 等，2022）。图 1（a）和（b）分别展示了以 MES 和  $\Delta\text{CoVaR}$  作为系统性风险的代理指标时，2007—2020 年我国沪深 A 股上市金融机构和非金融企业系统性风险的动态演化。容易看出，在观测期内，我国金融部门和非金融企业部门均持续产生并积攒大量的系统性风险。特别是在 2008 年国际金融危机和 2015 年“股灾”时期，两部门系统性风险均迅速攀至峰顶，这与此时经济体系释放巨大的负面冲击不无关联。从两部门的比较可以发现，虽然金融部门的系统性脆弱与系统性贡献度在危机时刻均高于非金融部门，但在危机之后，非金融部门的系统性风险下降幅度小于金融部门，尤其是 2016 年以后，非金融企业部门的系统性风险贡献度  $\Delta\text{CoVaR}$  明显高于金融部门。由此可见，对系统性风险的研究不应局限于金融部门，非金融实体企业潜在的系统性风险问题同样不容忽视。

本文认为，地方政府债务过度扩张会扭曲金融体系的信贷资源配置机制，从而不仅导致实体企业间的杠杆失衡加剧，还催生出实体企业之间以及实体企业与金融部门之间因担保行为和非正规投融资活动而形成的网络关联和共同风险敞口，增强了实体经济领域系统性风险的累积和传染效应。而通过强化地方政府债务管理，规范地方政府举债融资行为，遏制地方政府债务过度增长，是弱化实体企业间杠杆失衡与信用关联，进而缓释实体企业系统性风险的有效途径。为检验这一核心理论逻辑，本文以 2010—2020 年中国非金融上市公司的年度数据为研究样本，以 2015 年新《预算法》的正式施行作为外生政策冲击来构造准自然实验，运用双重差分模型，系统检验了地方政府债务治理对实体企业系统性风险的影响效应以及作

## 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

用机制。研究结果表明，地方政府债务治理显著降低了融资平台依赖度较高地区的实体企业系统性风险，且这一效应在政府隐性担保强、金融监管程度弱及城投债务期限长的地区更为凸显。作用机制上，地方政府债务治理主要通过杠杆失衡机制和信用关联机制，有效缓解了实体企业的信贷错配、过度负债以及杠杆操纵，显著降低了实体企业的担保关联、影子银行以及金融资产配置行为，从而有力地缓释了实体企业的系统性风险。经济后果上，地方政府债务治理的风险缓释效应最终有利于促进实体企业经营业绩的平稳增长。

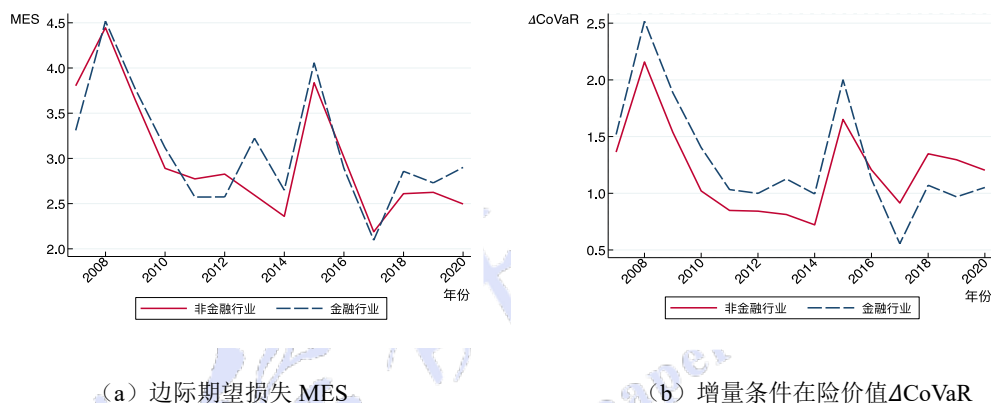


图 1 2007—2020 年我国实体企业系统性风险的演化动态

注：边际期望损失（MES）和增量条件在险价值（ $\Delta\text{CoVaR}$ ）均为周度数据的年度平均值。二者分别用以度量我国金融机构和非金融企业的系统脆弱性与系统性风险贡献度。

本文在相关文献的基础上做出了以下三方面的边际贡献：第一，聚焦于实体企业脆弱性加剧及关联性增强的重要事实，将实体企业视为系统性风险的重要源头之一，并据此重点探讨了政府债务管理体制变革是否有助于缓释实体企业系统性风险，这不仅拓宽了系统性风险的研究视阈，也为当前复杂形势下防范化解重大经济金融风险提供了可行的思路及着眼点。第二，立足于防风险的现实目标要求，采用 2015 年新《预算法》的正式施行构建准自然实验并进行双重差分估计，揭示并证实了地方政府债务治理通过减轻实体企业间的杠杆失衡与信用关联，进而缓释实体企业系统性风险的理论逻辑，不仅拓展了地方政府债务治理的微观经济效应研究，也为准确而充分地认识政府债务管理体制变革的重要政策效果提供了更丰富的经验证据。第三，着眼于防风险和稳增长双重视角，进一步验证了地方政府债务治理对实体企业系统性风险的积极缓释效应最终有利于实体企业经营业绩的平稳增长，从而具有通过防范化解系统风险扫清经济增长隐患的重要作用效果。这一研究结论凸显出地方政府债务治理在防范化解重大经济金融风险以及实现防风险和稳增长有效平衡中的核心作用。

## 二、制度背景与理论分析

### （一）制度背景

为增强中央宏观调控领导力，提高地方经济建设能动性，我国于 1994 年实施并持续推进了以“财权上移，事权下解”为主要特征的财政分权体制改革。但是由于地方事权与财权具有明显的不适配属性，地方政府极易产生资金缺口并承担着巨大的财政压力。在资金不足和经济发展的双重压力之下，地方政府设立了一系列融资平台作为政府债务的变相载体，通过城投债券和银行贷款等渠道筹措资金。特别地，为有效应对 2008 年国际金融危机的不利冲击，我国推出了“四万亿”经济刺激计划提振经济。其中，地方政府主打高密度举债模式以释放经济投资活力，由此导致我国地方融资平台数量激增，隐性债务规模井喷，进而对我国经济高质量可持续发展造成了巨大的风险隐患。

为坚决遏制地方政府债务规模无序扩张以防范化解重大风险，党中央、国务院先后进行

了一系列重大决策部署。2014年8月，全国人大常委会审议通过了新《预算法》。同年9月，国务院印发了《关于加强地方政府性债务管理的意见》。同年10月，国务院再次下发了《关于深化预算管理制度改革的决定》。特别地，2015年1月1日，新《预算法》的正式施行从基本法律制度的层面，为建立和健全我国地方政府债务体制机制提供了根本性指引，也标志着我国地方政府债务治理改革的正式开启。这次改革的核心内容包括：在举债方式上，赋予了地方政府通过发行债券进行表内融资举债的权力，明确了地方政府不得通过融资平台等事业单位进行举债，有利于逐步剥离地方政府和融资平台公司的紧密联系；在债务规模控制上，明确了地方政府举债不得突破批准的债务限额，并将债务分类纳入全口径预算管理，有利于实现债务限额与预算的双重管理；在债务偿还责任上，明确了地方政府的债务主体责任，强化了地方政府债务的硬约束机制，有助于防范地方政府举债行为的道德风险，进而有效遏制隐性债务增量；在风险防控上，建立了地方政府债务风险预警机制与应急处置机制，有助于更加科学地防范化解地方政府债务风险。此外，财政部还有序开展了为期三年的债务置换计划，以缓释地方政府债务治理进程中的存量债务风险以及可能诱发的经济波动。

图2展示了2010—2020年我国地方政府债务余额以及负债率的动态走势<sup>①</sup>。容易看出，在债务治理改革启动之前，我国地方政府债务余额逐年增长，负债率一度高达34%。而自债务治理改革启动后直至新冠病毒感染疫情暴发前，我国地方政府债务余额及负债率出现了明显的总体下降趋势。特别是对于政府负债率而言，其在2014—2019年期间累计下降了2.34个百分点。由此可见，在遏制债务规模和负债率增长方面，我国地方政府债务治理改革成效显著。值得说明的是，为应对新冠病毒感染疫情的严重不利冲击、充分发挥财政政策的逆周期调节，2020年我国大幅放松了对地方政府债务规模的管控力度，由此我国地方政府债务规模及负债率有所回升，但负债率仍明显低于地方政府债务治理前的历史最高水平。

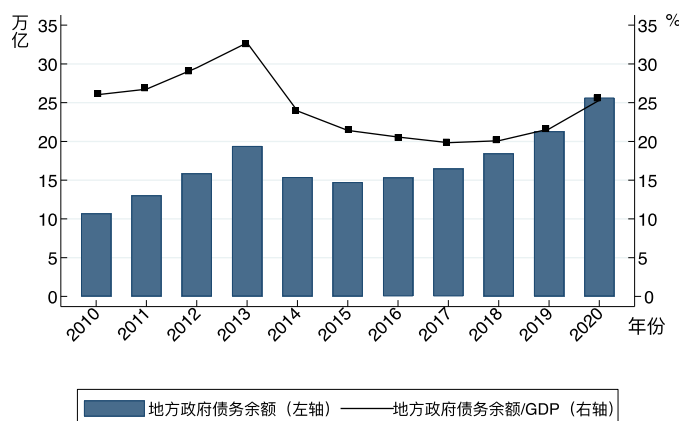


图2 2010—2020年我国地方政府负债率趋势

### (二) 理论分析

从广义角度而言，实体企业系统性风险是指个体风险累积并向外放大传染，最终对经济体系产生不利后果的过程，可分为风险累积阶段和风险放大传染阶段（方意等，2019）。在风险累积阶段，由于实体企业部门存在固有的融资约束差异和信贷资源配置不均衡问题，因此，即便面临正向的信贷供给冲击，并非所有实体企业都能实现合意地“加杠杆”，而是可能呈现出更为严重的杠杆分化与失衡。具体而言，高融资约束企业的负债不足和低融资约束企业的负债过度程度进一步加深。而这种逐渐加深的结构性杠杆失衡，不仅会降低负债不足企业的风险抵御能力，增加负债过度企业的潜在风险集聚，还会催生出实体企业之间以及实体企业与金融机构之间复杂隐蔽的资金供需关系和同质性风险暴露，从而致使个体风险不断

<sup>①</sup> 由于数据可得性的原因，2011年和2013年的地方政府债务数据由作者测算得到，其余年份的地方政府债务余额数据均来源于国家审计署。

累积并逐步具备向外扩散的条件。而在风险放大传染阶段，一旦关联网内部的特定企业在不利冲击下遭遇严重损失，进而发生资金链断裂和债务违约时，在杠杆失衡机制与信用关联机制的交互作用下，个体企业的风险将会加速暴露，并对外放大和蔓延，从而在更大程度上、更大范围内对经济和金融体系造成严重的负外部性，显现出系统性风险的特质。

地方政府债务扩张是实体企业系统性风险生成与演化的重要原因。一方面，地方政府债务扩张会在相当程度上对实体企业的债务融资造成挤占和分化效应，从而加剧实体企业间的杠杆失衡，并增加实体企业部门的系统性风险累积。另一方面，地方政府债务扩张会导致信贷资源在实体经济领域的再配置，致使融资约束程度加重的企业因寻求担保、非正规融资以及预防性配置金融资产等行为，与低融资约束企业和金融机构形成更加强化的信用关联关系，从而在不利冲击下容易引发风险传染和放大效应，并波及其他实体企业乃至金融部门。而地方政府债务治理通过强化地方政府债务的硬约束机制，并对地方政府债务存量和增量实行有效控制，从而有助于增强市场在信贷资源配置中的基础性作用，进而削弱实体企业系统性风险的杠杆失衡和信用关联，并最终发挥出缓释实体企业系统性风险的作用效果。

### 1. 地方政府债务治理与企业间杠杆失衡

地方政府债务扩张最为显著的一个经济后果在于其对实体企业融资具有挤占效应。这是因为，地方政府相对于实体企业具有融资竞争和价格竞争上的天然优势，因此，在信贷资金总量给定的情形下，地方政府债务扩张会显著地“挤出”实体企业债务融资（马树才等，2020；余明桂和王空，2022）。但需进一步注意的是，地方政府债务扩张对国有和非国有企业融资能力的影响具有显著差异。具体而言，地方政府债务扩张对非国有企业的债务融资具有明显“挤出”效应，而对国有企业的债务融资则更多表现为“挤入”效应（Liang 等，2017；汪金祥等，2020；谭小芬和张文婧，2021）。这是因为，地方政府既会利用部分国有企业作为融资平台筹集资金，又会对国有企业的亏损提供财政补贴保障，甚至在促进地区经济发展过程中，倾向于让国有企业通过扩大融资参与投资项目。在政府隐性担保的预期下，国有企业长期受益于较低的融资成本和较高的信用评级，而这会引发道德风险和逆向激励，促使其不断增加债务规模和风险敞口。由此，地方政府债务扩张导致信贷资源在国有企业部门过度聚集，加剧国有企业过度负债问题。与此同时，非国有企业将面临更为严苛的信贷条件和更加有限的信贷资源，由此出现更严重的信贷错配与负债不足问题（熊琛和金昊，2021）。应该说，国有企业和非国有企业之间的信贷配置扭曲与负债不均衡是我国企业部门杠杆结构性分化和失衡的主要表现。而结合上述论述可知，地方政府债务扩张显然是进一步加剧两个企业部门间杠杆失衡的重要原因之一。

地方政府债务扩张对实体企业融资的挤占效应还可能滋生另一个经济后果，即实体企业杠杆操纵。杠杆操纵是指企业有意识地采取明股实债、表外负债等多种方式调整 and 粉饰其账面负债水平，从而增强其融资能力的行为（许晓芳等，2020）。企业为何会从事杠杆操纵行为？主要原因有两点：一是出于对信贷违约风险的管控，银行等金融机构通常会设定企业的账面杠杆率上限来实现对其借贷企业的初步筛选，而这是促使企业实施杠杆操纵动机的外因；二是出于对表内融资能力受限的应对，企业也很可能通过采取难以被银行识别的隐蔽手段掩盖其真实负债水平，进而弥补与其他企业在信贷资源竞争中的弱势地位，实现增强其表内融资能力的目的，而这是企业实施杠杆操纵的内在原因。地方政府债务扩张导致金融资源过多配置于公共部门，这不仅会直接挤占实体企业信贷资源，还会间接致使实体企业（特别是高融资约束企业）面临更严苛的信贷标准和更高的融资成本，由此严重影响企业的持续获利或经营。在这种不利情形之下，企业进行杠杆操纵的内外部动机均会进一步增强（饶品贵等，2022）。而当企业通过杠杆操纵成功实现表内融资时，银行极易将信贷资源持续分配至这类企业，致使资本配置日渐扭曲、隐性负债问题加剧。进一步而言，由杠杆操纵行为所获的超额资本会增加企业未来的偿债压力，影响其持续获利能力。迫于偿债压力，企业很可能

持续美化杠杆水平并陷入杠杆操纵的恶性循环中，杠杆失衡态势进一步加剧。

适度的杠杆水平有利于实体企业采取最佳投资决策，实现持续盈利和有序运营，最终推动经济稳定健康增长。然而，地方政府债务扩张导致的实体企业间杠杆失衡加剧，不仅会提高高杠杆企业未来发生坏账风险和信用风险的概率，还会削弱低杠杆企业进行有效投资和扩张的能力，增加其内生脆弱性。这不仅会制约我国实体经济的有序运转和高质量发展，还会埋下系统性风险隐患。以新《预算法》实施为重要标志的地方政府债务治理改革，通过建立健全全面规范、公开透明的预算制度，并采取包括赋予地方政府举债权、规范地方政府债券发行、置换隐性债务、强化债务硬约束机制以及阻断新增隐性债务路径等一系列治理改革举措，形成了更加规范化、科学化和市场化的债务管理体制。这些治理改革措施既有利于遏制地方政府债务扩张，打破金融部门的地方政府（或国企）信仰，从而降低国有企业过度负债，减少对非国有企业信贷资源的挤占，又有利于优化地方政府债务期限结构，从而有助于地方政府降低利息负担、拉长偿债期限以及平滑偿债过程。如此不仅可以增大实体企业可融资规模，并降低银行对企业的贷款标准，还可以促使企业减少杠杆操纵行为，提高会计信息披露质量，降低道德风险的发生。这对于促使银行作出正确的融资配置决策，改善企业间杠杆失衡，以及最终缓释实体企业系统性风险都是有益的。

### 2. 地方政府债务治理与企业间信用关联

基于信贷市场信息不对称问题，银行通常要求借贷企业提供抵押、质押以及第三方担保（尹志超和甘犁，2011），其中，第三方担保是企业缺少抵押与质押品情况下的重要融资手段之一。近年来，大型国有企业对外担保、供应链企业间担保以及母公司对子公司的担保是第三方融资担保业务的重要表征。虽然企业从事对外担保业务可从被担保企业身上获取担保收益，但是信用担保行为具有一定的风险传染效应。具体地，对外担保行为加深了企业与被担保方的关联关系，信用担保的广泛使用在企业间形成众多担保链条，进而构成复杂的担保网络。根据风险转移理论可知，被担保企业的违约风险沿着担保链条转移至担保企业，甚至通过担保网络的作用犹如多米诺骨牌式传染至更多的企业与银行（曹廷求和刘海明，2016），进而诱发经济体系的系统性风险。在地方政府债务扩张的同时，银行也倾向于收紧对企业的放贷条件，甚至要求企业提供信用良好的第三方担保，由担保方承担被担保企业债务偿还的连带责任，由此导致企业间信用关联更为紧密。

影子银行是金融摩擦和信贷错配的产物，其产品嵌套度高、信用关联复杂，容易导致企业间风险交叉传染，呈现出明显的系统性特质（司登奎等，2022）。大型非金融企业具有信用等级高、收益潜力大和债务违约风险低的特点，因而在金融资源的竞争中居于优势地位。出于监管套利的动机，这类融资优势企业开始直接或间接地参与影子银行业务，通过委托理财、委托贷款或委托担保等形式，为融资劣势企业提供信贷资金支持，成为影子银行业务的供给方（王永钦等，2015）。而地方政府债务扩张在助长这类企业持续获得融资优势地位进而提供更多影子银行业务的同时，也使得一些融资劣势企业难以从正规金融机构获得足够的信贷支持。在这种情形之下，融资劣势企业迫于解决资金短缺的问题，不得不参与影子银行业务以获取融资并维持经营运转，成为影子银行业务的需求方。也正是基于这一逻辑，在我国地方政府债务扩张的同时，非金融企业影子银行规模也在超预期膨胀，致使实体企业间形成复杂的信用网络关联。而一旦负向冲击通过这一信用网络蔓延，将会引发整个影子银行链条的系统性风险（彭俞超和黄志刚，2018）。

金融资产投资不仅是企业实现预防性流动性转换的重要方式，也是获取短期超额收益的重要来源。现实情况下，实体企业会根据其面临的融资约束水平及金融资产相对于实体资产的收益与风险状况，出于“预防性储蓄动机”和“利润追逐动机”，调整其资产组合中金融资产的比重。然而，若金融资产占比超过正常合理水平，实体企业就会脱离主营业务，陷入过度金融化所引致的脆弱性加剧的困境。与此同时，实体企业金融化行为还存在显著的同群

效应。这使得企业间因存在共同风险暴露而产生风险关联，从而加大负面冲击下个体风险在同群企业间交叉传染的可能性（李秋梅和梁权熙，2020）。而在地方政府债务扩张导致实体企业融资被挤占和分化的情形之下，融资约束较大企业的“预防性储蓄动机”增强，由此会增加金融资产配置以备不时之需，而融资约束较小的企业则因具备更强的“利润追逐动机”而增持金融投资以获取超额投资收益。此外，债务扩张会导致地方政府偿债压力加大，而这可能促使其通过提高土地租金增加财政收入、提高偿债能力。这种短视行为会推高房价和金融资产收益率（余明桂和王空，2022），从而致使实体企业增加金融资产配置并承担更高的金融风险敞口。

我国地方政府债务治理改革旨在建立规范、透明、可控的地方政府举债融资机制，推进债务置换和重组，加强对隐性债务的监管和清理。通过这些治理措施，这一改革能发挥出改善金融体系信贷资源配置扭曲，弱化地方政府和国有企业部门的融资优势地位，增强市场对信贷资源配置的基础性作用，进而降低实体经济领域信贷资源再分配效应的作用效果。这一政策效果的显现，有助于阻断实体企业之间以及实体企业与金融机构之间因担保关联、影子银行业务和非实体投资业务催生出的隐性资金供需机制，进而减轻实体企业间的风险传染性关联。此外，地方政府债务治理还有利于优化财政支出结构，减少地方政府对土地出让金等基金性收入的依赖，促进土地市场化配置和房地产市场健康发展，而这也将通过遏制房价过快上涨和过度金融化而降低实体企业间的同质性风险暴露。

综上所述，本文认为，地方债务治理主要通过杠杆失衡机制和信用关联机制，减轻实体企业的脆弱性累积，降低实体企业间的传染性关联，从而遏制实体企业系统性风险。本文将这一作用机理凝练于图3，并据此提出如下两个待于检验的核心研究假设：

研究假设1：地方政府债务治理有助于缓释实体企业的系统性风险。

研究假设2：地方政府债务治理通过杠杆失衡机制和信用关联机制，降低实体企业的信贷错配、过度负债和杠杆操纵，减少实体企业间的担保关联及影子银行和金融资产持有等金融化行为，进而缓释实体企业系统性风险。

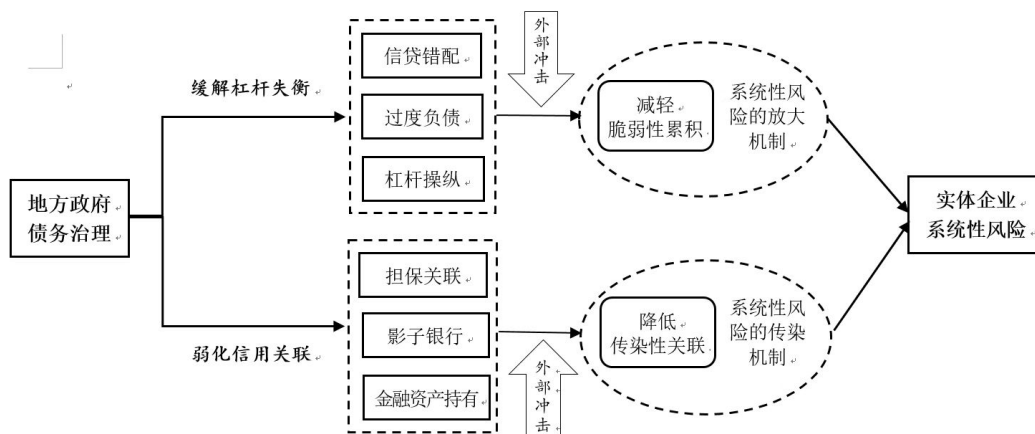


图3 地方政府债务治理缓释实体企业系统性风险的理论机制

### 三、研究设计

#### （一）样本选取与数据来源

考虑到我国地方政府债务治理改革正式开始于2015年，基于改革前后样本充裕性、可比性，并剔除国际金融危机影响，本文选取2010—2020年非金融上市公司的年度财务数据作为研究样本。上市公司年度财务数据来源于CSMAR数据库，地方政府债务数据及计算实体系统性风险所需企业和宏观层面数据均来源于WIND数据库。特别地，本文对样本进行

了如下处理：（1）剔除 ST 和\*ST 以及主要变量缺失的企业样本；（2）剔除 2015 年及之后上市的企业，以确保企业在地方政府债务治理改革前后均具有充足的观测值；（3）为消除极端值的影响，对连续变量进行了 1%水平的双向缩尾，最终获得 21388 个企业—年份观测值。

### （二）模型设定

为了实证检验地方政府债务治理对实体企业系统性风险的影响，参照张建顺和匡浩宇（2021）及刘贯春等（2022）的实证策略，本文构建如下双重差分模型：

$$MES_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_i \times Treat_i + \alpha_2 Control_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标*i*和*t*分别表示企业和年份。*MES*表示实体企业系统性风险。*Post*为地方政府债务治理改革的年份虚拟变量，*Treat*为处理变量。*Control*表示控制变量。 $\mu_i$ 和 $\gamma_t$ 分别表示个体固定效应和时间固定效应，以控制不随时间变化且难以观测的企业固有特征和仅随时间变化的宏观环境。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

### （三）变量定义

1. 实体企业系统性风险。本文采用 Acharya 等（2017）提出的边际期望损失作为实体企业系统性风险的代理指标，并记为 *MES*。该指标可用于衡量特定企业在市场收益率下跌时的预期损失，侧重于从企业的系统脆弱性角度衡量其系统性风险水平。其构造过程如下：假设系统 *m* 内部包含 *N* 家实体企业，企业 *i* 在 *t* 时刻的收益率为  $r_{i,t}$ ，且其占整个系统的权重为  $w_i$ ，则 *t* 时刻系统 *m* 的期望损失可由下式给出：

$$ES_{m,t}(S) = \sum_{i=1}^N w_{i,t} E_{t-1}(r_{i,t} | R_{m,t} < S) \quad (2)$$

其中，系统 *m* 的收益率  $R_{m,t}$  等于单个企业收益率的加权和。*ES* 即为系统 *m* 的期望损失，是在整个系统单日收益率下跌超过风险损失临界值 *S* 情形下，所有企业收益率的加权期望均值。在式（2）的基础上，企业 *i* 的边际期望损失可进一步表示为：

$$MES_{i,t} = \frac{\partial ES_{m,t}(S)}{\partial w_{i,t}} = E_{t-1}(r_{i,t} | R_{m,t} < S) \quad (3)$$

参照 Brownlees 和 Engle（2012）的研究，本文设定风险临界值 *S* 为-2%。这意味着，单个企业的边际预期损失是指其在整个系统的收益率单日下跌超过 2%时的预期损失。由于本文以收益率数据为基础来计算边际预期损失，因而其数值为负。为便于后文对实证结果的理解，本文对 *MES* 取相反数，其值越大，表明实体企业系统性风险水平越高。

2. 地方政府债务治理。本文以 2015 年新《预算法》的正式施行作为外生政策冲击，并据此定义地方政府债务治理改革虚拟变量 *Post*。当样本区间处于 2015 年及之后，*Post* 赋值为 1，否则为 0。我国地方政府债务治理改革的关键环节在于划清地方政府与融资平台之间的关系。因此，理论上而言，改革前对融资平台依赖程度越高的地方政府，其举债方式和债务规模受到改革的影响就会越大（张建顺和匡浩宇，2021）。鉴于此，本文依据地方政府债务治理改革前 5 年地方政府对融资平台债务平均依赖度的样本中位数对处理变量 *Treat* 加以界定。具体而言，将高于样本中位数地区的企业归为实验组，将低于样本中位数地区的企业归为对照组，并据此将 *Treat* 分别赋值为 1 和 0。特别地，由于城投债规模与地方政府债务规模具有高度相关性（Liang 等，2017），因此，本文采用城投债发行规模占地方政府财政收入的比值作为地方政府对融资平台依赖度的度量指标。

3. 控制变量。借鉴 Dungey 等（2022）的研究，本文在模型（1）中纳入如下对实体企业系统性风险具有潜在重要影响的控制变量：（1）企业规模（*Size*），以企业总资产的自然对数表示；（2）杠杆率（*Lev*），以总负债与总资产之比刻画；（3）企业年龄（*Age*），采用企业成立年限的自然对数表示；（4）资产收益率（*Roa*），采用净利润与总资产之比度量；（5）账面市值比（*MB*），以总资产与市值之比表示；（6）现金流波动性（*Vcfo*），采用经行业调整的



经营性现金流在连续三个观测期内的标准差表示；(7) 资产有形性 (*Tang*)，采用存货和固定资产之和与总资产之比衡量；(8) 风险系数贝塔 (*Beta*)，由上市公司股票回报率和市场回报率计算所得；(9) 股权集中度 (*Top10*)，采用前十大股东持股比例表示；(10) 二合一 (*Dual*)，当董事长与总经理为同一人时取 1，否则为 0。

(四) 变量的描述性统计

表 1 的 Panel A 汇报了本文主要变量的描述性统计结果。实体企业系统性风险 (*MES*) 的均值为 2.8233%，中位数为 2.7539%，其均值大于中位数，说明该变量略呈右偏分布，符合系统性风险分布的一般统计规律。此外，控制变量的描述性统计与现有文献基本一致，说明本文数据具有一定可靠性，样本选取具有一定的合理性。表 1 的 Panel B 进一步展示了地方政府债务治理后对照组和实验组各变量的组间均值差异情况。容易看出，实验组企业系统性风险水平的均值在 1%水平上显著地低于对照组企业，由此可以初步推断地方政府债务治理有助于缓释实体企业系统风险水平，同时这也是对本文双重差分模型分组合理性的佐证。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	Panel A: 全样本描述性统计				Panel B: 治理后组间均值差异检验				组间差异
	样本量	均值	标准差	中位数	对照组		实验组		
					样本量	均值	样本量	均值	
<i>MES</i> (%)	21 388	2.8233	0.8363	2.7539	5 768	2.9617	5 923	2.8846	0.0771***
<i>Size</i>	21 388	22.2953	1.3270	22.1280	5 768	22.6419	5 923	22.5847	0.0571**
<i>Age</i>	21 388	2.7706	0.4086	2.8332	5 768	2.9102	5 923	2.9405	-0.0303***
<i>Lev</i> (%)	21 388	42.5564	20.5321	42.1185	5 768	42.8795	5 923	43.3971	-0.5176
<i>Roa</i> (%)	21 388	4.9120	4.0100	3.9699	5 768	4.6120	5 923	4.5418	0.0702
<i>MB</i> (%)	21 388	63.0268	25.2411	63.2278	5 768	61.2650	5 923	64.3790	-3.1140***
<i>Tang</i> (%)	21 388	36.7716	17.9879	35.3716	5 768	33.2462	5 923	37.3979	-4.1517***
<i>Vcfo</i> (%)	21 388	3.8066	3.0940	2.9479	5 768	3.6554	5 923	3.5321	0.1233**
<i>Beta</i>	21 388	1.0684	0.2486	1.0690	5 768	1.0869	5 923	1.0660	0.0208***
<i>Top10</i> (%)	21 388	58.4946	15.3766	59.1150	5 768	58.1382	5 923	56.2976	1.8406***
<i>Dual</i>	21 388	0.2420	0.4283	0.0000	5 768	0.2705	5 923	0.2083	0.0622***

注：\*\*\*和\*\*分别表示在 1%和 5%的水平上显著。

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果

表 2 是地方政府债务治理影响实体企业系统性风险的基准回归结果，从列 (1) 可以看出，在不加入任何控制变量时，*Post*×*Treat* 对实体企业系统性风险的影响系数是-0.0618，并且在 1%的水平上显著，表明在不控制其他影响因素的情况下，地方政府债务治理显著降低了实体企业的系统性风险。列 (2) —列 (4) 展示了逐步纳入全部控制变量的回归结果，不难发现，*Post*×*Treat* 的系数依然在 1%的水平上显著为负，意味着地方政府债务治理缓释实体企业系统性风险的结论依旧稳健。以列 (4) 回归结果为例，相较于融资平台依赖度较低城市的企业(对照组)而言，地方政府债务治理使得融资平台依赖较高城市的企业(实验组)的系统性风险水平下降了 0.0591 个百分点，约为 *MES* 样本均值的 2.0933%(0.0591/2.8233)。这一结果不仅具有统计上的显著性，在经济意义上也尤为显著，说明地方政府债务治理能够有效降低实体企业系统性风险，有助于发挥出缓释实体经济领域系统性风险的政策效果，由此证实研究假设 1 的理论预期。此外，控制变量对系统性风险的影响系数亦与现有研究保持一致 (Dungey 等, 2022)。其中，企业规模 (*Size*)、风险系数贝塔 (*Beta*) 的系数在 1%的

## 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

水平上显著为正，说明企业的资产规模、尾部风险越大，则系统性风险水平越高。企业资产收益率 (*Roa*) 的系数显著为负，说明企业的盈利能力越强，其内在的系统脆弱性程度越低。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>MES</i>	<i>MES</i>	<i>MES</i>	<i>MES</i>
<i>Post×Treat</i>	-0.0618*** (-3.6455)	-0.0556*** (-3.2730)	-0.0552*** (-3.2426)	-0.0591*** (-3.9646)
<i>Size</i>		0.0283*** (2.6599)	0.0384*** (3.2110)	0.0396*** (3.6704)
<i>Age</i>		0.1956*** (4.0948)	0.1720*** (3.6004)	0.0822** (1.9744)
<i>Lev</i>		0.0001 (0.1988)	-0.0006 (-1.1938)	-0.0008 (-1.5955)
<i>Roa</i>			-0.0054*** (-3.0910)	-0.0054*** (-3.3112)
<i>MB</i>			-0.0009** (-2.4648)	-0.0004 (-1.2394)
<i>Tang</i>			0.0013** (2.5070)	0.0010** (2.0483)
<i>Vcfo</i>				-0.0046*** (-2.8346)
<i>Beta</i>				0.9934*** (49.5001)
<i>Top10</i>				-0.0020*** (-3.5925)
<i>Dual</i>				-0.0119 (-0.8719)
常数项	2.9106*** (245.8112)	1.8257*** (7.2627)	1.7271*** (6.5564)	1.0257*** (4.3384)
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
观测值	20 838	20 837	20 326	18 140
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.4394	0.4405	0.4409	0.5784

注：括号内为经稳健标准误调整后的 *t* 值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下同。

### (二) 作用机制检验

1. 杠杆失衡机制。实体企业间信贷错配突出地体现为国有企业和非国有企业之间的信贷配置扭曲 (简泽等, 2018), 且就负债水平而言, 国有企业主要表现为过度负债, 而非国有企业主要表现为负债不足。鉴于此, 本文试图考察地方政府债务治理能否通过降低国有企业的信贷可得性尤其是降低国有企业过度负债水平进而改善信贷错配与杠杆失衡。本文在模型(1)的基础上引入地方政府债务治理改革与企业产权性质 (*Soe*) 的交互项 *Post×Treat×Soe*。其中, 当企业为国有属性时, *Soe* 赋值为 1, 否则为 0。就机制变量而言, 首先, 采用短期借款和长期借款之和除以总负债衡量企业的信贷可得性 (*Loans*)。同时, 遵循郑曼妮等 (2018) 的研究, 本文使用实际资本结构与目标资本结构的差值法衡量企业的过度负债水平 (*Exlev*)。如表 3 列 (1) 和列 (2) 的回归结果所示, *Post×Treat* 对企业信贷可得性和过度负债的影响

### 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

系数均显著为正（分别为 0.0164 和 0.0122），而  $Post \times Treat \times Soe$  对信贷可得性和过度负债的影响系数均显著为负（分别为 -0.0208 和 -0.0353）。该结果表明，地方政府债务治理在降低了国有企业信贷可得性，缓解了企业部门间信贷错配的同时，还减轻了国有企业的过度负债程度，调节了企业间的资金配置平衡性。信贷错配与过度负债现象的改善有助于拉动企业杠杆水平回到适度平衡状态，能够有效遏制系统性风险的杠杆放大机制，进而显著降低实体企业的系统性风险水平。

最后，依据许晓芳等（2020）的研究，企业很可能在表内负债的基础上，采用表外负债、名股实债等手段进行杠杆操纵。由此，企业的杠杆操纵程度（ $Levm$ ）可表示为账面杠杆率与考虑表外负债和明股实债融资后的真实杠杆率之差。该指标值越大，表明杠杆操纵程度越高。如表 3 列（3）的估计结果所示， $Post \times Treat$  对杠杆操纵的影响系数显著为负（-0.0235），表明地方政府债务治理能够有效减少实体企业杠杆操纵行为。如前文所述，企业虚假“降杠杆”行为的减少有助于提升企业信息透明度，从而不但有助于引导企业管理层做出正确的经营决策，以减少企业自身的脆弱性程度，还有助于银行等金融机构正确识别企业的真实财务状况，避免信贷资源持续配给至真实杠杆水平较高的企业，防止企业间杠杆失衡加剧，并最终缓释实体企业的潜在系统性风险。

表 3 杠杆失衡机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	信贷错配	过度负债	杠杆操纵
	$Loans$	$Exlev$	$Levm$
$Post \times Treat$	0.0164** (1.9755)	0.0122*** (4.1372)	-0.0235** (-2.3505)
$Post \times Treat \times Soe$	-0.0208** (-2.1982)	-0.0353*** (-9.8936)	
$Soe$	-0.0320* (-1.8700)	0.0167** (2.4204)	
$Size$	0.0023 (0.3279)	-0.0005 (-0.1773)	-0.0008 (-0.0890)
$Age$	0.0613** (2.4811)	0.0391*** (4.2564)	-0.0034 (-0.0934)
$Lev$	0.0043*** (16.9891)	0.0005*** (5.2686)	-0.0001 (-0.1576)
$Roa$	-0.0063*** (-9.1960)	-0.0060*** (-19.6919)	0.0153*** (11.8416)
$MB$	0.0000 (0.1344)	-0.0001 (-1.2217)	0.0003 (1.4853)
$Tang$	0.0006** (2.4316)	-0.0000 (-0.0117)	-0.0003 (-0.8242)
$Vcfo$	-0.0006 (-0.8340)	-0.0000 (-0.0027)	-0.0006 (-0.5417)
$Beta$	0.0175*** (2.7702)	-0.0047* (-1.7509)	0.0108 (0.9832)
$Top10$	0.0003 (1.2045)	-0.0006*** (-5.1825)	-0.0008** (-1.9917)
$Dual$	-0.0093	0.0007	-0.0011

## 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

常数项	(-1.5559) -0.0701 (-0.4332)	(0.3162) -0.0286 (-0.4707)	(-0.1176) 0.1069 (0.5331)
个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
观测值	14 878	13 434	16 701
Adj-R <sup>2</sup>	0.1397	0.1389	0.0282

2. 信用关联机制。关于实体企业间的担保关联性 (*Gua*)，本文采用企业实际对外担保金额的自然对数加以刻画。企业的对外担保金额越高，意味着该企业与被担保企业之间的信用关联性越强。表 4 列 (1) 展示了地方政府债务治理改革影响企业系统性风险的担保关联渠道结果。不难发现，*Post*×*Treat* 对企业对外担保金额的影响系数显著为负 (-0.3440)。这一结果证实地方政府债务治理有助于减少实体企业的对外担保行为。而一旦企业间的信用关联性因担保行为的减少而有所降低，那么这将会进一步遏制个体风险沿担保链条或担保网络蔓延的可能性。也就是说，地方政府债务治理能够在系统性风险的演化机制中发挥关键作用，从切断风险传染渠道的角度，有效地缓释实体企业的系统性风险 (曹廷求和刘海明, 2016)。

根据融资约束假说，融资劣势企业在受到正规渠道的融资限制时，倾向于通过非正规或非传统的金融渠道获得资本。现实情况下，实体企业主要以参与影子银行体系以及持有金融资产等金融化行为满足自身融资需求甚至监管套利的动机。对于实体企业影子银行业务 (*Shadow*)，参照司登奎等 (2022) 的研究，本文采用委托贷款、委托理财和民间借贷三者之和的自然对数进行衡量。对于实体企业的金融资产配置 (*Fin*)，本文采用金融资产自然对数的一阶差分进行测度。具体地，金融资产包括交易性金融资产、衍生性金融资产、可供出售金融资产、持有到期投资净额以及投资性房地产。如表 4 列 (2) 和列 (3) 的估计结果所示，*Post*×*Treat* 对实体企业影子银行业务和金融资产配置的影响系数均显著为负 (分别为 -0.1728 和 -0.4045)。该结果意味着，地方政府债务治理显著地降低了实体企业的影子银行业务参与度和金融资产持有量，进而能够削弱实体企业之间以及实体企业与金融部门之间的信用关联，并减少负向冲击通过信用关联渠道向外传染的可能性，从而有力地缓释实体企业系统性风险。至此，本文研究假设 2 提出的杠杆失衡机制与信用关联机制得以证实。

表 4 信用关联机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	担保关联	影子银行	金融资产配置
	<i>Gua</i>	<i>Shadow</i>	<i>Fin</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.3440** (-2.1618)	-0.1728** (-2.3039)	-0.4045** (-2.4596)
<i>Size</i>	1.4382*** (11.3406)	1.1174*** (18.4259)	0.4055*** (2.7856)
<i>Age</i>	3.2807*** (6.1025)	1.0570*** (4.5542)	-0.4837 (-0.8207)
<i>Lev</i>	0.0297*** (5.9041)	-0.0085*** (-3.7507)	-0.0016 (-0.2659)
<i>Roa</i>	-0.0297* (-1.8819)	-0.0163** (-2.1369)	0.0140 (0.7427)
<i>MB</i>	-0.0063* (-1.8834)	-0.0063*** (-3.9641)	-0.0031 (-0.7503)
<i>Tang</i>	0.0027	-0.0126***	0.0018

### 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

	(0.5832)	(-5.6675)	(0.3048)
<i>Vcfo</i>	-0.0121	-0.0066	0.0073
	(-0.7895)	(-0.9989)	(0.3916)
<i>Beta</i>	0.0918	0.0042	-0.2355
	(0.5546)	(0.0621)	(-0.9777)
<i>Top10</i>	-0.0296***	-0.0072***	0.0049
	(-5.2574)	(-2.7793)	(0.7625)
<i>Dual</i>	-0.3301**	-0.0060	0.1064
	(-2.4418)	(-0.0968)	(0.6325)
常数项	-31.1270***	-8.1601***	-6.9935**
	(-10.6285)	(-6.0296)	(-2.1634)
个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
观测值	11 953	16 047	15 759
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.1337	0.3072	0.0666

#### (三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。为了确保实验组和控制组在政策实施之前具有可比性，以及直观展现地方政府债务治理改革对企业系统性风险的动态效应，本文进行了平行趋势检验。首先，构建地方政府债务治理年度虚拟变量和 *Treat* 的交互项，随后将上述交互项对实体企业系统性风险进行回归分析，控制变量和固定效应与模型（1）一致。图 4 提供了在 90%置信区间下地方政府债务治理年度虚拟变量和 *Treat* 交互项的估计系数。可以看出，在地方政府实行债务改革治理之前，交互项的系数均不显著异于 0，证明平行趋势假设的成立。在政府债务治理当期及之后时期，交互项的系数显著为负，这表明地方政府债务治理缓释实体企业系统性风险的效应具有明显的持续性。

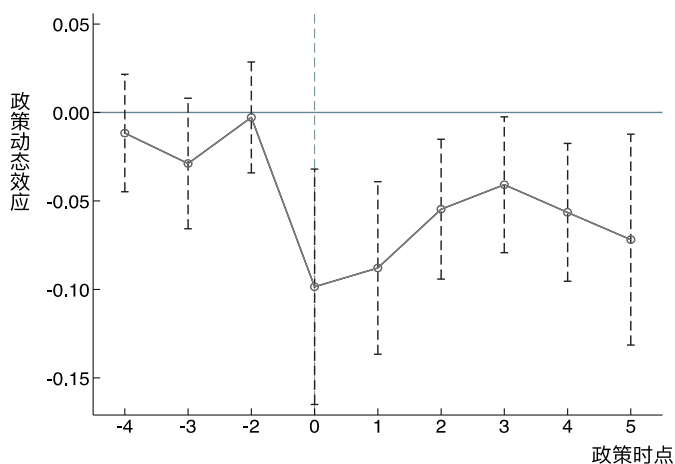


图 4 平行趋势检验

2. 改变核心变量的度量方式。在基准回归中，本文采用边际期望损失的年度算术平均值衡量实体企业系统性风险。为避免变量的度量误差而导致实证结果出现偏误，本文采用三种方法重新进行估计：首先，采用边际期望损失周度数据的年度中位数 (*MES\_M*) 作为实体企业系统性风险的替代指标之一。其次，采用 Adrian 和 Brunnermeier (2016) 提出的增量条件在险价值作为另一替代性指标，并记为  $\Delta CoVaR$ 。该指标侧重于衡量特定期单个企业 *i* 对整个系统 *m* 的系统性风险贡献度或风险溢出效应，其计算过程如下：

$$\Delta CoVaR_t^{mi} = CoVaR_t^{mi} - CoVaR_t^{mi} \quad (4)$$

## 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

其中， $VaR_{1-q}^i$  为企业  $i$  的在险价值，即在置信水平  $(1-q)$  下的最大损失，可由  $Pr(R^i \leq VaR_{1-q}^i) = q$  给出。 $VaR_{50\%}^i$  表示在 50% 置信水平（即基准状态）下企业  $i$  的在险价值。 $CoVaR_{1-q}^{m|VaR^i}$  表示企业  $i$  处于困境状态时系统  $m$  的在险价值，而  $CoVaR_{50\%}^{m|VaR^i}$  为企业  $i$  处于基准状态时系统  $m$  的在险价值。本文基于 DCC-GJR-GARCH 模型估计 95% 置信水平下样本企业的  $\Delta CoVaR$ 。同样地，对  $\Delta CoVaR$  取相反数，其值越大，表明实体企业系统性风险水平越高。最后，为克服单一指标度量系统性风险的局限，本文采用主成分分析法，基于  $VaR$ 、 $MES$  及  $\Delta CoVaR$  三个指标，构造系统性风险合成指数（ $Comrisk$ ）作为第三个替代指标。替换系统性风险指标后的实证结果列示于表 5 列（1）—列（3）。不难看出， $Post \times Treat$  的回归系数至少在 5% 的水平上显著为负，与基准回归结果保持一致，表明本文的核心研究结论没有受到系统性风险指标选择上的干扰。

**表 5 稳健性检验：替换变量度量方式**

变量	替换被解释变量			改变分组标准			强度DID
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$MES\_M$	$\Delta CoVaR$	$Comrisk$	$MES$	$MES$	$MES$	$MES$
$Post \times Treat$	-0.0615*** (-4.1581)	-0.0114** (-2.1023)	-0.0433*** (-2.8254)				
$Post \times Treat$				-0.0359** (-2.3261)			
$Post \times Treat$					-0.0312** (-2.0800)		
$Post \times Treat$						-0.0380** (-2.1655)	
$Post \times de$							-0.2387*** (-4.0688)
$Size$	0.0491*** (4.7042)	-0.0001 (-0.0227)	0.0438*** (3.7586)	0.0421*** (3.8403)	0.0401*** (3.6829)	0.0413*** (3.8083)	0.0397*** (3.6821)
$Age$	0.0616 (1.5127)	0.0579*** (3.6916)	0.0314 (0.7739)	0.0966** (2.3039)	0.0864** (2.0668)	0.0885** (2.1130)	0.0856** (2.0429)
$Lev$	-0.0010** (-2.1399)	-0.0008*** (-4.7350)	0.0002 (0.4395)	-0.0008 (-1.5563)	-0.0007 (-1.3698)	-0.0007 (-1.4929)	-0.0008 (-1.6244)
$Roa$	-0.0050*** (-3.1335)	-0.0006 (-1.0297)	-0.0054*** (-3.0548)	-0.0057*** (-3.3119)	-0.0056*** (-3.3965)	-0.0055*** (-3.3757)	-0.0054*** (-3.3057)
$MB$	-0.0003 (-0.8399)	0.0026*** (20.5049)	-0.0050*** (-13.5107)	-0.0005 (-1.3724)	-0.0005 (-1.3694)	-0.0005 (-1.4345)	-0.0004 (-1.2395)
$Tang$	0.0010** (2.1877)	0.0008*** (4.9303)	-0.0001 (-0.2235)	0.0009* (1.6878)	0.0010** (2.0075)	0.0009* (1.9568)	0.0010** (2.0687)
$Vcfo$	-0.0046*** (-2.9229)	-0.0014** (-2.5588)	-0.0035** (-2.0110)	-0.0049*** (-2.9354)	-0.0045*** (-2.7707)	-0.0046*** (-2.8334)	-0.0046*** (-2.8240)
$Beta$	0.9056*** (46.4263)	0.1028*** (15.3903)	1.1421*** (47.0102)	0.9903*** (47.5888)	0.9935*** (49.4790)	0.9927*** (49.4543)	0.9923*** (49.4154)
$Top10$	-0.0019*** (-3.5726)	-0.0019*** (-9.6476)	0.0015*** (2.8031)	-0.0021*** (-3.5923)	-0.0020*** (-3.5545)	-0.0020*** (-3.6847)	-0.0020*** (-3.6037)
$Dual$	-0.0206 (-1.5112)	-0.0058 (-1.2364)	-0.0110 (-0.7542)	-0.0139 (-0.9840)	-0.0120 (-0.8729)	-0.0118 (-0.8633)	-0.0118 (-0.8626)

### 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

常数项	0.9366*** (4.0949)	0.7665*** (8.6263)	-1.9505*** (-7.8799)	0.9524*** (4.0086)	1.0036*** (4.2093)	0.9812*** (4.1259)	1.0160*** (4.2905)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18 145	18 140	18 140	16 817	18 007	18 140	18 140
Adj-R <sup>2</sup>	0.5338	0.7673	0.6568	0.5818	0.5789	0.5780	0.5784

借鉴张建顺和匡浩宇（2021）的研究，本文进一步采用地方政府债务治理前1年和前3年的融资平台依赖度样本中位数重新定义处理变量，并分别记为*Treat1*和*Treat2*。其次，本文还依据融资平台依赖度的省份中位数重新生成处理变量*Treat3*，以增加实验组和对照组设定的合理性与稳健性。重新估计后的结果依次见表5列（4）—列（6）。容易看出，在经过变换解释变量度量方式以及改进分组标准和方式后，地方政府债务治理能够缓释实体企业系统性风险这一核心结论依然稳健。最后，本文采用2010—2014年地方政府对融资平台依赖度均值(*de*)进行强度差分估计。从表5列（7）的估计结果看，*Post*×*de*的系数显著为负，表明对于融资平台依赖度越高的地区而言，地方政府债务治理显著缓释了实体企业的系统性风险，再次证实本文基准回归结论具有一定稳健性。

3. 考虑行业 and 地区层面的差异。地区经济环境和行业因素会影响地方政府债务治理的进度与效果以及实体企业系统性风险的产生与传染。为排除地区和行业层面因素对实证结果的潜在影响，本文在模型（1）的基础上分别添加了城市层面的控制变量以及年份和行业的交互效应，以分别控制地区和行业层面随时间变化的不可观测因素对企业系统性风险的影响。地区层面的控制变量度量方式如下：地区金融发展水平（*FIN*）以地区金融机构贷款余额占 GDP 比重加以度量、地区 GDP 波动程度（*VGDP*）以地区人均 GDP 自然对数五期滚动标准差来表示、地方财政压力（*PRE*）以预算支出和预算收入之差占 GDP 比重来刻画。实证结果见表 6 列（1）和列（2），不难发现，在排除地区和行业层面的影响后，*Post*×*Treat*系数依然显著为负，再次证明地方政府债务治理能够有效降低实体企业系统性风险。

表 6 稳健性检验：考虑行业 and 地区层面的差异

变量	(1)	(2)
	<i>MES</i>	<i>MES</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.0535*** (-3.5319)	-0.0341** (-2.1851)
<i>Size</i>	0.0374*** (3.4415)	0.0236** (1.9996)
<i>Age</i>	0.0836** (2.0112)	0.1271*** (2.8990)
<i>Lev</i>	-0.0009* (-1.8124)	-0.0006 (-1.1307)
<i>Roa</i>	-0.0056*** (-3.3707)	-0.0061*** (-3.6509)
<i>MB</i>	-0.0004 (-1.2531)	-0.0006* (-1.6778)
<i>Tang</i>	0.0011** (2.2079)	0.0010** (1.9752)
<i>Vcfo</i>	-0.0046*** (-2.8137)	-0.0045*** (-2.7465)
<i>Beta</i>	0.9963***	0.9852***

李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

	(49.4302)	(46.4585)
<i>Top10</i>	-0.0020***	-0.0015***
	(-3.5927)	(-2.6820)
<i>Dual</i>	-0.0102	-0.0069
	(-0.7433)	(-0.4989)
<i>FIN</i>	0.0000***	
	(3.1046)	
<i>VGDP</i>	0.3425**	
	(2.0672)	
<i>PRE</i>	0.1157	
	(0.3901)	
常数项	0.9270***	1.0632***
	(3.8579)	(3.9258)
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	不控制
时间-行业效应	不控制	控制
观测值	17 970	18 063
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.5796	0.7881

4. 排除其他可能性解释。第一，排除“股灾”影响。2015年6月爆发的“股灾”不仅致使我国金融市场极端波动下行，也不可避免地给实体企业带来了显著的负向冲击，进而推动实体部门系统性风险水平上升。因此，为排除2015年“股灾”对本文核心研究结论的干扰，参考Cui等（2018）的研究思路，本文构建了“股灾”年度虚拟变量（*Crisis*），并在模型（1）中进一步加入地方政府债务治理改革与“股灾”的交互项  $Post \times Treat \times Crisis$  重新进行参数估计。特别地，若观测年份为2015年，则 *Crisis* 取值为1，否则为0。回归结果见表7列（1）。可以看出， $Post \times Treat$  的系数依旧在1%水平上显著为负（-0.0523）， $Post \times Treat \times Crisis$  的回归系数则不显著，这说明“股灾”对本文结论没有产生较大的偏误，地方政府债务治理缓释实体企业系统性风险的结论依旧稳健。

第二，剔除供给侧结构性改革干扰。供给侧结构性改革重点推进去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板五大重点任务和举措，有助于调整经济结构，实现要素最优配置，减少实体企业脆弱性积聚，进而缓释实体企业系统性风险。鉴于此，为了排除供给侧结构性改革对核心研究结论的影响，本文借鉴刘贯春等（2022）的做法，在原有研究样本的基础上，进一步剔除受供给侧结构性改革影响较大的煤炭、钢铁等行业，回归结果见表7列（2）。容易看出， $Post \times Treat$  的系数依然显著为负（-0.0489），说明在剔除供给侧结构性改革的影响之后，地方政府债务治理显著降低实体企业系统性风险的核心研究结论没有发生改变。

第三，控制自发试点影响。在2015年地方政府债务治理改革启动之前，国家已先后开展了“自发代还”和“自发自还”的地方政府债券改革试点工作。自2011年起，上海、浙江、广东、深圳、江苏和山东开始“自发代还”试点。自2014年起，在原有六省市的基础上，北京、江西、宁夏和青岛被列为新增试点省市，开始进行新一轮的“自发自还”试点。与“自发代还”模式下地方政府自行发债，但由中央政府进行还本付息不同的是，“自发自还”模式下的地方政府发债需自行还本付息，中央政府不再介入地方发债和还债的具体流程。考虑到本文样本覆盖“自发代还”和“自发自还”试点工作期间，因此，为了排除试点工作对其后开展的债务管理体制改革的干扰，本文在模型（1）基础上纳入了地区“自发自还”和“自发代还”虚拟变量 *Project*。当某一地级市或省份开展了相关试点工作，则 *Project* 赋值为1，否则为0。回归结果见表7列（3）。不难发现，控制自发试点影响之后，



李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

$Post \times Treat$  系数仍显著为负 (-0.0560)，即地方政府债务治理缓释实体企业系统性风险的结论依旧稳健。

表 7 稳健性检验：排除其他可能性解释

变量	股灾	供给侧结构性改革	自发试点
	(1)	(2)	(3)
	MES	MES	MES
$Post \times Treat$	-0.0523*** (-3.5577)	-0.0489*** (-3.2308)	-0.0560*** (-3.7110)
Size	0.0397*** (3.6797)	0.0301*** (2.7021)	0.0393*** (3.6402)
Age	0.0824** (1.9782)	0.0918** (2.1963)	0.0822** (1.9737)
Lev	-0.0008 (-1.5855)	-0.0007 (-1.3983)	-0.0008 (-1.5840)
Roa	-0.0055*** (-3.3328)	-0.0055*** (-3.2658)	-0.0054*** (-3.3080)
MB	-0.0004 (-1.2406)	-0.0003 (-0.7512)	-0.0004 (-1.2185)
Tang	0.0010** (2.0362)	0.0010** (2.0538)	0.0010** (2.0593)
Vcfo	-0.0046*** (-2.8586)	-0.0044*** (-2.6565)	-0.0046*** (-2.8454)
Beta	0.9933*** (49.4968)	0.9867*** (47.8284)	0.9938*** (49.5088)
Top10	-0.0020*** (-3.6125)	-0.0020*** (-3.5202)	-0.0019*** (-3.5812)
Dual	-0.0118 (-0.8605)	-0.0124 (-0.8904)	-0.0119 (-0.8696)
$Post \times Treat \times Crisis$	-0.0372 (-0.9125)		
Project			-0.0158 (-1.2981)
常数项	1.0244*** (4.3340)	1.1834*** (4.8634)	1.0311*** (4.3587)
剔除煤炭等行业	否	是	否
个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
观测值	18 140	17 419	18 140
Adj-R <sup>2</sup>	0.5784	0.5817	0.5784

5. 改变研究样本。房地产行业潜藏巨大的系统性风险隐患，其过度膨胀的泡沫一旦破碎不仅会触发金融市场动荡，还会给整个经济体系带来负向冲击。为了排除高风险房地产企业样本对实证结果造成偏误，本文在现有研究样本的基础上，进一步剔除房地产企业重新进行回归，结果见表 8 列 (1)。同时，制造业在中国经济新发展阶段占据重要战略地位，具有较高的聚类违约风险，是最具系统重要性的行业之一 (Wang 等, 2021)。鉴于此，为避免

## 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

行业层面的属性对实证结果造成影响,同时也为验证地方政府债务治理是否能够对系统性程度较高的制造业企业产生有效的风险缓释效应,本文采用仅保留制造业样本的策略重新估计模型(1),结果见表8列(2)。此外,考虑到直辖市和副省会城市在经济发展与政策施行程度上都会与一般地级市有所差异,为验证实证结果的普适性和稳健性,本文进一步剔除了地处直辖市和副省会城市的企业样本来重新估计。回归结果见表8列(3)和列(4)。结果显示,在剔除房地产行业、仅保留制造业及剔除直辖市和副省会城市样本后,  $Post \times Treat$  系数至少在5%的水平上显著为负,表明本文的核心研究结论依旧稳健。

表8 稳健性检验:改变研究样本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除房地产行业	保留制造业	剔除直辖市	剔除直辖市及副省会城市
$Post \times Treat$	-0.0523*** (-3.3787)	-0.0464** (-2.3750)	-0.0619*** (-3.5950)	-0.0648*** (-2.7433)
$Size$	0.0383*** (3.3863)	0.0344** (2.1849)	0.0380*** (3.0998)	0.0475*** (2.9369)
$Age$	0.0839** (1.9641)	0.1547*** (2.8626)	0.1124** (2.3273)	0.1650*** (2.5896)
$Lev$	-0.0007 (-1.4088)	-0.0007 (-1.1467)	-0.0009* (-1.7031)	-0.0009 (-1.3205)
$Roa$	-0.0049*** (-2.9362)	-0.0054*** (-2.8668)	-0.0040** (-2.2498)	-0.0068*** (-3.0620)
$MB$	-0.0004 (-1.1252)	-0.0006 (-1.3300)	-0.0005 (-1.2529)	-0.0007 (-1.4629)
$Tang$	0.0009* (1.7562)	0.0013* (1.9508)	0.0013** (2.3373)	0.0016** (2.3549)
$Vcfo$	-0.0048*** (-2.7731)	-0.0054** (-2.5746)	-0.0043** (-2.2942)	-0.0037* (-1.6829)
$Beta$	0.9829*** (47.6424)	0.9457*** (37.5748)	1.0050*** (44.5171)	1.0101*** (34.9740)
$Top10$	-0.0022*** (-3.9634)	-0.0027*** (-3.9768)	-0.0021*** (-3.4136)	-0.0019** (-2.5330)
$Dual$	-0.0095 (-0.6744)	-0.0158 (-0.9375)	-0.0182 (-1.1903)	-0.0321* (-1.6574)
常数项	1.0652*** (4.2814)	1.0857*** (3.2032)	0.9610*** (3.6207)	0.6658* (1.8840)
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
观测值	17 175	11 463	14 315	9 079
$Adj-R^2$	0.5734	0.5656	0.5697	0.5621

6. 安慰剂检验。考虑到其他不可预测的影响因素,同时为了进一步控制遗漏重要变量对基准回归结果的影响,本文人为指定地方政府债务治理的年份以及样本企业是否处于融资平台依赖度较高地区,并基于随机处理后的样本进行1000次回归,得到  $Post \times Treat$  交互项的错误  $t$  值和估计系数,两者的核密度函数分布如图5。不难看出,  $Post \times Treat$  的虚假  $t$  值和估计系数与0无显著差异,分别异于真实  $t$  值-3.9646和估计系数值-0.0591。这一结果表明,

前文基准回归结果并非由其他不可观测的影响因素以及遗漏重要变量因素导致的，地方政府债务治理确实显著缓释了实体企业系统性风险，再次证明了前文研究结论的稳健性。

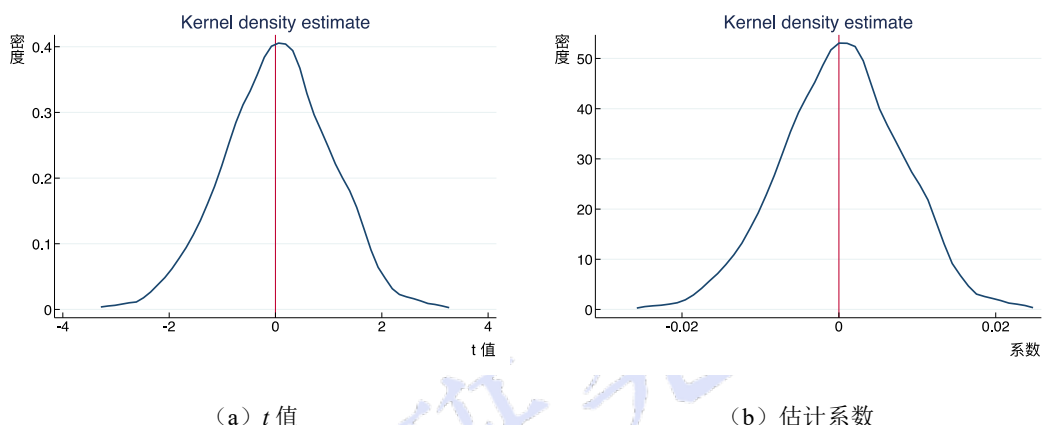


图 5 安慰剂检验

## 五、进一步分析

### (一) 异质性分析

1. 政府隐性担保。政府隐性担保会弱化市场规律在地区资源配置过程中的基础性作用，甚至于加剧资源配置扭曲态势。由此，本文推测地方政府债务治理对实体企业系统性风险的缓释效应很可能在政府隐性担保强的地区更为明显。本文采用王小鲁等（2021）构造的市场化指数中政府与市场关系分指数作为地区政府隐性担保的代理变量，并根据其中位数进行分组。表 9 列（1）和列（2）的分组回归结果显示， $Post \times Treat$  系数在政府隐性担保强的子样本中显著为负，而在隐性担保较弱的子样本中并不显著。该结果表明，地方政府债务治理能够在更大程度上缓释政府隐性担保较强地区的实体企业系统性风险。

表 9 异质性分析：政府隐性担保、地区金融监管、城投债务期限结构

变量	(1) 政府隐性担保强	(2) 政府隐性担保弱	(3) 地区金融监管弱	(4) 地区金融监管强	(5) 城投债务期限结构短	(6) 城投债务期限结构长
$Post \times Treat$	-0.0628** (-2.3980)	-0.0428 (-1.5227)	-0.0436** (-2.0400)	-0.0323 (-1.3469)	-0.0515 (-0.9593)	-0.0428** (-2.2014)
$Size$	0.0638*** (3.7969)	0.0230 (1.1925)	0.0763*** (4.2983)	0.0144 (0.7864)	0.1277*** (3.1920)	0.0267** (2.1373)
$Age$	-0.0120 (-0.1240)	0.1588*** (2.6343)	0.0171 (0.2592)	0.0061 (0.0849)	-0.0883 (-0.4948)	0.1224** (2.3459)
$Lev$	-0.0005 (-0.6622)	-0.0013* (-1.6594)	0.0003 (0.4020)	-0.0008 (-1.0079)	-0.0004 (-0.2911)	-0.0008 (-1.3644)
$Roa$	-0.0042* (-1.7544)	-0.0060** (-2.2751)	-0.0025 (-0.9601)	-0.0080*** (-3.2295)	-0.0030 (-0.7288)	-0.0056*** (-2.9539)
$MB$	-0.0011** (-1.9849)	0.0004 (0.6963)	0.0001 (0.1890)	-0.0010* (-1.8225)	-0.0010 (-1.0628)	-0.0006 (-1.5609)
$Tang$	0.0005 (0.7133)	0.0018** (2.4423)	0.0014* (1.8721)	0.0002 (0.2291)	0.0004 (0.2825)	0.0008 (1.4536)
$Vcfo$	-0.0080***	-0.0032	-0.0051**	-0.0048*	-0.0079*	-0.0032*

## 李小林、董礼媛、司登奎：地方政府债务治理与实体企业系统性风险

	(-3.1330)	(-1.3394)	(-2.0075)	(-1.8905)	(-1.8573)	(-1.8258)
<i>Beta</i>	0.9391***	1.0008***	0.8449***	1.1538***	1.0951***	0.9354***
	(31.1563)	(33.4652)	(31.5831)	(33.5796)	(24.3156)	(39.4316)
<i>Top10</i>	-0.0026***	-0.0012	-0.0040***	-0.0006	-0.0041**	-0.0023***
	(-2.8958)	(-1.4479)	(-4.5048)	(-0.6771)	(-2.0669)	(-3.6992)
<i>Dual</i>	-0.0141	0.0072	-0.0130	-0.0003	-0.0338	-0.0057
	(-0.5986)	(0.3563)	(-0.6035)	(-0.0144)	(-0.9326)	(-0.3587)
常数项	0.9056**	1.0810***	0.3520	1.3735***	-0.4580	1.3030***
	(2.1474)	(2.7128)	(0.8673)	(3.3507)	(-0.4965)	(4.7336)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8 682	9 458	8 491	8 337	5 241	12 899
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.5894	0.5797	0.5975	0.5826	0.6304	0.5421

2. 地区金融监管。地区金融监管有助于优化金融资源配置,改善地区融资环境,在调节地区杠杆失衡、阻断信用过度关联方面发挥潜在重要作用。为此,参考唐松等(2020)的做法,本文以省级层面金融监管支出占金融业增加值的比值对地区金融监管加以衡量,并依据其样本中位数进行分组检验。由表9列(3)和列(4)的估计结果可知, $Post \times Treat$ 系数仅在地区金融监管程度较弱的子样本中显著为负,表明地方政府债务治理对处于金融监管较弱地区的企业系统性风险缓释作用更为明显。可见,加强地区金融监管,构建规范有序的融资环境,对于防范系统性风险具有重要的实践意义。

3. 城投债务期限结构。地方政府债务对实体企业信贷融资挤占作用因债务期限结构不同存在差异性。地方政府债务期限结构越长,对实体企业融资挤占效应越持续,继而企业更倾向于参与形式多样但关联复杂的融资渠道。基于此,本文推断,地方政府债务治理的风险缓释效应在地方政府债务期限结构长的样本中更为凸显。为此,本文将城市—年份层面城投债券发行期限小于及等于3年的样本划为城投债务期限结构短样本组,将大于3年的样本划为城投债务期限结构长样本组。分组回归结果见表9列(5)和列(6)。不难发现, $Post \times Treat$ 系数仅在城投债务期限结构长的子样本中显著。由此证实了本文的推断。

### (二) 经济后果分析

系统性风险对于企业财务状况乃至实体经济发展具有重要的影响效力和预测性能(杨子晖等,2022)。地方政府债务治理对实体企业系统性风险的缓释效应是否会有助于进一步促进实体企业经营业绩的稳定增长,从而发挥出“防风险”和“稳增长”的双重效应?为此,本文以地方政府债务治理和实体企业系统性风险为核心解释变量,并分别以企业的业绩稳定性和业绩波动性为被解释变量来进行实证检验。其中,分别以企业未来1-5年内资产收益率的前瞻性平均值度量其业绩稳定性,记为 $Roa\_ahead_i$ ,  $i=1,2,\dots,5$ 。同时,以经过行业均值调整的资产收益率的5期( $t-2$ 到 $t+2$ )滚动标准差度量企业的业绩波动性 $Roa\_vol$ 。

表10列(1)—列(5)展示了地方政府债务治理对企业未来平均业绩增长的影响。容易看出, $Post \times Treat$ 系数均在1%水平上显著为正,而 $MES$ 系数至少在10%的水平上显著为负,表明地方政府债务治理能够通过缓释实体企业系统性风险进而促进企业未来业绩的稳定增长。列(6)进一步展示了地方政府债务治理对企业业绩波动性的影响。 $Post \times Treat$ 系数在1%水平上显著为负, $MES$ 系数在10%水平上显著为正,说明地方政府债务治理能够通过缓释实体企业系统性风险水平从而降低企业业绩波动性。上述结果充分说明,地方政府债务治理对实体企业系统性风险的缓释效应最终有利于促进企业经营业绩的稳定增长,这也在一定程度上证实了地方政府债务治理改革具有平衡好防风险和稳增长关系的重要作用效果。

表 10 经济后果分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Roa_ahead1</i>	<i>Roa_ahead2</i>	<i>Roa_ahead3</i>	<i>Roa_ahead4</i>	<i>Roa_ahead5</i>	<i>Roa_vol</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.2870*** (3.8658)	0.4100*** (6.1641)	0.4559*** (7.4833)	0.4187*** (7.6486)	0.3698*** (7.4429)	-0.0901*** (-2.8781)
<i>MES</i>	-0.0763* (-1.7450)	-0.1240*** (-3.1580)	-0.1255*** (-3.4877)	-0.1074*** (-3.3181)	-0.0899*** (-3.0617)	0.0307* (1.6606)
<i>Size</i>	-0.5431*** (-9.0210)	-0.7643*** (-14.2512)	-0.8476*** (-17.3371)	-0.8543*** (-19.4478)	-0.7933*** (-19.8978)	-0.2455*** (-9.7728)
<i>Age</i>	-0.0680 (-0.2822)	0.1010 (0.4666)	0.1869 (0.9445)	0.1427 (0.8019)	0.0993 (0.6147)	-0.0514 (-0.5050)
<i>Lev</i>	0.0155*** (6.4533)	0.0152*** (7.1349)	0.0138*** (7.1199)	0.0129*** (7.3788)	0.0122*** (7.7212)	0.0078*** (7.7917)
<i>Roa</i>	0.4162*** (51.5429)	0.2789*** (38.7013)	0.1892*** (28.7352)	0.1343*** (22.7006)	0.0982*** (18.2874)	0.1166*** (34.4475)
<i>MB</i>	-0.0194*** (-11.3269)	-0.0148*** (-9.6143)	-0.0104*** (-7.3575)	-0.0074*** (-5.8723)	-0.0057*** (-4.9226)	-0.0011 (-1.4610)
<i>Tang</i>	-0.0084*** (-3.5885)	-0.0043** (-2.0544)	-0.0020 (-1.0559)	-0.0008 (-0.4609)	-0.0003 (-0.2172)	0.0017* (1.7940)
<i>Vcfo</i>	0.0313*** (3.8933)	0.0269*** (3.7653)	0.0265*** (4.0587)	0.0219*** (3.7305)	0.0163*** (3.0670)	0.0207*** (6.1821)
<i>Beta</i>	0.0500 (0.4724)	0.0837 (0.8894)	0.0061 (0.0707)	-0.0577 (-0.7434)	-0.0601 (-0.8540)	-0.2107*** (-4.7501)
<i>Top10</i>	0.0292*** (10.3291)	0.0256*** (10.1536)	0.0215*** (9.3097)	0.0168*** (8.1066)	0.0134*** (7.1397)	-0.0064*** (-5.4317)
<i>Dual</i>	0.0548 (0.7670)	0.0585 (0.9182)	0.0509 (0.8740)	-0.0099 (-0.1880)	-0.0318 (-0.6682)	-0.0449 (-1.4993)
常数项	14.1323*** (10.6694)	18.8711*** (15.9793)	20.9057*** (19.4450)	21.5137*** (22.2670)	20.4772*** (23.3540)	6.8966*** (12.4818)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	16 363	17 097	17 234	17 254	17 262	17 262
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.2445	0.1695	0.1211	0.0964	0.0783	0.1484

## 六、结论与政策启示

在需求收缩、供给冲击和预期转弱三重压力之下，如何有效化解地方政府债务风险、牢牢守住不发生系统性风险的底线任务是保障国家金融安全，实现经济质的有效提升和量的合理增长的关键环节。基于实体企业系统重要性程度逐渐加深这一重要事实，本文以 2015 年新《预算法》的正式施行为准自然实验，重点探讨了地方政府债务治理对实体企业系统性风险的缓释效应及其影响机理。研究表明，地方政府债务治理显著降低了融资平台依赖度较高地区的企业系统性风险。作用机制上，地方政府债务治理通过杠杆失衡机制和信用关联机制，有效缓解了实体企业信贷错配、过度负债与杠杆操纵，显著弱化了实体企业间担保关联以及因影子银行与金融化活动引致的信用风险关联，进而缓释了实体企业系统性风险。在进行平

行趋势检验、安慰剂检验、替换核心变量、改变研究样本及排除同时期政策影响等稳健性检验后，地方政府债务治理缓释实体企业系统性风险的核心结论依旧成立。异质性上，地方政府债务治理的风险缓释效应在政府隐性担保强、金融监管程度弱及城投债务期限结构长的地区中尤为明显。经济后果上，地方政府债务治理对实体企业系统性风险的缓释效应会进一步促进企业经营业绩稳定增长，具有通过防范化解系统风险扫清经济增长隐患的关键作用。

基于上述研究结论，本文得到如下政策启示：第一，为巩固地方政府债务治理成果，防范化解系统性风险，我国应当持续推进地方政府债务治理进程，完善地方政府债务管理体制机制。具体而言，应加强对地方政府债务全流程管理，做到从举债主体层级限定规模，从融资渠道层级加强监管，从资金使用层级强化审批，从债务偿还层级提高披露，从而更有效地发挥地方政府债务对经济的拉动作用，消除地方政府债务扩张带来的风险隐患。第二，依据非金融企业系统重要性逐渐加深这一重要现实，本文认为其蕴含的系统性风险效应不容小觑。监管当局在有效防控金融部门系统性风险的同时，应加强对非金融企业部门系统性风险的评估与调控，构建更加完善的系统性风险监测机制。特别地，监管部门可优先将系统重要性程度高的企业纳入审慎监管框架之下，实现精准监管与有效防控。第三，考虑到融资竞争与信贷配置失衡是触发地方政府债务与实体企业系统性风险联系的先决条件，决策当局应继续深化金融市场化改革，持续完善信贷配置市场化机制，逐步弱化地方政府对实体企业融资的挤占和分化效应。

### 参考文献：

- [1] 曹廷求, 刘海明. 信用担保网络的负面效应: 传导机制与制度诱因[J]. 金融研究, 2016, (1): 145-159.
- [2] 范剑勇, 莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长[J]. 经济研究, 2014, (1): 41-55.
- [3] 方意, 王晏如, 黄丽灵, 和文佳. 宏观审慎与货币政策双支柱框架研究——基于系统性风险视角[J]. 金融研究, 2019, (12): 106-124.
- [4] 伏润民, 缪小林, 高跃光. 地方政府债务风险对金融系统的空间外溢效应[J]. 财贸经济, 2017, (9): 31-47.
- [5] 胡玥, 张涵萌, 马文杰. 地方政府债务治理改革与企业人力资本升级[J]. 经济管理, 2022, 44 (8): 152-169.
- [6] 贾妍妍, 方意, 荆中博. 中国金融体系放大了实体经济风险吗[J]. 财贸经济, 2020, 41 (10): 111-128.
- [7] 简泽, 徐扬, 吕大国, 卢任, 李晓萍. 中国跨企业的资本配置扭曲: 金融摩擦还是信贷配置的制度偏向[J]. 中国工业经济, 2018 (11): 24-41.
- [8] 李凤羽, 王空, 史永东. 腐败治理与城投债信用风险: 基于中纪委地区巡视的分析[J]. 世界经济, 2021, 44 (10): 157-178.
- [9] 李秋梅, 梁权熙. 企业“脱实向虚”如何传染? ——基于同群效应的视角[J]. 财经研究, 2020, (8): 140-155.
- [10] 李政, 石晴, 温博慧, 刘淇. 好坏波动、行业关联与中国系统性风险防范[J]. 财贸经济, 2022, 43 (9): 53-68.
- [11] 梁若冰, 王群群. 地方债管理体制变革与企业融资困境缓解[J]. 经济研究, 2021, (4): 60-76.
- [12] 刘贯春, 程飞阳, 姚守宇, 张军. 地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善[J]. 管理世界, 2022, (11): 71-89.
- [13] 马树才, 华夏, 韩云虹. 地方政府债务如何挤出实体企业信贷融资? ——来自中国工业企业的微观证据[J]. 国际金融研究, 2020, (5): 3-13.
- [14] 毛捷, 黄春元. 地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证[J]. 金融研究, 2018, (5): 1-19.
- [15] 彭俞超, 黄志刚. 经济“脱实向虚”的成因与治理: 理解十九大金融体制改革[J]. 世界经济, 2018, (9): 3-25.
- [16] 饶品贵, 汤晟, 李晓溪. 地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据[J]. 中国工业经济, 2022,

- (1): 151-169.
- [17] 司登奎, 李颖佳, 李小林. 中国银行业竞争与非金融企业影子银行化[J]. 金融研究, 2022, (8): 171-188.
- [18] 谭小芬, 张文婧. 财政分权、地方政府行为与企业杠杆率分化[J]. 经济研究, 2021, 56 (6): 76-92.
- [19] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, (5): 52-66.
- [20] 汪金祥, 吴世农, 吴育辉. 地方政府债务对企业负债的影响——基于地市级的经验分析[J]. 财经研究, 2020, (1): 111-125.
- [21] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021) [M] 北京: 社会科学文献出版社, 2005.
- [22] 王永钦, 刘紫寒, 李嫦, 杜巨澜. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界, 2015, (12): 24-40.
- [23] 熊琛, 金昊. 地方政府债务的宏观经济效应——基于信贷错配视角的研究[J]. 经济学(季刊), 2021, (5): 1545-1570.
- [24] 许晓芳, 陆正飞, 汤泰劫. 我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J]. 管理科学学报, 2020, 23 (7): 1-26.
- [25] 杨子晖, 张平淼, 林师涵. 系统性风险与企业财务危机预警——基于前沿机器学习的新视角[J]. 金融研究, 2022, (8): 152-170.
- [26] 尹志超, 甘犁. 信息不对称、企业异质性与信贷风险[J]. 经济研究, 2011, (9): 121-132.
- [27] 余明桂, 王空. 地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J]. 经济研究, 2022, (2): 58-72.
- [28] 张建顺, 匡浩宇. 地方债治理促进了企业创新吗? ——来自上市公司的经验证据[J]. 国际金融研究, 2021, (6): 86-96.
- [29] 郑曼妮, 黎文靖, 柳建华. 利率市场化与过度负债企业降杠杆: 资本结构动态调整视角[J]. 世界经济, 2018, 41 (8): 149-170.
- [30] 周世愚. 地方政府债务风险: 理论分析与经验事实[J]. 管理世界, 2021, (10): 128-138.
- [31] Acharya V V, Pedersen L H, Philippon T, et al. Measuring systemic risk [J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 2-47.
- [32] Arian T, Brunnermeier M K. CoVaR [J]. American Economic Review, 2016, 106(7): 1705-1741.
- [33] Alfaro L, Asis G, Chari A, et al. Corporate debt, firm size and financial fragility in emerging markets [J]. Journal of International Economics, 2019, 118: 1-19.
- [34] Brownlees C T, Engle R. Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement [R]. SSRN Working Paper, 2012, No.1611229.
- [35] Cui C, John K, Pang J, et al. Employment protection and corporate cash holdings: Evidence from China's labor contract law[J]. Journal of Banking & Finance, 2018, 92: 182-194.
- [36] Dungey M, Flavin T, O'Connor T, et al. Non-financial corporations and systemic risk [J]. Journal of Corporate Finance, 2022, 72: 102129.
- [37] Liang Y, Shi K, Wang L, et al. Local government debt and firm leverage: Evidence from China [J]. Asian Economic Policy Review, 2017, 12(2): 210-232.
- [38] Poledna S, Hinteregger A, Thurner S. Identifying systemically important companies by using the credit network of an entire nation [J]. Entropy, 2018, 20(10): 792.
- [39] Van Cauwenberge A, Vancauterem M, Brackers R, et al. International trade, foreign direct investments, and firms' systemic risk: Evidence from the Netherlands[J]. Economic Modelling, 2019, 81: 361-386.
- [40] Wang X, Hou S, Shen J. Default clustering of the nonfinancial sector and systemic risk: Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2021, 96: 196-208.

## Local Government Debt Governance and Real Enterprises' Systemic Risk

Li Xiaolin<sup>1</sup>, Dong Liyuan<sup>1</sup>, Si Dengkui<sup>2</sup>

**Summary:** To resolutely curb the disorderly expansion of local government debt and prevent and resolve major economic and financial risks, China has deployed a series of local government debt governance reform measures. Existing studies mainly focus on the impact of debt governance on the scale and structure of local government debt and the investment and financing behavior of non-financial firms. In the current period of preventing and resolving major risks, real enterprises become one of the important sources of systemic risks. What is the relationship between real enterprises and local government debt? Can local government debt governance slow down the systemic risk of real enterprises? These questions have not been fully answered. Clarifying these questions is of great importance for comprehensively understanding the policy effects of local government debt management system reform, deeply understanding the generation and evolution logic of systemic risk in the real economy, and preventing the excessive accumulation of systemic risk of real enterprises from threatening economic stability and growth.

Therefore, this paper takes the formal implementation of the new Budget Law in 2015 as a quasi-natural experiment, uses the annual data of China's non-financial listed firms from 2010 to 2020, adopts the difference-in-difference model, and empirically examines the effect of local government debt governance on the systemic risk of real enterprises and the underlying mechanisms. The results show that local government debt governance effectively reduces the credit mismatch, excessive indebtedness, and leverage manipulation level of real enterprises through the leverage imbalance mechanism and credit correlation mechanism, significantly weakens the guarantee correlation and credit risk correlation among real enterprises caused by shadow banking and financialization activities, thus effectively alleviating the systemic risk of real enterprises. This effect is more pronounced in regions with strong implicit government guarantees, weak financial supervision, and long-term urban investment debt. Regarding economic consequences, the positive alleviation effect of local government debt governance on the systemic risk of real enterprises is ultimately conducive to promoting the stable growth of enterprise operating performance.

The marginal contributions of this paper are threefold. First, it not only broadens the research perspective of systemic risk, but also provides feasible ideas and focuses for preventing and resolving major economic and financial risks under the current complex situation. Second, it enriches the research on the microeconomic effects of local government debt governance and provides supplementary empirical evidence for the efficacy evaluation of government debt management system reform. Third, it verifies that the positive alleviation effect of local government debt governance on the systemic risk of real enterprises is ultimately conducive to clearing up the hidden dangers of economic growth caused by preventing and resolving systemic risks.

**Key words:** Local government debt governance real enterprises' systemic risk leverage imbalance credit correlation stable growth