

地方债务化解与地区经济增长：来自融资平台改革转型的证据

周博 梁蕴佳 赵绍阳

作者信息

周博：西南财经大学经济学院博士研究生

联系电话：13262811192；Email：sczhoubo@foxmail.com

梁蕴佳：四川大学经济学院博士研究生

联系电话：17781819907；Email：yunjia_liang@163.com

赵绍阳：四川大学经济学院教授、博士生导师

联系电话：15208356634；Email：zhaoshaoyang@scu.edu.cn

致谢

本文得到四川省哲学社会科学基金青年项目“基于大数据和机器学习的全口径地方债规模测算与风险监测研究”（项目号：SCJJ24ND306）和“地方债务对中小金融机构的风险传染效应研究”（项目号：SCJJ24ND232）的资助。

地方债务化解与地区经济增长：来自融资平台改革转型的证据

内容提要：推动融资平台改革转型既是防范化解地方债务风险的内在要求，又是新一轮财税体制改革的关键内容。本文利用多源微观数据从股权网络、资源配置、经济增长的视角考察了融资平台改革转型的化债效果及其经济效应，研究发现：（1）融资平台改革转型显著降低了自身的负债和资产规模，同时提高了其盈利能力。（2）融资平台改革转型后其股权网络中其他企业的负债规模也显著下降，即有效化解了融资平台及其股权网络企业的债务规模。（3）融资平台改革转型使低效率企业减少投资且高效率企业增加投资从而显著改善了地区层面的资源配置效率，并提高了新进入企业的数量。（4）从长期来看，融资平台改革转型显著促进了地区的经济增长。本文的研究结论在当前统筹高质量发展与高水平安全的背景下为如何有效化解地方债务风险提供了重要参考。

关键词：剥离融资职能；溢出效应；股权网络；资源配置效率

一、引言

2024年11月8日，经全国人大批准的《国务院关于提请审议增加地方政府债务限额置换存量隐性债务的议案》决议通过了新增6万亿元债务限额和4万亿地方政府专项债券的化债政策。10万亿巨大规模的债务置换政策虽然能暂缓地方政府偿债压力，但要从根本上防范化解隐性债务风险，必须坚决推动地方融资平台转型（毛捷和徐军伟，2021；郁芸君等，2022）。中国共产党二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》也明确提出“建立防范化解隐性债务风险长效机制，加快地方融资平台改革转型”。推进融资平台改革转型，剥离地方政府非经营性项目的融资职能，是公共领域正确处理政府和市场关系、从源头上防范地方政府隐性债务风险的重要举措。

地方融资平台过去一直承担了为地方政府提供投融资服务的职能，其在新建基础设施等方面发挥了重要作用，但由于自身盈利能力有限也积累了大量债务并增加了地方隐性债务风险（范剑勇和莫家伟，2014；Song & Xiong，2018；毛捷等，2024）。2014年国务院发布《关于加强地方政府性债务管理的意见》，首次要求“剥离融资平台公司替政府融资的职能，融资平台公司不得新增政府债务”，释放了融资平台转型的信号。随后，各部门也出台了一系列推进地方融资平台有序转型的相关举措。2016年，财政部在回应政府债务热点问题时进一步明确了融资平台转型方向和总思路。即在妥善处理融资平台政府存量债务的基础上，推动融资平台转型为自主经营、自担风险、自负盈亏的市场化主体。并且，转型后的融资平台要按照市场化原则融资和偿债，消除政府隐性担保，实现风险内部化，其举借的债务不纳入政府债务。由此，融资平台改革转型的关键目标有两点：一是剥离融资平台替政府融资职能，以满足稳妥化解隐性债务的现实需求；二是建立现代化的企业管理制度，从而促进融资平台高质量发展。自2014年以来，全国约有1000余家融资平台公司陆续开启改革转型之路。那么融资平台改革转型的化债效果如何？其产生的经济效应又怎样？目前，鲜有文献对此做出回答。

本文综合使用2007-2019年全国税收调查企业数据、工商企业注册数据、银行信贷数据等多套微观数据考察了融资平台改革转型的化债效果以及对所在地区经济活动的影响。本文的研究结论在统筹高质量发展与高水平安全的背景下，为有效化解地方政府隐性债务提供了重要的可行思路。

本文主要有以下四个方面的发现。第一，融资平台改革转型显著降低了自身的负债和资产规模，同时其单位资产利润总额和单位资产净利润得到显著提升。这是由于融资平台改革转型后不再承担政府投融资功能，而是以成为自主经营、自负盈亏、独立承担责任的的市场法人主体作为转型目标。为此，转型后的融资平台更多地开展市场化业务，不断培育自身的造血能力，因此其盈利能力得到明显提升。此外，融资平台负债规模的降低也说明改革转型发挥了有效化解隐性债务规模的作用。

第二，融资平台改革转型显著降低了其股权网络中其他企业的负债规模，即对其股权网络中其他企业的化债行为具有正向溢出效应。本文使用工商企业注册数据中 5180 万家企业的 9250 万条股东信息，基于层层穿透的原则构建了包含 402660 家地方国有企业的融资平台股权网络数据库。本文进一步从穿透融资平台股权网络的视角考察了融资平台改革转型对其股权网络内其他企业负债规模的影响，以检验融资平台是否利用其股权网络内企业进行策略性地虚假改革转型。本文的研究发现融资平台改革转型不仅没有策略性行为，还显著降低了其股权网络中其他企业的负债规模，这表明融资平台改革转型实现了有效遏制隐性债务增量，稳妥化解隐性债务存量的化债目标。

第三，融资平台改革转型分别从集约边际和广延边际两个维度对所在地区的在位企业和新进入企业产生了正向溢出效应。一方面，融资平台改革转型使得所在地区生产效率更高的中小民营企业的固定资产投资和所获得的银行信贷金额得到显著提升，进而提高了整个地区的资源配置效率。具体地说，融资平台负债规模和资产规模的降低表明其在改革转型后释放出了一部分资源，而市场机制将这部分资源重新配置给了所在地区生产效率更高的中小民营企业进行利用。因此，融资平台改革转型有效改善了转型前所存在的资源错配现象，即资源过度集中于融资平台并挤出了其他生产效率较高的中小企业可获得的资源支持。另一方面，融资平台改革转型也促进了所在地区的企业进入，刺激了地区层面新增企业的数量。

第四，融资平台改革转型显著促进了所在地区的经济增长。融资平台改革转型所实现的资源在不同企业之间的重新配置过程对地区经济的长期增长具有显著的正向拉动效果，本文的这一发现同 Hsieh & Song（2015）的观点是一致的。Hsieh & Song（2015）指出中国在本世纪初的经济高速增长是由民营企业的成长和资源脱离国有企业的重新配置所驱动的，他们认为从二十世纪九十年代末开始的国有企业改革通过关闭亏损的国有企业释放了资源，这些资源被民营企业利用并获得了更高的利润从而实现了经济的快速增长。

与现有文献相比，本文主要存在以下两个方面的贡献。第一，本文首次较为全面地评估了融资平台改革转型的效果。近年来，融资平台债务余额从 2009 年的 6 万亿元增至 2021 年的 45 万亿元（毛捷等，2024），而推进融资平台改革转型已成为防范化解地方政府债务风险的关键一环。部分文献针对融资平台改革转型的目标及实施路径分别从理论层面（徐鹏程，2017；毛捷和徐军伟，2021；贾君怡等，2023）和实证层面（佟岩等，2024）进行了探讨，但现有文献针对地方融资平台改革转型的特征事实、化债效果及其对整个地区经济发展的影响等方面的讨论还比较欠缺。而本文基于股权网络、资源配置、经济增长等多方位的视角，综合考察了融资平台改革转型的化债效果及其经济效应，发现融资平台改革转型不仅有效化解了债务规模且增强了自身造血能力，还对地区层面的资源配置效率和经济增长产生了显著的正向促进效应。

第二，本文为如何有效防范化解地方隐性债务提供了可行的化债思路。大量文献指出以融资平台债务为主体的地方政府隐性债务的持续增长对民营企业的信贷、投资和雇佣以及全要素生产率等造成了负面影响（刘畅等，2020；Huang et al., 2020；余明桂和王空，2020；吴敏等，2022），并可能进一步引发系统性风险（熊琛等，2022）。然而鲜有文献针对如何化解地方隐性债务的问题进行了全面有效的回答。部分文献讨论了 2015 年地方政府性债务管理体制的改革（梁若冰和王群群，2021；李志生等，2024）和 2018 年地方政府债务穿透式监

管（王彦超等，2023）等债务管理政策的实施效果。但必须指出的是，由于融资平台举债方式多样、地方隐性债务隐蔽性较强等特点，近年来中央层面制定的各种监管政策都被地方政府所规避，政策实施效果被弱化，融资平台债务规模仍然持续增长（毛捷等，2024；周博和梁蕴佳，2024）。因此，要有效遏制隐性债务增量，稳妥化解隐性债务存量，就必须加强融资平台治理，坚决推动融资平台改革转型。而本文研究发现改革转型后融资平台自身及其股权网络中其他企业的负债规模均显著下降，这表明融资平台改革转型发挥了有效化解隐性债务规模的效果，并为地方融资平台改革转型是有效的化债方案提供了相应的经验证据。

文章的后续安排如下：第二部分梳理了相关文献的发展脉络；第三部分介绍了本文使用的主要数据和模型设定；第四部分考察了融资平台改革转型对自身的化债效果；第五部分研究了融资平台改革转型对其股权网络企业的化债作用；第六部分分析了融资平台改革转型对所在地区的企业投资、信贷资源配置以及经济增长产生的影响；最后一个部分总结了本文的研究结论和政策启示。

二、文献综述

（一）融资平台的发展及后果

2008 年全球金融危机爆发之后，中央政府出台了以“四万亿”经济刺激计划为核心的一揽子政策措施。为配合政策落地、帮助地方政府融资，中央政府放宽了对地方融资平台和银行信贷的限制。2009 年 3 月，中国人民银行与原银监会联合发布了《关于进一步加强信贷结构调整促进国民经济平稳较快发展的指导意见》，并明确提出“支持有条件的地方政府组建投融资平台”。在上述经济刺激计划和政策文件的推动下，全国各地大规模成立了地方政府融资平台公司，融资平台的数量由 2008 年的 3000 余家激增至 2009 年的 8000 余家（刘畅等，2020；兰小欢，2021）。凭借地方政府的隐性担保，融资平台获得了大量银行贷款，融资规模快速扩张（Cong et al., 2019）。毋庸置疑，融资平台的高速发展为应对国际金融危机发挥了积极的作用（范剑勇和莫家伟，2014；Song & Xiong, 2018）。但不可忽视的是，融资平台举债规模的迅速膨胀也导致地方政府性债务风险逐渐上升。

以融资平台债务为主的地方政府隐性债务的持续增长对企业部门的信贷、投资和雇佣等生产活动造成了一系列负面后果，进而影响了经济的可持续发展并可能引发系统性经济金融风险。刘畅等（2020）发现地方政府融资平台的成立显著挤出了当地民营企业尤其是中小企业的信贷可及性。Huang et al.（2020）指出融资平台债务的增长显著降低了私人企业的投资水平，余明桂和王空（2020）讨论了地方政府债务对私营企业雇佣人数的挤出效应。刘蓉和李娜（2021）还发现地方债务规模的存量显著降低了新增地方债务对于经济增长的拉动效应。进一步地，部分文献指出地方债务规模的扩张还降低了企业生产效率和资源配置效率。吴敏等（2022）使用全国税收调查企业数据发现地方政府融资平台债务的增长显著降低了企业层面的全要素生产率，刘潘和张子尧（2023）同样基于全国税收调查企业数据发现地方债务规模还降低了地区层面的资源配置效率使得企业间的资源错配程度上升。此外，地方政府融资平台凭借“隐性担保”的优势通过影子银行体系进行举债的行为还存在引发经济金融风险的可能性（钟宁桦等，2021；熊琛等，2022）。赵旭霞和田国强（2024）基于多部门 DSGE 模型框架剖析了地方政府债务扩张对影子银行的影响及作用机制，发现地方政府债务扩张会造成影子银行规模增加并且可能引致跨部门的系统性风险。

地方政府债务规模上涨不仅会对微观企业的各项经济活动造成负面作用，其隐藏的债务风险还可能进一步引发系统性金融风险，影响整个宏观经济的正常运行。因此，中央政府对地方政府融资平台的政策导向也由鼓励转为收紧（兰小欢，2021）。2010 年 6 月，《国务院

关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知》首次构建起了针对地方政府融资平台的监管框架，提出对融资平台和平台债务进行分类监管。2014 年开始启动债务甄别工作和整治地方政府债务问题，一方面是规范政府投融资机制，另一方面则是剥离融资平台替政府融资的功能，促使平台公司重新定位和转型升级。2014 年 9 月，国务院发布《关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发〔2014〕43 号文）要求剥离融资平台公司政府融资职能，不得新增政府债务。随后地方政府开始进行政府债务的清理甄别，实行政企分开，厘清政府直接债务与企业自身经营性债务的边界。至此，推进融资平台改革转型是防范化解地方政府债务风险的关键已成为政策界和学术界的共识（徐鹏程，2017；楼继伟，2019；毛捷和徐军伟，2021）。

（二）融资平台改革转型

融资平台主要承担基础设施建设和公益性项目，具有回收周期长、现金流较弱、回报率较低的特点，导致其自身造血能力差且债务风险较高（Alder et al., 2021；邱志刚等，2022）。因此，推动融资平台转型为自主经营、自担风险、自负盈亏的市场化主体是化解地方政府隐性债务的重要内容。而融资平台属于地方国有企业，融资平台改革转型与国有企业改革密切相关（佟岩等，2024）。现有研究针对国有企业改革的理论逻辑、实施路径以及改革成效等方面展开了丰富的讨论。黄群慧（2022）认为由于我国已经形成了庞大多样的国有企业群体，因此分类改革是全面深化国有企业改革的重要切入点。1997 年党的十五大提出的“抓大放小”国企改革战略可以理解为最早的分类型改革战略。其中，“抓大”为大中型骨干国有企业初步建立起现代企业制度并做大做强；“放小”则是对国有小企业采取改组、兼并、出售等多种改革形式，放活国有小企业，使其民营化、市场化（曹春方和张超，2020）。Hsieh & Song（2015）发现在国有部门这一转型过程中，低效率的国有企业释放出的资源被重新配置给了效率更高的私营企业利用来获得更高的利润，从而驱动了中国经济的增长。另一方面，国有经济规模占比的下降也极大地降低了私营企业的进入门槛，为所在地区的经济增长带来了新动能（Brandt et al., 2023）。

与作为一般市场主体的地方国有企业不同，融资平台具有一定的特殊性，其为地方政府承担投资项目和融资职能，存在较为严重的政企不分、权责不清等问题。在分类改革的思路下，融资平台作为一类特殊的地方国有企业，更应当专门讨论其改革转型的实施效果。为此，部分学者从理论层面探讨了融资平台改革转型的目标、可能面临的难题以及实现路径等问题（徐鹏程，2017；毛捷和徐军伟，2021）。而少数研究则从实证层面发现以国发〔2014〕43 号文引领的融资平台战略转型缓解了融资平台的中长期偿债压力，改善了融资平台流动负债的偿付能力（郭玉清等，2021）。佟岩等（2024）以持股上市公司作为融资平台改革转型的具体路径，关注到融资平台持股上市公司后提高了主动债务置换的水平。但现有文献针对地方融资平台改革转型的特征事实、化债效果及其对整个地区经济发展的溢出效应等方面的讨论较少，因而本文将尝试对此进行回答。

三、数据与模型

（一）数据介绍

本文综合使用了七套微观数据，按照数据的获取来源可以分为公开数据和非公开数据两大类，接下来对此分别进行介绍。

公开数据包含以下四类：（1）**融资平台转型名单**，数据来源于企业预警通。该数据记录了两类融资平台转型名单，一是发债企业在发债说明中公开承诺“发行人不属于地方政府融资平台，不再承担政府融资职能”；二是地方政府发布公告明确“为深入贯彻落实中央、省

关于地方政府性债务管理要求，进一步厘清政府与企业边界，推动融资平台公司改革转型，防范和化解债务风险，部分融资公司退出政府融资平台”。本文基于该数据整理得到各融资平台宣布自己不属于地方政府融资平台不再为政府融资的具体年份，即定义为该融资平台改革转型冲击的年份。具体地，在本文的样本期内（2007-2020 年）共有 1032 家融资平台进行改革转型。（2）**2007-2020 年公开发行过债券的融资平台财务报表数据**，数据来源于 Wind 数据库。该数据与融资平台转型名单进行匹配后，可用于考察融资平台改革转型前后自身经营状况的变化。（3）**2007-2020 年城市-行业-年份层面的新成立企业数量**，数据来源于天眼查。（4）**2007-2022 年城市层面 GDP 增长率**，数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）。

非公开数据包含以下三类：（1）**2007-2019 年全国税收调查企业数据**，其中 2007-2016 年每年约 70 万家企业，2017-2019 年每年约 45 万家企业（崔小勇等，2024）。全国税收调查数据是由财政部和税务总局按照分层随机抽样方法选取企业填报（高培勇和毛捷，2013），该数据时间跨度长，刚好覆盖了大部分融资平台改革转型的时间区间。此外，全国税收调查企业数据样本数量丰富，涵盖了全部大类行业，包含了大量的中小规模企业，且详细记录了企业的基本信息、资产负债表、利润表、现金流量表和税收缴纳情况等变量，为本文研究融资平台改革转型对其他企业的溢出效应提供了数据基础。（2）**融资平台股权网络数据**，数据来源于国家市场监督管理总局（原国家工商行政管理总局）负责统计和维护的工商企业注册数据。工商企业注册数据记录了中国大陆所有在工商部门登记注册过的企业样本，该数据集的信息统计截止到 2018 年 3 月，本文基于该数据集的企业基本信息和股东信息构建了融资平台股权网络数据。具体地说，通过企业股东信息可以向上追溯企业的最终控制人（如个人、政府部门、事业单位和外国公司或法人），向下则可以追溯企业控制的所有子公司。本文参考 Bai et al.（2020）的做法，将最终控制人为省、市、县三级的所有地方政府部门的全部企业认定为地方国有企业。基于上述方法可以把地方政府控制的第一代地方国有企业识别出来，然后再通过工商企业注册数据的股东信息层层向下穿透，找到地方国有企业的整个股权网络，且仅保留地方政府部门作为第一大股东的企业。基于上述方式，本文最终得到包含 402660 家地方国有企业在内的融资平台股权网络数据。本文将该融资平台股权网络数据与全国税收调查数据进行匹配，考察融资平台改革转型对其股权网络中其他企业负债规模的影响。（3）**微观信贷数据**，来自我国某省级银行监管部门。该数据集包含了 6 个城市 220 多家银行与 104227 家企业在 2009-2016 年期间的全样本信贷交易数据，变量记录了详细的贷款层面特征、企业特征和贷款银行特征。该数据由省级银行监管部门提供，数据真实可靠，且该数据所覆盖的 6 个城市为该省的随机抽样，其中包括了经济发达、中等、较差的地级市样本，在地理位置、企业类型、银行类型等方面具有较好的代表性（尹志超等，2015；宋全云等，2016）。这为本文检验融资平台改革转型对地区信贷资源配置的影响提供了重要的微观信贷数据基础。本文主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
发债融资平台财务数据（数据来源：企业预警通、Wind 数据库）					
融资平台是否改革转型	17,808	0.2836	0.4507	0	1
负债规模	17,808	22.8301	1.2264	16.8720	29.3332
资产规模	17,808	23.5864	1.0066	18.6331	29.7491
流动负债规模	17,808	21.8247	1.2753	13.6761	27.4068
长期负债规模	17,808	22.1971	1.4449	11.2585	29.1925
流动资产规模	17,808	23.1015	1.0203	16.9785	27.1106
固定资产规模	17,808	20.1979	2.7960	6.7575	29.6714

单位资产净利润	17,808	0.0127	0.0109	-0.0058	0.0758
单位资产利润总额	17,808	0.0150	0.0120	-0.0053	0.0875
匹配后的融资平台股权网络数据（数据来源：市场监督管理总局、国家税务总局）					
改革转型冲击	140,753	0.2473	0.4315	0	1
负债规模	137,072	10.9299	2.4482	0	20.4500
资产规模	140,753	11.6162	2.1778	0	20.5233
单位资产净利润	137,659	0.0321	0.1319	-0.7570	0.7355
单位资产利润总额	137,509	0.0237	0.1209	-0.7601	0.6378
全国税收调查企业数据（数据来源：国家税务总局）					
改革转型冲击	3,534,401	0.4200	0.4936	0	1
固定资产投资	3,534,401	7.1309	2.8950	-0.9943	21.9254
边际投资产出价值	3,534,401	2.5581	2.4578	-16.9768	17.0548
边际投资产出价值离散度	150,616	6.3279	4.7089	-24.1389	17.6989
银行微观信贷数据（数据来源：中国人民银行某省分行）					
改革转型冲击	2,644,411	0.6414	0.4796	0	1
企业的银行贷款金额	2,644,411	7.7472	7.8337	0.0000	24.1247
城市层面数据（数据来源：天眼查、CNRDS 数据库）					
天眼查新成立企业数量	63,651	1361.5940	3451.7010	0	30396
GDP 增长率	5,954	0.1210	0.0965	-0.8854	0.9327

（二）基准模型设定

参考现有文献广泛使用个体或企业层面发生的事件作为冲击构建双重差分模型的做法（Chen et al., 2020; 黄炜等, 2023; 蔡宏波和韩金镭, 2024; Jensen & Zhang, 2024），本文基于融资平台进行改革转型为冲击，利用多时点双重差分模型研究融资平台改革转型对其自身的影响，具体的模型设定如下式（1）所示：

$$Y_{ijct} = \alpha Treat_{ijct} + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon_{ijct} \quad (1)$$

其中， Y_{ijct} 表示位于城市 c 属于最终控制人 j 的融资平台 i 在年份 t 时的一系列结果变量，包括企业负债、资产、利润等变量。 $Treat_{ijct}$ 代表融资平台 i 在年份 t 时是否进行改革转型，取1代表进行改革转型即为处理组，取0则代表没有改革转型即为对照组。 α 是本文关注的核心系数，衡量了改革转型冲击对融资平台负债、资产、利润的平均处理效应。参照 Jensen & Zhang（2024）的做法，本文还控制了企业固定效应 λ_i 、企业年龄固定效应 Age_{ijct} 与年份固定效应 γ_t 。 ϵ_{ijct} 是误差项，采用在企业个体 i 层面进行聚类的标准误。本部分使用的企业财务报表数据来源于 Wind 数据库中发行过债券的融资平台样本。

为了检验双重差分模型是否满足平行趋势的假设，本文设定了对应上式（1）的事件研究模型，具体如下（2）式所示：

$$Y_{ijct} = \sum_{r=-5, r \neq -1}^5 \mu_r \times I_r \times Treat_i + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon_{ijct} \quad (2)$$

其中， I_r 为虚拟变量，表示日历年 t 相对事件发生年份的时间差是否等于 r ，若 t 距离事件发生年份等于 r ，则取值为1，否则为0，本文以-1期作为基准期。 μ_r 为本文感兴趣的一系列关键系数，它们表示相对基准期（ $r = -1$ ）融资平台改革转型事件冲击前后各期的估计效果。

此外，最新的计量经济学文献指出多时点双重差分模型在传统的双向固定效应模型（TWFE）估计下可能存在偏误（刘冲等，2022），因此，本文还参考 Sun-Abraham（2021）的做法对可能的异质性处理效应问题进行了修正。

四、融资平台转型的化债效果

（一）转型的融资平台特征

首先，本部分根据企业预警通收集整理的融资平台转型名单绘制了进行改革转型的融资平台数量在各年份上的变化趋势（如图 1 所示）。自 2014 年国务院《关于加强地方政府性债务管理的意见》首次要求“剥离融资平台公司替政府融资的职能，融资平台公司不得新增政府债务”，释放融资平台转型的信号后，全国各地地方政府融资平台逐渐开始剥离替政府融资的职能进行改革转型。其中，2015 年约有 800 家融资平台改革转型，融资平台转型数量达到高峰，随后各年份累计约有 600 家融资平台陆续改革转型。

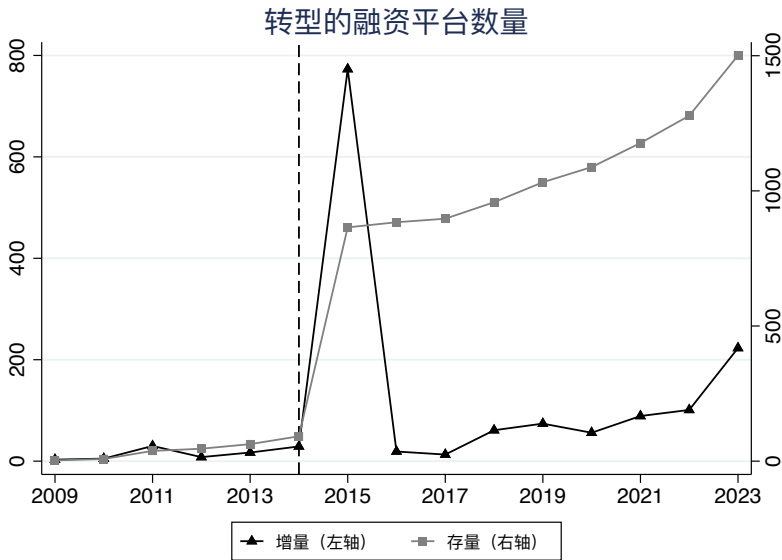


图 1 转型的融资平台数量的变化趋势

注：图中每个小点表示当年末的增量或存量。

接着，本部分将 Wind 数据库中公开发发行过债券的融资平台名单与企业预警通的融资平台转型名单进行匹配，以考察进行改革转型的融资平台具有哪些特征。本文从企业年龄、债券规模、行政层级、地理区域四个维度来刻画转型的融资平台特征。Wind 数据库中公开发发行过债券的融资平台名单显示，截至 2023 年底，共有 2763 家已发债的融资平台。根据融资平台的最终控制人的行政级别，可以将融资平台划分为省级、市级、县级三个层级。其中，省级融资平台有 118 家，占比为 4.27%；市级融资平台有 998 家，占比为 36.12%；县级融资平台有 1647 家，占比为 59.61%。按照融资平台所属行政区域，将其分为东北部、东部、中部和西部四个区域。

表 2 的（1）-（4）列分别按融资平台的四个特征维度进行回归，第（5）列则是将所有特征变量共同纳入回归。表 2 的结果显示，年龄大、债券余额多的融资平台更有可能进行改革转型。而与省级融资平台相比，市级平台和县级平台更容易进行改革转型。此外，东部、中部、西部以及东北地区的融资平台进行改革转型的概率是依次递减的。上述关于融资平台转型特征的结论与贾君怡等（2023）基本一致，他们也发现融资平台的转型实践主要集中于

地市级、发达地区且成立时间长的融资平台。

表 2 转型的融资平台特征

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	是否转型	是否转型	是否转型	是否转型	是否转型
年龄	0.0218*** (0.0059)				0.0126** (0.0061)
债券余额		0.0061*** (0.0008)			0.0060*** (0.0008)
市级平台			0.4665** (0.1953)		0.7876*** (0.2128)
县级平台			0.3151* (0.1909)		0.7432*** (0.2121)
东部地区				0.7010*** (0.2721)	0.5944** (0.2789)
中部地区				0.5653** (0.2779)	0.5015* (0.2826)
西部地区				0.4839* (0.2780)	0.4938* (0.2827)
常数项	-0.1250 (0.1085)	-0.0141 (0.0495)	0.2133*** (0.0496)	-0.3483 (0.2666)	-1.4946*** (0.3563)
Observations	2,763	2,763	2,763	2,763	2,763

(二) 融资平台转型后的变化

若融资平台明确进行改革转型，则意味着该融资平台不再承担政府投融资功能，而是转型成为自负盈亏、独立承担责任的 market 法人主体。因此，本部分以融资平台开始改革转型作为冲击，利用上式（1）所示的多时点双重差分模型，研究改革转型对融资平台自身的影响。回归结果如表 3 所示，基于双向固定效应（TWFE）方法和 Sun-Abraham（2021）方法修正异质性处理效应后得到的结果均表明，在改革转型后，融资平台的负债规模和资产规模都显著下降。Sun-Abraham（2021）修正结果显示，处理组相较于对照组在改革转型后其负债规模和资产规模分别降低了 10.18%和 6.20%。由于融资平台改革转型后不再承担政府投融资功能，其为地方政府融资和投资的行为大幅减少，则对应负债规模和资产规模也显著下降。融资平台转型后负债规模的降低也说明改革转型发挥了有效化解隐性债务规模的作用。

表 3 融资平台转型后资产负债的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量:	负债规模		资产规模	
方法:	TWFE	SA(2021)	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	-0.0612** (0.0287)	-0.1018*** (0.0310)	-0.0465** (0.0196)	-0.0620*** (0.0215)
企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	17,808	17,808	17,808	17,808
R-squared	0.8960	0.8976	0.9253	0.9258

图 2 的平行趋势图也表明，无论是基于 TWFE 还是 Sun-Abraham（2021）估计方法，处理组和对照组的负债规模和资产规模在事前各期均没有显著性差异，即满足双重差分模型事前平行的假设条件。并且，图 2 也说明进行改革转型后融资平台的负债规模和资产规模开始逐渐且持续下降，这与表 3 的回归结果是一致的。

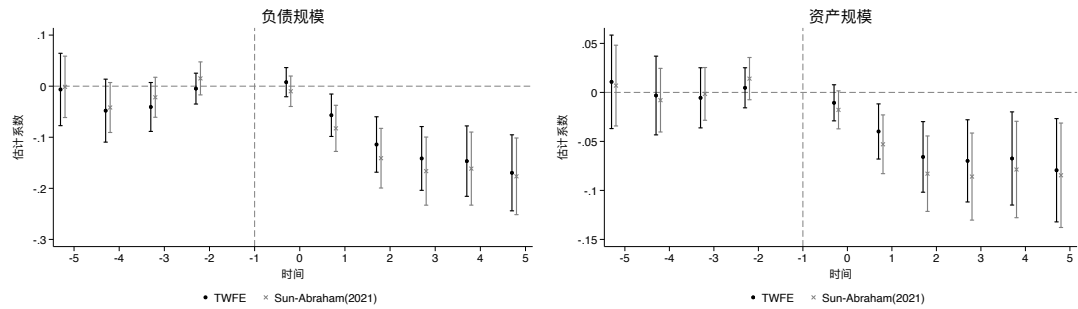


图 2 融资平台资产负债变化的平行趋势图

注：图中置信区间为 95%，如无特别说明，下同。

融资平台改革转型后由于不再承担政府投融资功能，显著降低了自身的负债规模和资产规模，那转型后其自身造血能力如何？本文使用单位资产利润总额和单位资产净利润两个指标衡量企业运用资产获得利润的能力即盈利能力来评估企业的经营效率。表 4 基于 TWFE 和 Sun-Abraham（2021）的结果均表明，改革转型后融资平台获得利润的能力显著上升。Sun-Abraham（2021）修正结果显示，处理组相较于对照组在转型后其单位资产利润总额和单位资产净利润分别提高了 0.16%。这表明改革转型后的融资平台不再依赖地方政府的担保和资金扶持来融资以从事大量投资回报率较低、回收时间较长的基础设施建设项目，而是作为独立承担责任的市场法人主体并以自负盈亏的原则开展市场化业务。这逐渐培育了融资平台企业的造血能力，因此其盈利能力得到不断提升。图 3 的平行趋势图同样表明，在满足事前平行趋势的条件下，融资平台改革转型后其单位资产利润总额和单位资产净利润都呈现持续上升的趋势。

表 4 融资平台利润的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量:	单位资产的利润总额		单位资产的净利润	
方法:	TWFE	SA(2021)	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	0.0011** (0.0005)	0.0016*** (0.0004)	0.0011*** (0.0004)	0.0016*** (0.0004)
企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	17,808	17,808	17,808	17,808
R-squared	0.5733	0.5750	0.5898	0.5916

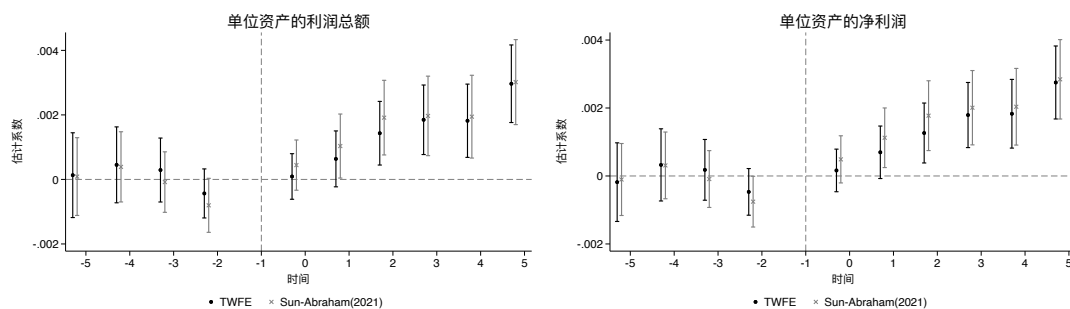


图 3 融资平台利润变化的平行趋势图

总的来看，融资平台在改革转型后显著降低了自身的负债规模和资产规模^①，这是由于其不再承担政府投融资功能。进一步地，转型后的融资平台改变了之前“负债驱动”的发展模式（宋傅天和姚东旻，2021），成为能够自负盈亏、独立承担责任的市场法人主体，逐步开展更多的市场化业务。因此，融资平台转型后实现了自我造血的能力，其盈利能力和经营效率得到显著提升。本文的基准回归结论与郁芸君等（2022）相呼应，他们指出要从根本上防范化解地方债务风险，关键在于推动融资平台转型，实现自我造血能力。

（三）内生性问题处理

尽管融资平台做出改革转型的决策可能并不随机，但黄炜等（2022）指出双重差分模型要求处理组与对照组满足平行趋势假设而不要求处理变量的分配是随机的。然而，虽然前文结果表明本文基准模型式（1）满足了平行趋势的假设，但仍然可能存在遗漏了重要变量而导致估计系数有偏的问题（蔡宏波和韩金镭，2024）。因此，本文进一步从以下四个方面来缓解模型（1）中可能存在的内生性问题，以验证本文研究结论的可靠性。

1.新增控制变量

毛捷和柏金春（2024）指出融资平台债务在开发区建设发展过程中会借势持续增长，而本文的基准回归结果则忽视了这一效应的影响。为此，参考毛捷和柏金春（2024）的做法，在上式（1）的基础上，本文进一步添加了城市层面的开发区数量和财政自给率作为控制变量来降低开发区建设对融资平台债务和资产规模存在的估计偏误影响。具体地，开发区数量包括该城市的经开区、高新区、保税区、自由贸易区等类型的总和，财政自给率使用城市的一般公共预算收入与一般公共预算支出的比值进行衡量。表 5 的回归结果表明，在新增控制变量后虽然回归系数的绝对值有所变小但是本文基准回归的结论仍然成立。即融资平台转型后其负债规模和资产规模均显著下降，并且其盈利能力明显提高，单位资产利润总额和单位资产净利润均显著上升。

表 5 新增控制变量后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	负债规模	资产规模	单位资产利润总额	单位资产净利润
改革转型冲击	-0.0508* (0.0291)	-0.0482** (0.0200)	0.0009** (0.0005)	0.0010** (0.0004)
开发区数量	0.0453 (0.0716)	0.0401 (0.0481)	-0.0007 (0.0011)	-0.0007 (0.0009)
财政自给率	0.2051** (0.1010)	0.1782** (0.0696)	-0.0008 (0.0017)	-0.0012 (0.0016)

^① 本文还进一步考察了融资平台改革转型对其负债端和资产端具体构成的影响，详细内容见附录 A。

企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	17,189	17,189	17,189	17,189
R-squared	0.8961	0.9251	0.5707	0.5879

2.PSM-DID 模型

由于前文表 2 的回归结果显示进行改革转型的融资平台（处理组）与没有改革转型的融资平台（对照组）在各项特征上均存在显著差异，这意味着两组样本可能存在不平衡的问题。为此，本文基于融资平台的各项特征变量将对照组和处理组进行匹配以使两组样本更为可比并重新进行回归。具体地，本文参照陆菁等（2021）的匹配方法，选择的协变量包括融资平台年龄、债券评级、债券余额以及所属行政区域（即东、中、西和东北部）等特征变量，并基于满足共同支撑假设的匹配后样本重新进行回归。PSM-DID 的回归结果如表 6 所示，表 6 的结果与基准回归结果是一致的，这也说明了本文基准回归结果具有一定的稳健性。

表 6 PSM-DID 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	负债规模	资产规模	单位资产利润总额	单位资产净利润
改革转型冲击	-0.0632** (0.0298)	-0.0504** (0.0203)	0.0012*** (0.0005)	0.0012*** (0.0004)
企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	16,466	16,466	16,466	16,466
R-squared	0.8944	0.9241	0.5770	0.5950

3.工具变量估计

进一步地，本文还通过为内生变量融资平台是否改革转型 $Treat_{ijct}$ 寻找工具变量的方法来处理模型（1）可能存在的内生性问题。前文图 1 的特征事实表明，在 2014 年国务院《关于加强地方政府性债务管理的意见》首次释放了融资平台转型的信号后，开启了全国各地地方政府融资平台改革转型的高潮，2015 年约有 800 家融资平台进行改革转型。这说明 2015 年及之后融资平台进行改革转型的概率明显提升。与此同时，前文表 2 的回归结果表明位于不同地区的融资平台改革转型的概率也有所不同，东部、中部、西部以及东北地区的融资平台进行改革转型的概率依次递减。上述关于融资平台转型概率在时间维度与截面维度的两方面差异启发本文可以参考申广军等（2016）、唐珏和封进（2019）的做法，利用 2015 年的转型冲击与融资平台所属地区的交乘项为内生变量融资平台是否改革转型 $Treat_{ijct}$ 构造工具变量。具体地，本文设定了如式（3）、（4）所示的计量模型来进行工具变量回归：

$$\widehat{Treat}_{ijct} = \varphi_1 Area_i \times Post_t^{2015} + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon_{ijct} \quad (3)$$

$$Y_{ijct} = \varphi_2 \widehat{Treat}_{ijct} + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon_{ijct} \quad (4)$$

其中，在截面维度上， $Area_i$ 表示融资平台*i*所属行政区域的类别变量，若融资平台*i*位于东部地区，则 $Area_i$ 取值为 3；若融资平台*i*位于中部地区，则 $Area_i$ 取值为 2；若融资平台*i*位于西部地区，则 $Area_i$ 取值为 1；若融资平台*i*位于东北地区，则 $Area_i$ 取值为 0； $Area_i$ 数值越大，表明融资平台*i*的转型概率越高。在时间维度上，2015 年及以后年份 $Post_t^{2015}$ 取值为 1，2015 年以前年份则取值为 0。由此，交乘项 $Area_i \times Post_t^{2015}$ 即为内生变量融资平台是否改革转型 $Treat_{ijct}$ 的工具变量。

公式（3）表示工具变量的一阶段回归。一阶段回归结果如表 7 第（1）列所示，表明工具变量显著促进了融资平台改革转型的概率，对应的动态趋势图（如图 4 所示）也显示 2015 年及之后位于东部等发达地区的融资平台改革转型概率显著上升。表 7 第（1）列的回归结果和图 4 共同论证了本文的工具变量满足相关性的条件。此外，一阶段的 KPF-Stat 为 12.653，大于经验法则建议的 10，这表明不存在弱工具变量问题。另一方面，由于本文的工具变量本质上是双重差分模型的思想，Nunn & Qian（2014）指出可以通过绘制平行趋势图的方式来检验该类工具变量的外生性。图 4 的平行趋势图则显示 2015 年之前各年份均是平行的，即事前各地区融资平台改革转型的概率没有显著差异，这说明本文的工具变量满足外生性条件^②。公式（4）表示工具变量的二阶段回归，二阶段回归结果如表 7 第（2）-（5）列所示，即改革转型显著降低了融资平台的负债规模和资产规模并提高了融资平台的盈利效率。工具变量的回归结果同基准回归结果是一致的，这再次证明了本文研究结论的稳健性和可靠性。

表 7 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	是否转型	负债规模	资产规模	单位资产利润总额	单位资产净利润
工具变量	0.0517*** (0.0145)				
改革转型冲击		-2.0398*** (0.6612)	-0.7226** (0.3319)	0.0161** (0.0071)	0.0149** (0.0066)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
Observations	17,703	17,703	17,703	17,703	17,703

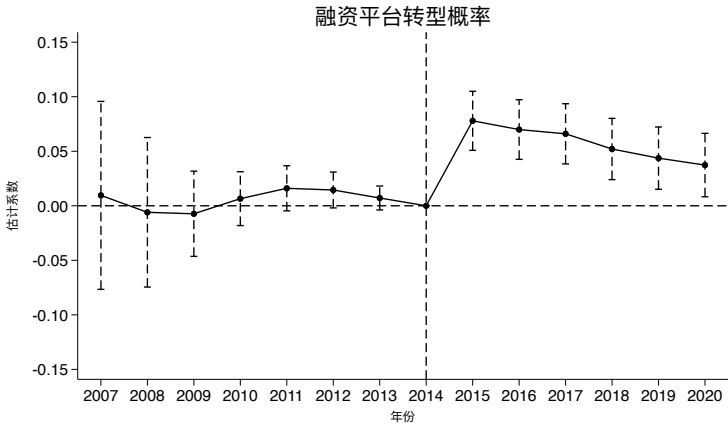


图 4 融资平台转型概率的平行趋势图

4.三重差分模型

本部分首先基于模型（1）考察事前负债率水平不同的融资平台在改革转型后的异质化债效果。具体地，本文根据融资平台事前负债率水平的中位数，将所有融资平台样本分为高负债率和低负债率两组。本文预期事前负债率更高的融资平台在改革转型后需要更大程度地剥离替政府融资的职能，并且需要剥离的政府债务规模也更大。因此，对于事前负债率更高的融资平台而言，在改革转型后其负债规模的下降会更明显，即化债效果会更好。图 5 分别展示了高负债率组和低负债率组的平行趋势图，基于 TWFE 和 Sun-Abraham（2021）的结

^② 并且基于工具变量二阶段回归得到的平行趋势图（如附图 3 所示）同样满足事前平行趋势条件，这也证明了本文工具变量的外生性，具体内容详见附录 B。

果均表明，高负债率组的融资平台在改革转型后其负债规模和资产规模均显著下降，而低负债率组的融资平台负债和资产规模在改革转型后并没有显著变化。这一异质性结果说明改革转型对于事前负债率更高的融资平台的影响更为显著，其实现的化债效果也更好。

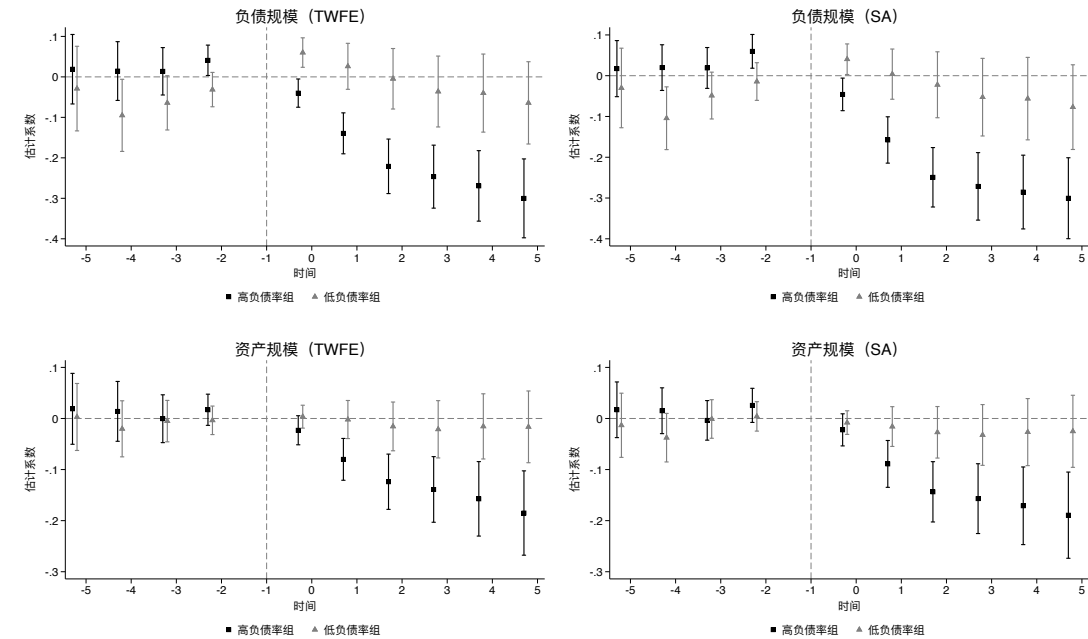


图 5 高低负债率分组的平行趋势图

基于上述异质性结果，本文引入三重差分模型的设定来进一步检验融资平台改革转型的影响。具体设定如式（5）所示：

$$Y_{ijct} = \alpha Treat_{ijct} + \eta Treat_{ijct} \times High_debt_i^{pre} + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon_{ijct} \quad (5)$$

其中， $High_debt_i^{pre}$ 表示融资平台*i*事前负债率高低分组的类别变量，若融资平台*i*的事前负债率高于中位数水平则属于高负债率组， $High_debt_i^{pre}$ 取值为 1，否则取值为 0。 $Treat_{ijct} \times High_debt_i^{pre}$ 则构成三重差分项，系数 η 衡量了改革转型对不同负债率水平的融资平台所产生的异质性影响。表 8 第二行的回归结果表明，与事前低负债率组相比，高负债率组的融资平台改革转型后其负债规模和资产规模的下降程度显著更多，同时其盈利能力的提升程度也明显更大。

表 8 三重差分回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	负债规模	资产规模	单位资产利润总额	单位资产净利润
改革转型冲击	0.1820*** (0.0331)	0.0205 (0.0225)	-0.0017*** (0.0005)	-0.0016*** (0.0005)
改革转型冲击×高负债率组	-0.5524*** (0.0377)	-0.1593*** (0.0287)	0.0064*** (0.0006)	0.0061*** (0.0006)
企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	16,995	16,995	16,995	16,995
R-squared	0.9010	0.9259	0.5769	0.5944

综上所述，本节关于融资平台改革转型的化债效果主要有以下三点发现：（1）年龄大、

债券余额多的融资平台更有可能进行改革转型，而省级、东北地区和西部地区的融资平台进行改革转型的概率更低。(2) 改革转型后融资平台自身的负债规模和资产规模均显著下降，同时其盈利能力得到显著提升，该结论在考虑新增控制变量、使用 PSM-DID、构造工具变量等稳健性检验后依然成立。(3) 异质性分析的结果表明，与事前低负债率水平的融资平台相比，事前负债率水平更高的融资平台进行改革转型的化债效果显著更好。

五、股权网络视角下的化债效果

本文第四部分考察了融资平台改革转型对其自身的影响，第五部分将进一步基于穿透融资平台股权网络的视角深入探讨融资平台改革转型的化债效果。近期部分文献发现企业往往会在企业集团和股权网络内部利用策略性行为进行利润转移、产能转移、专利申请转移等经济活动来规避税收、环境、知识产权监管（冯晨等，2023；曹春方等，2024；Chen et al., 2024）。沿着这一支文献的发展脉络，在本文框架下引出的问题是：融资平台是否在其股权网络内部采取了上述类似策略性行为以达到“虚假转型”的目的？即一方面融资平台表面上看虽然降低了自身的负债水平来剥离了替政府融资的职能，但是另一方面却利用其股权网络中的其他企业来继续融资，并且这种策略性的虚假转型行为将使得化债效果被弱化。

从实务界来看上述策略性行为也存在一定的现实基础。2013 年审计署在全国政府性债务审计结果答记者问时首次指出“有的地方通过融资平台公司之外的国有独资或控股企业、自收自支事业单位进行融资”。2022 年财政部关于地方政府隐性债务问责典型案例的通报中也提到，贵州省兴义市通过其股权网络中的国有企业违规举债融资造成新增隐性债务 2.99 亿元。根据上述例子可知，融资平台存在通过股权网络内部的其他企业来“借壳融资”以逃避债务监管的策略性行为。因此，本部分将利用全国税收调查数据和本文整理的融资平台股权网络数据，从穿透融资平台股权网络的视角进一步考察融资平台改革转型对其股权网络内其他企业的影响，以检验是否存在策略性行为。具体的模型设定如下式（6）所示：

$$Y'_{ijct} = \beta Treat_{jct} + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon'_{ijct} \quad (6)$$

其中， Y'_{ijct} 表示属于最终控制人 j 的企业 i 在年份 t 时的一系列结果变量，即企业负债、资产、利润等变量。 $Treat_{jct}$ 代表最终控制人 j 所在的股权网络在年份 t 时是否有融资平台进行改革转型，取 1 则代表该股权网络中有融资平台进行改革转型，取 0 则代表该股权网络中没有融资平台改革转型。处理组和对照组的详细定义如图 6 所示，股权网络内有任意一家融资平台进行了改革转型，则该股权网络中的全部企业均为处理组，而股权网络内没有任何融资平台进行改革转型，则该股权网络中的全部企业均为对照组。此外，本部分剔除了处理组中进行改革转型的融资平台样本。核心系数 β 衡量了融资平台改革转型冲击对其股权网络内的其他企业负债、资产、利润的平均处理效应。同样地，式（6）的模型控制了企业固定效应 λ_i 、企业年龄固定效应 Age_{ijct} 和年份固定效应 γ_t ，并且参考 Chen et al. (2024) 考察环境监管对集团内其他企业溢出效应时的做法，将标准误在企业层面进行聚类。本部分使用的数据主体是全国税收调查企业数据，并且结合工商企业注册数据中的企业股东信息整理得到的融资平台股权网络数据，最后匹配得到了全国税收调查企业数据中融资平台股权网络内其他企业的样本。

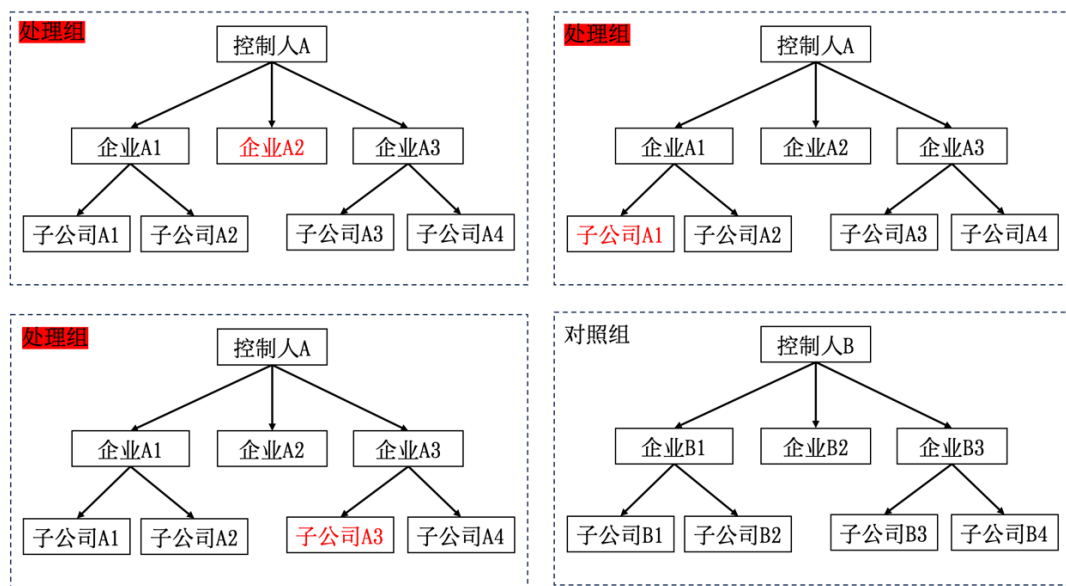


图 6 股权网络处理组和对照组的示意图

注：红色标注的企业代表进行了转型的融资平台。

为检验双重差分模型是否满足平行趋势的假设，上式（6）对应的事件研究模型如下式（7）所示：

$$Y'_{ijct} = \sum_{r=-5, r \neq -1}^5 \mu'_r \times I_r \times Treat_j + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon'_{ijct} \quad (7)$$

表 9 中 TWFE 的估计结果显示改革转型后融资平台股权网络内其他企业的负债规模和资产规模有所降低但不显著，而 Sun-Abraham（2021）方法修正后的结果则显示改革转型后融资平台股权网络内其他企业的负债规模显著下降了 4.18%，资产规模则没有显著性变化。表 9 的回归结果表明改革转型后融资平台股权网络内其他企业的负债规模和资产规模并没有上升，这说明在改革转型的过程中融资平台不存在股权网络中的策略性行为。即融资平台并没有降低自身负债和资产规模的同时，又通过股权网络内其他企业进行融资来实现“虚假转型”的目的。而改革转型后股权网络中其他企业的负债规模不仅没有上升反而还是显著下降的，这表明融资平台改革转型实现了真正的化债效果，切实发挥了防范地方隐性债务风险的作用。因此，上述结果说明融资平台是在进行真正的改革转型，这一转型过程不仅不存在策略性行为，还对其股权网络中其他企业的债务化解产生了正外部性影响。

表 9 股权网络企业资产负债的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量:	负债规模		资产规模	
方法:	TWFE	SA(2021)	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	-0.0279 (0.0177)	-0.0418** (0.0190)	-0.0095 (0.0148)	-0.0221 (0.0158)
企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	137,072	137,072	140,753	140,753
R-squared	0.9088	0.9088	0.9090	0.9090

同样地，图 7 基于 TWFE 和 Sun-Abraham（2021）的平行趋势图均表明，处理组和对照组的负债规模和资产规模在事前各期不存在显著性差异，满足事前平行趋势的假设条件。且从事后各期来看，融资平台改革转型显著降低了其股权网络中其他企业的负债规模，但对其他企业的资产规模没有显著性影响。

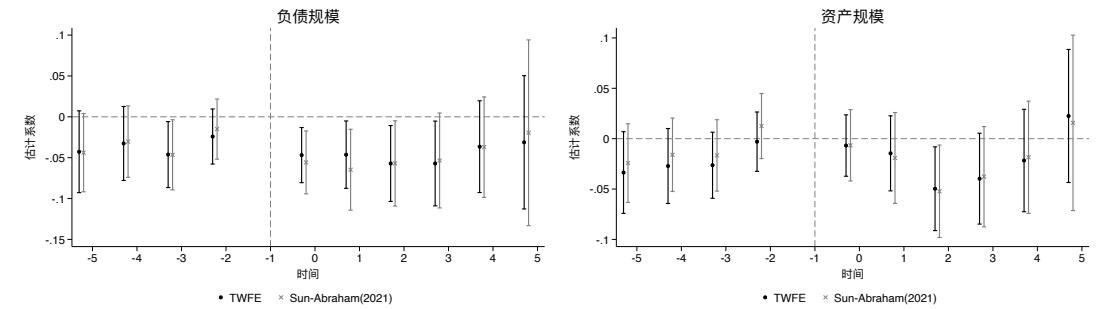


图 7 股权网络企业资产负债变化的平行趋势图

进一步探究融资平台改革转型对股权网络中其他企业经营绩效的影响，本文发现改革转型后融资平台股权网络中其他企业的单位资产利润总额和单位资产净利润没有显著变化。表 10 中基于 TWFE 和 Sun-Abraham（2021）的结果显示单位资产利润总额和单位资产净利润的回归系数均为正但不显著，说明融资平台改革转型并没有恶化股权网络中其他企业的盈利能力。图 8 的平行趋势图同样表明，在满足事前平行趋势的假设条件下，股权网络中其他企业的单位资产利润总额和单位资产净利润没有显著变化。

表 10 股权网络企业利润的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量:	单位资产的利润总额		单位资产的净利润	
方法:	TWFE	SA(2021)	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	0.0007 (0.0019)	0.0011 (0.0019)	0.0014 (0.0017)	0.0018 (0.0018)
企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	137,659	137,659	137,509	137,509
R-squared	0.5457	0.5457	0.5256	0.5257

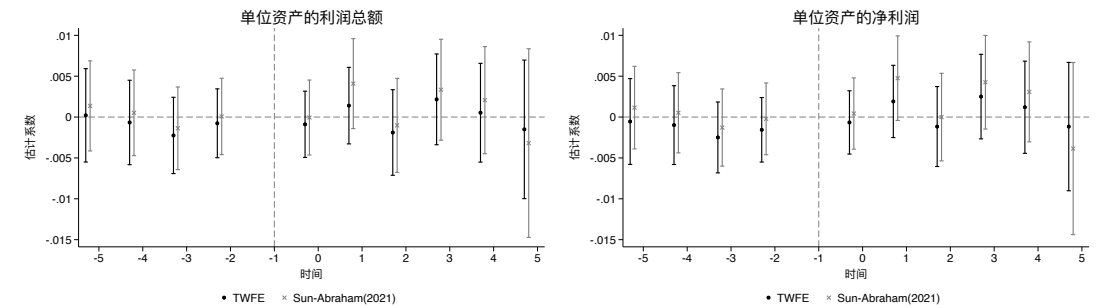


图 8 股权网络企业利润变化的平行趋势图

综上所述，本部分进一步从融资平台股权网络的视角研究发现，融资平台改革转型显著降低了其股权网络中其他企业的负债规模。该结论一方面说明融资平台不存在策略性的虚假转型行为，而是进行了真正的改革转型。另一方面也表明融资平台改革转型有效化解了自身

及其股权网络企业的债务规模，实现了有效遏制隐性债务增量，稳妥化解隐性债务存量的转型目标。

六、地方债务化解的经济效应

现有文献指出地方政府融资平台挤出了私人企业的贷款、投资、雇佣、生产效率等，并影响地区资源配置效率进而对经济增长产生了负面影响（刘畅等，2020；Huang et al., 2020；余明桂和王空，2020；吴敏等，2022；刘潘和张子尧，2023）。基于此，本文第六部分将沿着这一思路考察融资平台剥离替政府融资职能并降低其负债和资产规模后对该地区企业的投资、信贷资源配置以及经济增长的影响，即检验融资平台改革转型对所在地区产生的经济效应。

首先，为了厘清融资平台改革转型对所在地区内企业的投资和信贷融资产生的影响，本文设定了如式（8）所示的模型：

$$Y_{ijct}'' = \theta Treat_{ct} + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon_{ijct}'' \quad (8)$$

其中， Y_{ijct}'' 表示位于城市 c 的企业 i 在年份 t 时的固定资产投资和银行信贷总额。参考刘畅等（2020）的设定，本文利用城市层面首次有融资平台开始改革转型作为地区层面的冲击来研究融资平台改革转型对该地区企业的影响。具体地，当城市 c 在年份 t 时存在融资平台进行了改革转型则 $Treat_{ct}$ 取1，否则取0。式（8）同样控制了企业固定效应 λ_i 、企业年龄固定效应 Age_{ijct} 和年份固定效应 γ_t ，并且为了与冲击的维度保持一致，标准误在城市层面进行聚类。本部分使用的数据为全国税收调查企业数据和微观信贷数据。

其次，为了评估改革转型对地区经济活动的影响和效果，本文设定了如式（9）所示的模型：

$$Y_{ct} = \delta Treat_{ct} + \lambda'_c + \gamma_t + \epsilon'_{ct} \quad (9)$$

其中， Y_{ct} 表示地区层面的资源配置效率、新成立企业数量和地区经济增长速度。 $Treat_{ct}$ 的含义同式（8）一致，同时控制了城市固定效应 λ'_c 和年份固定效应 γ_t ，并且标准误也在城市层面进行聚类。该部分使用的数据包括基于全国税收调查企业数据构建的城市-年份层面的地区资源配置效率指标、从天眼查整理得到的城市-年份层面不同行业的企业新增数量以及来自 CNRDS 数据库的地区 GDP 增长率。

最后，为了检验双重差分模型是否满足平行趋势的假设，本文也分别设定了对应上式（8）、（9）的事件研究模型，具体如下式（10）、（11）所示：

$$Y_{ijct}'' = \sum_{r=-5, r \neq -1}^5 \mu_r'' \times I_r \times Treat_c + \lambda_i + Age_{ijct} + \gamma_t + \epsilon_{ijct}'' \quad (10)$$

$$Y_{ct} = \sum_{r=-5, r \neq -1}^5 \mu_r''' \times I_r \times Treat_c + \lambda'_c + \gamma_t + \epsilon'_{ct} \quad (11)$$

（一）融资平台转型对地区在位企业的影响

刘潘和张子尧（2023）指出融资平台在金融市场和产品市场上挤占了大量的资源，扭曲了资源在企业间的有效配置。而本文发现融资平台改革转型后其负债规模和资产规模均显著下降，表明其占用的资源与以前相比明显减少，即融资平台改革转型后释放了部分资源。那么，市场机制是否将这部分资源重新配置给了该地区的其他企业进行利用？为此，本部分首先考察融资平台改革转型对所在地区企业的投资和信贷融资产生的影响。表 11 基于 TWFE

和 Sun-Abraham（2021）的回归结果显示，平均而言，融资平台改革转型对所在地区企业的固定资产投资水平没有显著影响。图 9 同样表明，在满足平行趋势的假设条件下，融资平台改革转型后，当地企业的固定资产投资没有显著性变化。表 11 和图 9 的结果共同说明，在整体水平上，融资平台改革转型对所在地区企业的投资行为没有影响。

表 11 融资平台转型与企业固定资产投资

	(1)	(2)
变量:	固定资产投资	
方法:	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	-0.0023 (0.0140)	-0.0027 (0.0134)
企业固定效应	是	是
年龄固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	3,534,401	3,534,401
R-squared	0.9256	0.9256

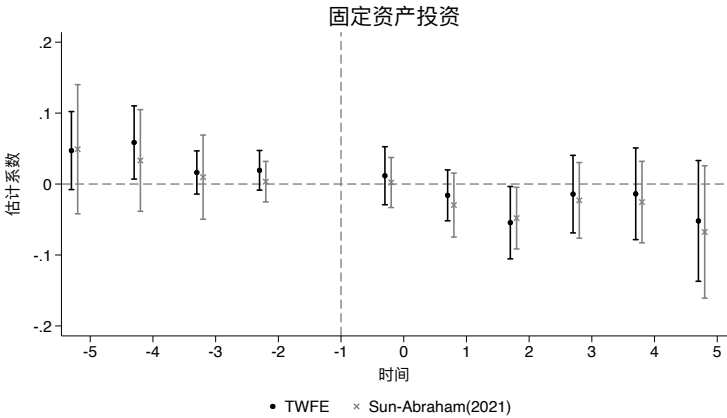


图 9 企业固定资产投资的平行趋势图

由于我国信贷市场上广泛存在“所有制歧视”和“规模歧视”，即相比国有企业，民营企业更难获得融资，相比大企业，中小企业的融资难问题更突出。这进而对民营企业和中小企业的投资生产活动产生负面影响。大量文献指出地方政府尤其是所属融资平台的债务扩张显著挤出了中小企业和民营企业的信贷融资、投资活动、生产效率等，但对于大型企业和国有企业却没有影响甚至存在正向挤入效应（Liang et al., 2017; Huang et al., 2020; 刘畅等，2020; 吴敏等，2022; 周博和梁蕴佳，2024）。因此，融资平台的改革转型对不同规模和不同所有制的企业也可能产生上述异质性的影响。基于此，本部分在上式（8）基础上加入改革转型冲击与企业规模变量或企业所有制变量的交乘项以进一步考察融资平台改革转型冲击对不同类型的企业的异质性影响。

表 12 第（1）列的结果显示交乘项系数在 1% 的统计水平上显著为正，这表明融资平台改革转型显著提高了所在地区民营企业的固定资产投资水平。同样地，表 12 第（2）列的回归结果中交乘项系数也在 1% 的统计水平上显著为正，这也说明融资平台改革转型后该地区中小企业的固定资产投资水平得到显著提升。而该地区的国有企业、大型企业在融资平台改革转型后其固定资产投资有所降低。一方面，融资平台本身及其股权网络中的其他企业多数是大型国有企业，而前文发现改革转型后融资平台本身及其股权网络内其他企业的负债规

模和资产规模均下降的，表明这些大型国有企业减少了投融资行为，这同融资平台改革转型的初衷是一致的。另一方面，融资平台改革转型前举债融资获得的资金主要投向是基础设施建设和公益性项目，而这些项目的承建者往往就是国有企业或大型企业（刘潘和张子尧，2023）。基于以上两方面的原因，融资平台改革转型后所在地区的国有企业、大型企业的投资水平有所下降。

表 12 不同企业固定资产投资的异质性影响

变量：	(1) 固定资产投资	(2) 固定资产投资
改革转型冲击	-0.0471*** (0.0160)	-0.4795*** (0.0880)
改革转型冲击×民营企业	0.0590*** (0.0131)	
改革转型冲击×中小规模企业		0.0271*** (0.0055)
企业固定效应	是	是
年龄固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	2,064,954	2,064,954
R-squared	0.9180	0.9250

注：为了避免内生性的问题，交乘项中的分类变量都是以改革转型冲击之前的-1 期的变量来进行构造的。并且由于部分样本的分类变量存在缺失，故该表的观测值小于表 11。下同。

表 11 和表 12 的回归结果表明融资平台改革转型在总体水平上对所在地区企业的固定资产投资没有影响，但区分不同企业样本来看却显著促进了所在地区民营企业和中小企业的固定资产投资水平，即存在分配效应。其中可能的原因是融资平台转型前该地区的信贷资源过度集中于融资平台等大型地方国有企业（刘畅等，2020），而在改革转型后融资平台不再承担地方政府投融资活动，其占有的信贷资源减少，而银行则将这部分信贷资源分配给了相对缺乏资金支持的民营企业和中小企业。对此，本文使用我国某省 6 个城市于 2009-2016 年期间的全样本信贷交易数据来检验融资平台改革转型对地区信贷资源配置的影响。表 13 交乘项的回归系数均在 5%的统计水平上显著为正，这表明融资平台改革转型显著增加了所在地区民营企业和中小企业获得的银行信贷总金额。表 13 的回归结果提供了来自信贷市场的证据，即融资平台改革转型后所释放出来的信贷资源重新配置给了所在地区的中小民营企业，使中小民营企业获得了更多的资金支持进而促进了其投资活动。

表 13 不同企业银行信贷总额的异质性影响

变量：	(1) 银行信贷总额	(2) 银行信贷总额
改革转型冲击	-1.5114*** (0.4473)	-1.0484** (0.4784)
改革转型冲击×民营企业	1.0026** (0.4386)	
改革转型冲击×中小规模企业		0.5668** (0.2397)
企业固定效应	是	是

年龄固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	2,644,411	2,644,411
R-squared	0.4571	0.4571

注：银行信贷总额表示每家企业在年度层面获得的银行信贷总金额。

表 12 和表 13 的结果表明融资平台改革转型实现了地区层面资源的重新配置。具体地说，融资平台在改革转型前挤占了大量资源但其经营效率并不高、盈利能力也较弱（张路，2020；郁芸君等，2022），这使得低效率企业持续扩张、高效率企业不断收缩，进而造成资源错配的扭曲、恶化了资源配置效率（钟宁桦等，2021；刘潘和张子尧，2023）。而本文的结果则显示融资平台进行改革转型后将这部分资源释放出来，并且市场将其重新配置给了生产效率更高的中小民营企业进行利用，可以预期这将有利于改善资源配置的效率。因此，接下来本文进一步检验融资平台改革转型实现的资源重新配置是否促进了高效率企业的投资水平并提高了整体的资源配置效率。

本文参考 Bau & Matray（2023）的做法计算企业的边际投资产出价值来衡量企业的生产效率水平。首先，设定企业生产函数为 C-D 函数，如式（12）所示，企业通过投入资本（ K ）、劳动力（ L ）、中间产品（ M ）以及企业的技术水平（ $TFPR$ ）来进行生产。

$$Revenue_{ij} = TFPR_{ij} K_{ij}^{\alpha_j} L_{ij}^{\beta_j} M_{ij}^{\gamma_j} \quad (12)$$

然后，基于简单求导法则可得企业的边际投资产出价值（ $MRPK$ ）：

$$MRPK_{ij} = \frac{\partial Revenue}{\partial K} = \alpha_j \frac{Revenue_{ij}}{K_{ij}} \quad (13)$$

最后，本文使用企业主营业务收入来度量 $Revenue$ ，用企业年末固定资产来度量 K 。表 14 第（1）列的回归结果显示，融资平台改革转型显著提高了所在地区边际投资产出价值更高企业的固定资产投资，即生产效率越高的企业其投资水平得到的提升程度越大。融资平台改革转型后所在地区高生产效率企业的投资水平显著上升，而根据生产理论中边际产出递减的规律，随着投资水平的上升边际投资产出价值会下降。这正如表 14 第（2）列的回归结果所示，融资平台改革转型后所在地区生产效率更高的企业的边际投资产出价值显著下降。而高生产效率企业的边际投资产出价值下降意味着企业间的边际投资产出价值的离散程度有所降低，即资源配置效率得到提升。

表 14 不同生产效率企业的异质性影响

变量：	(1) 固定资产投资	(2) 边际投资产出价值
改革转型冲击	-0.1412*** (0.0143)	0.2271*** (0.0194)
改革转型冲击×企业边际投资产出价值	0.0519*** (0.0054)	-0.0940*** (0.0074)
企业固定效应	是	是
年龄固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	2,064,954	2,064,954
R-squared	0.9252	0.8344

进一步地，同样参考 Bau & Matray（2023）的做法，本文使用地区-行业-年份层面的企

业边际投资产出价值的离散程度来衡量地区层面的资源错配程度，并基于上式（9）的模型设定来考察融资平台改革转型对地区层面资源配置效率的影响。表 15 基于 TWFE 和 Sun-Abraham（2021）的回归结果均表明融资平台改革转型显著改善了所在地区的资源错配程度，Sun-Abraham（2021）修正结果显示，融资平台改革转型使所在地区的资源错配程度显著下降了 21.57%。图 10 的平行趋势图同样表明，融资平台改革转型后所在地区的资源错配程度呈现逐渐下降的趋势。

表 15 融资平台转型与资源配置效率

	(1)	(2)
变量:	资源错配程度	
方法:	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	-0.2074*** (0.0650)	-0.2157*** (0.0671)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	150,616	150,616
R-squared	0.0784	0.0785

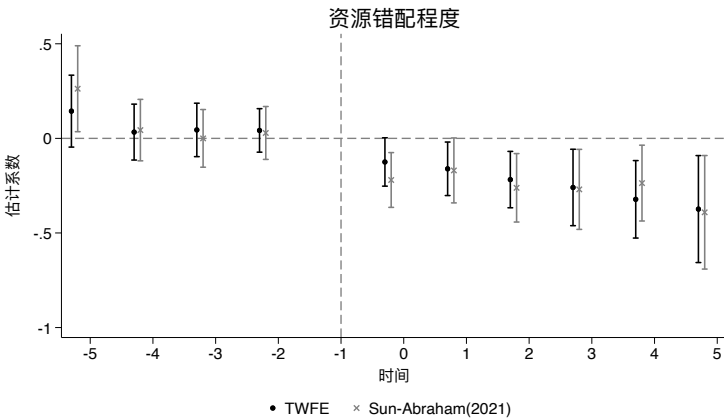


图 10 资源配置效率的平行趋势图

本部分的研究结果表明融资平台进行改革转型所释放出的资源重新配置给了所在地区生产效率高的中小民营企业，而这些企业的固定资产投资水平和银行信贷总额都得到显著提升。这说明融资平台改革转型实现了资源在不同企业之间的重新配置过程，即把之前生产效率较低的融资平台所占有的资源重新配置给了生产效率更高的中小民营企业进行生产活动，进而改善了地区层面的资源错配程度。因此，融资平台改革转型对所在地区的资源配置效率产生了显著的正向溢出效应。

（二）融资平台转型对地区企业进入的影响

本部分上一小节从集约边际（intensive margin）的维度研究了融资平台改革转型对当地在位企业产生的影响，而刘潘和张子尧（2023）指出融资平台的存在会挤占当地金融资源并导致部分潜在企业因无法获得足够资金而不能进入市场。那么，融资平台改革转型所释放的资源是否能够助力潜在企业的进入？基于此，本小节从广延边际（extensive margin）的视角，使用上式（9）所示的模型考察了融资平台改革转型对所在地区企业进入的影响。表 16 基于 TWFE 和 Sun-Abraham（2021）的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为正，Sun-Abraham（2021）修正结果显示，融资平台改革转型促使所在地区新成立了 194 家企业。结合描述性

统计结果可知融资平台改革转型使所在地区的企业进入数量提高了 14.27% ($=194.2320/1361.5940$)，这极大地刺激了地区层面新增企业的数量。从图 11 也可以看到，在满足事前平行趋势的假设下，地区层面的企业进入数量在事件冲击发生后持续上升。表 16 和图 11 的结果说明融资平台改革转型不仅在集约边际层面对在位企业有正向溢出效应，同时还在广延边际层面促进了更多新企业的成立，而新企业的进入则会为当地创造就业并促进经济增长（田磊和陆雪琴，2021；Cui & Li，2023；封进和李雨婷，2023）。

表 16 融资平台转型与企业进入

	(1)	(2)
变量:	新成立企业数量	
方法:	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	189.8761*** (41.3310)	194.2320*** (41.6636)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	63,651	63,651
R-squared	0.0457	0.0458

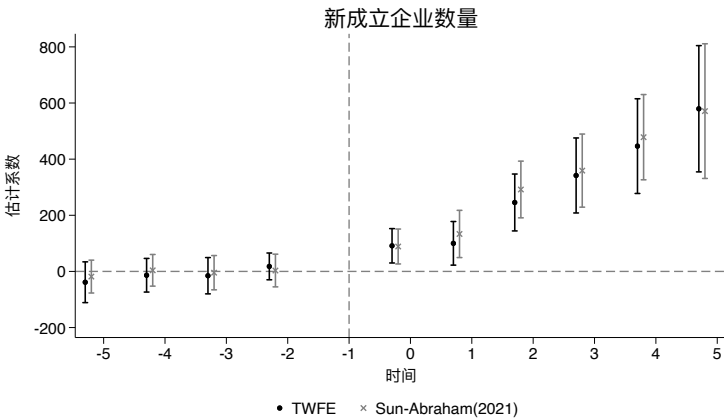


图 11 企业进入的平行趋势图

（三）融资平台转型对地区经济增长的影响

前文重点探讨了融资平台改革转型对所在地区的企业投资水平、信贷资源配置以及新企业进入的影响，并发现融资平台改革转型实现了资源在不同企业之间的重新配置过程。而本文更关心的是这一资源重新配置过程所产生的经济增长效应的大小如何。理论上，融资平台改革转型带来的资源配置效率提升会进一步驱动宏观地区层面的经济增长，因此，本部分基于上式（9）检验了融资平台改革转型所带来的经济增长效应。表 17 基于 TWFE 和 Sun-Abraham（2021）的回归结果均表明融资平台改革转型显著促进了所在地区的经济增长，Sun-Abraham（2021）修正结果显示，融资平台改革转型使所在地区的 GDP 增长率显著提高了 1.19%。进一步从图 12 的平行趋势图可知，融资平台改革转型在短期内对地区 GDP 增长率的拉动效果并不明显，其经济增长效应在中长期才开始逐渐显现，这表明融资平台改革转型对地区长期经济增长有明显的刺激效果。Hsieh & Song（2015）指出中国从二十世纪九十年代末开始的国有企业改革通过关闭亏损的国有企业释放了资源，而这些资源被重新配置给了民营企业并驱动了中国经济的高速增长。本文的发现同 Hsieh & Song（2015）的经济理论逻辑是一致的。

表 17 融资平台转型与经济增长

	(1)	(2)
变量:	GDP增长率	
方法:	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	0.0129*** (0.0048)	0.0119** (0.0050)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	5,954	5,954
R-squared	0.4433	0.4466

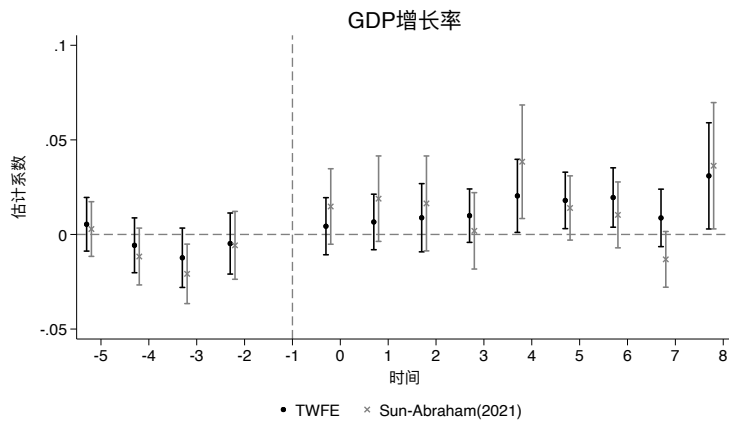


图 12 经济增长的平行趋势图

为了探讨如何分类推动融资平台改革转型来助力地区经济增长,本文进一步考察了不同融资平台改革转型对地区经济增长的异质性效应。具体地,本文在(9)式的基础上引入中间变量与改革转型冲击的交乘项来进行异质性分析。其中平均年龄、平均债券余额度量了地区层面进行改革转型的融资平台的年龄和债券余额的平均值,而省、市、县级融资平台数量分别是该地区进行了改革转型的省、市、县级融资平台的累积数量。回归结果如表 18 所示,从中可以看到进行改革转型的融资平台的年龄对地区经济增长没有显著性影响,但是从债券余额的规模来看,规模越大的融资平台在改革转型后对地区经济增长的影响更大。同样,基于融资平台的行政级别来看,省级和市级融资平台改革转型对地区 GDP 增长率具有显著的正向影响。因此,上述回归结果表明占据了更多资源的融资平台在改革转型后对地区经济增长的拉动作用更为明显,这一异质性效应同前文关于事前高负债率融资平台改革转型的化债效果更好以及融资平台转型改善了地区资源配置效率的这两点发现在逻辑上是相呼应的。而分地区来看,中部地区融资平台改革转型对地区经济增长的刺激效应更大,其次是东部地区和西部地区。

表 18 融资平台转型对经济增长的异质性效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量:	GDP增长率			
改革转型冲击	0.0139 (0.0124)	0.0054 (0.0059)	0.0034 (0.0058)	-0.0519*** (0.0145)
改革转型冲击× 融资平台平均年龄	-0.0001 (0.0007)			

改革转型冲击×		0.0002**		
融资平台平均债券余额		(0.0001)		
改革转型冲击×			-0.0001	
县级融资平台数量			(0.0003)	
改革转型冲击×			0.0030***	
市级融资平台数量			(0.0010)	
改革转型冲击×			0.0038**	
省级融资平台数量			(0.0015)	
改革转型冲击×				0.0671***
东部地区				(0.0145)
改革转型冲击×				0.0800***
中部地区				(0.0144)
改革转型冲击×				0.0576***
西部地区				(0.0153)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	5,954	5,954	5,954	5,954
R-squared	0.4433	0.4441	0.4448	0.4503

（四）稳健性检验

在探究融资平台转型对所在地区产生的经济效应时，本文参考刘畅等（2020）的设定，利用城市层面首次有融资平台开始转型作为地区层面的冲击作为双重差分模型的识别策略。为了检验本文上述结论是否稳健，本部分使用城市-年份层面改革转型的融资平台累计数量的对数值（即 $\log(1+x)$ 的方式）作为核心解释变量重新进行回归。在进行稳健性检验之前，本部分先展示了城市层面首家融资平台转型冲击与城市-年份层面转型的融资平台累积数量之间的关系。即表 19 以城市层面首次有融资平台开始转型作为地区层面的冲击，城市-年份层面改革转型的融资平台总数量作为被解释变量进行回归。表 19 的回归结果和图 13 的平行趋势图均表明，城市层面首次有融资平台开始转型后，该城市进行转型的融资平台总数量是逐年累积增加的。因此，本文接下来使用城市-年份层面转型的融资平台总数量作为核心解释变量进行稳健性检验能够更好地度量城市层面各年份融资平台累积转型数量的变化趋势。

表 19 融资平台转型数量

	(1)	(2)
变量:	转型的融资平台总数量（城市-年份层面）	
方法:	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	2.6754*** (0.1937)	2.2918*** (0.2665)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	5,780	5,780
R-squared	0.3707	0.4279

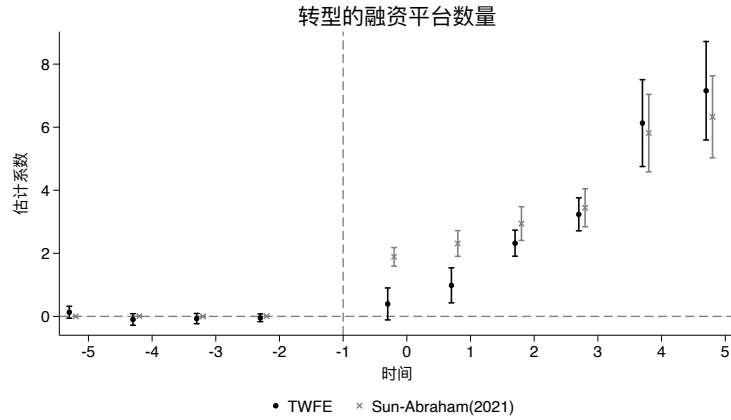


图 13 融资平台转型数量的平行趋势图

使用城市-年份层面进行改革转型的融资平台总数量的对数值作为核心解释变量进行稳健性检验的回归结果如表 20 所示。结果显示，在更换模型设定后，融资平台改革转型依然显著促进了所在地区的民营企业、中小企业和高边际投资产出价值企业的固定资产投资水平。并且随着高生产效率企业的投资水平逐渐提高，其边际投资产出价值显著下降，这表明企业间的边际投资产出价值的离散程度有所降低。表 21 的回归结果同样说明，融资平台改革转型使得当地民营企业 and 中小企业获得的银行信贷总额显著上升，即中小民营企业获得了更多的资金支持从而增加了投资水平。表 22 的回归结果进一步表明融资平台改革转型显著降低了所在地区的资源错配程度，增加了地区新企业进入数量，并提高了地区 GDP 增长率。综上所述，在重新更换模型设定后，本文的研究结论依然稳健。即融资平台改革转型对地区层面的资源配置效率和经济增长具有显著的正向拉动效果。

表 20 稳健性检验I

变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	固定资产投资			边际投资产出价值	
改革转型数量	0.0029 (0.0099)	-0.0269** (0.0114)	-0.2940*** (0.0474)	-0.0897*** (0.0151)	0.1797*** (0.0193)
改革转型数量× 民营企业		0.0335*** (0.0075)			
改革转型数量× 中小规模企业			0.0168*** (0.0028)		
改革转型数量× 边际投资产出价值				0.0306*** (0.0033)	-0.0608*** (0.0055)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
Observations	3,534,401	2,064,954	2,064,954	2,064,954	2,064,954
R-squared	0.9256	0.9180	0.9250	0.9251	0.8343

表 21 稳健性检验II

变量:	(1)	(2)
	银行信贷总额	银行信贷总额
改革转型数量	-1.5114***	-1.0484**

	(0.4473)	(0.4784)
改革转型数量×民营企业	1.0026**	
	(0.4386)	
改革转型数量×中小规模企业		0.5668**
		(0.2397)
企业固定效应	是	是
年龄固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	2,644,411	2,644,411
R-squared	0.4571	0.4571

表 22 稳健性检验 III

变量:	(1) 资源错配程度	(2) 新成立企业数量	(3) GDP增长率
改革转型数量	-0.1213** (0.0569)	233.8430*** (53.4368)	0.0116*** (0.0027)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
Observations	150,616	63,651	5,954
R-squared	0.0783	0.0463	0.4451

七、结论与政策启示

2024 年国务院《政府工作报告》强调“建立同高质量发展相适应的政府债务管理机制，完善全口径地方债务监测监管体系，分类推进地方融资平台转型”。加快推动融资平台改革转型是统筹好地方债务风险化解和稳定发展，妥善化解存量债务风险、严防新增债务风险的重要举措。基于此，本文使用丰富的微观数据从股权网络、资源配置、经济增长等视角全方位考察了融资平台改革转型的化债效果及其经济效应，为新发展阶段如何切实防范化解地方债务风险提供了来自融资平台改革转型的经验证据。

本文的研究发现融资平台改革转型后其负债规模和资产规模均显著下降，这是由于其不再承担政府投融资功能，而负债规模的降低则说明改革转型有效发挥了化解隐性债务规模的作用。同时，改革转型后融资平台的盈利能力显著提升。这表明进行改革转型后的融资平台不再依赖地方政府的担保和资金扶持，而是开展更多的市场化业务，不断提高自身的市场化经营能力和自我造血能力。此外，融资平台改革转型显著降低了其股权网络中其他企业的负债规模，即对其股权网络中的企业具有正向的化债溢出效应。进一步地，融资平台改革转型分别从集约边际和广延边际两个维度对所在地区的在位企业和新进入企业产生了正向溢出效应。一方面，融资平台负债规模和资产规模的降低表明其在改革转型后释放出了一部分资源，而市场机制将这部分资源重新配置给了生产效率更高的中小民营企业进行利用，从而提高了整个地区的资源配置效率。另一方面，融资平台改革转型所释放的资源也促进了该地区新成立企业的数量。最后，融资平台改革转型所实现的资源在不同企业之间的重新配置过程对所在地区长期的经济增长具有显著的正向拉动作用。

根据本文的研究结论可以形成以下三个方面的政策建议。第一，加快推动地方融资平台改革转型。地方融资平台改革转型是降低地方隐性债务规模的长效机制，也是推动源头治理、标本兼治、有效防范化解地方债风险的一揽子措施之一。各级政府部门应按照分类改革的原

则推动地方融资平台改革转型,即优先推动债券余额大的融资平台、省市级融资平台开展改革转型。而对于缺乏市场生存能力的融资平台应按照企业破产法来稳步有序进行市场出清。第二,建立有效的监测机制,完善全口径债务管理体系。一方面,对融资平台的经营绩效发展变化以及可能出现的潜在风险进行及时监测,切实防止“黑天鹅”等极端经济金融风险事件。另一方面,要完善全口径地方政府债务管理体系,从股权网络视角出发,基于穿透式监管的原则将地方政府控制的各类地方国有企业均纳入监测体系,为有效监测和防范化解地方债务风险提供统计数据支撑。第三,强化外部问责和内部审计机制以实现融资平台高质量发展。对不同功能、区域、层级的融资平台进行差异化监管,把地方政府的信用与平台公司的信用分离,避免平台公司为地方政府带来隐性债务风险。并且从内部和外部双重视角进行有效监管,即强化内部审计功能来限制融资平台规模的无序扩张,同时对地方官员违规利用融资平台举借债务而造成新增隐性债务行为进行严厉问责。从而在制度设计上保证地方政府融资平台良性循环、持续发展以及稳定向好。

参考文献

- 蔡宏波、韩金镕, 2024:《数字技术应用与企业出口表现——以中关村国家自主创新示范区企业为例》,《管理世界》第5期。
- 曹春方、涂漫漫、刘薇, 2024:《知识产权监管与企业集团内部专利转移》,《经济研究》第2期。
- 曹春方、张超, 2020:《产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据》,《管理世界》第9期。
- 崔小勇、卢国军、翟颖佳, 2024:《促就业与稳增长:养老保险缴费率的视角》,《经济研究》第1期。
- 范剑勇、莫家伟, 2014:《地方债务、土地市场与地区工业增长》,《经济研究》第1期。
- 封进、李雨婷, 2023:《人口老龄化与企业进入:基于中国地级市的研究》,《世界经济》第4期。
- 冯晨、周小昶、曾艺, 2023:《集团公司内的利润转移与避税研究》,《中国工业经济》第1期。
- 高培勇、毛捷, 2013:《间接税税收优惠的规模、结构和效益:来自全国税收调查的经验证据》,《中国工业经济》第12期。
- 郭玉清、刘俊现、姜晓妮, 2021:《转型视域下的融资平台风险治理:政策评估与战略取向》,《财政研究》第6期。
- 黄群慧, 2022:《国有企业分类改革论》,《经济研究》第4期。
- 黄炜、任昶宇、周羿, 2023:《退休制度、劳动供给与收入消费动态》,《经济研究》第1期。
- 黄炜、张子尧、刘安然, 2022:《从双重差分法到事件研究法》,《产业经济评论》第2期。
- 贾君怡、詹加佳、陈经伟, 2023:《分类推进地方融资平台改革转型:标准界定与模式选择》,《经济管理》第12期。
- 兰小欢:《置身事内:中国政府与经济发展》,上海人民出版社2021年版。
- 李志生、汪颖栋、金陵, 2024:《地方政府债务置换与企业杠杆率分化——兼论优化地方债务结构》,《经济研究》第2期。
- 梁若冰、王群群, 2021:《地方债管理体制变革与企业融资困境缓解》,《经济研究》第4期。
- 陆菁、鄢云、王韬璇, 2021:《绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角》,《中国工业经济》第1期。
- 刘畅、曹光宇、马光荣, 2020:《地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗?》,《经济研究》第3期。
- 刘冲、沙学康、张妍, 2022:《交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 刘潘、张子尧, 2023:《地方公共债务与资源配置效率:企业间全要素生产率分布差异的视角》,《经济研究》第10期。
- 刘蓉、李娜, 2021:《地方债务密集度攀升的乘数和双重挤出效应研究》,《管理世界》第3期。

- 楼继伟, 2019:《40 年重大财税改革的回顾》,《财政研究》第 2 期。
- 毛捷、柏金春, 2024:《开发区债务增长的机理研究——基于开发区边界的精准识别》,《管理世界》第 9 期。
- 毛捷、韩瑞雪、刘冲, 2024:《融资平台债务增长的新机理研究:担保网络的视角》,《经济研究》第 1 期。
- 毛捷、徐军伟, 2021:《地方融资平台公司的改革转型研究——制度溯源、个性刻画与实现路径》,《财贸经济》第 3 期。
- 邱志刚、王子悦、王卓, 2022:《地方政府债务置换与新增隐性债务——基于城投债发行规模与定价的分析》,《中国工业经济》第 4 期。
- 申广军、陈斌开、杨汝岱, 2016:《减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究》,《经济研究》第 11 期。
- 宋傅天、姚东旻, 2021:《“城投部门”议价能力与地方政府债务扩张》,《管理世界》第 12 期。
- 宋全云、吴雨、钱龙, 2016:《存款准备金率与中小企业贷款成本——基于某地级市中小企业信贷数据的实证研究》,《金融研究》第 10 期。
- 唐珏、封进, 2019:《社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以 21 世纪初省级养老保险征收机构变更为例》,《经济研究》第 11 期。
- 田磊、陆雪琴, 2021:《减税降费、企业进入退出和全要素生产率》,《管理世界》第 12 期。
- 佟岩、赵泽与、李鑫, 2024:《地方融资平台改革转型与主动债务置换——基于持股上市公司的视角》,《中国工业经济》第 5 期。
- 王彦超、吴雨珊、刘芷蕙、白璐, 2023:《宏观审慎、地方政府隐性债务监管与系统性风险防范——基于微观企业风险的网络传导机制研究》,《中国工业经济》第 8 期。
- 吴敏、曹婧、毛捷, 2022:《地方公共债务与企业全要素生产率:效应与机制》,《经济研究》第 1 期。
- 熊琛、周颖刚、金昊, 2022:《地方政府隐性债务的区域间效应:银行网络关联视角》,《经济研究》第 7 期。
- 徐鹏程, 2017:《新常态下地方投融资平台转型发展及对策建议》,《管理世界》第 8 期。
- 尹志超、钱龙、吴雨, 2015:《银企关系、银行业竞争与中小企业借贷成本》,《金融研究》第 1 期。
- 余明桂、王空, 2022:《地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣》,《经济研究》第 2 期。
- 郁芸君、张一林、陈卓、蒲明, 2022:《缓兵之计?地方债务展期与隐性违约风险——来自地方融资平台“借新还旧”的经验证据》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 张路, 2020:《地方债务扩张的政府策略——来自融资平台“城投债”发行的证据》,《中国工业经济》第 2 期。
- 赵旭霞、田国强, 2024:《地方政府债务扩张、杠杆率监管压力与影子银行》,《经济研究》第 2 期。
- 钟宁桦、陈姗姗、马惠娴、王姝晶, 2021:《地方融资平台债务风险的演化——基于对“隐性担保”预期的测度》,《中国工业经济》第 4 期。
- 周博、梁蕴佳, 2024:《融资平台债务扩张对中小企业信贷融资与资源配置的影响》,《财贸经济》第 1 期。
- Alder, S., Z. Song, and Z. Zhu, 2021, “Unequal Returns to China’s Intercity Road Network”, Working Paper.
- Bai, C. E., C. T. Hsieh, Z. M. Song and X. Wang, 2020, “The Rise of State-Connected Private Owners in China”, NBER Working Paper, No.28170.
- Bau, N., and A. Matray, 2023, “Misallocation and Capital Market Integration: Evidence from India”, *Econometrica*, 91(1), 67-106.
- Brandt, L., G. Kambourov, and K. Storesletten, 2023, “Barriers to Entry and Regional Economic Growth in China”, Working Paper.
- Chen, Q., Z. Chen, Z. Liu, and D. Y. Xu, 2024, “Regulating Conglomerates: Evidence from an Energy

Conservation Program in China”, Forthcoming in American Economic Review.

Chen, S., X. Yan, and B. Yang, 2020, “Move to Success? Headquarters Relocation Political Favoritism and Corporate Performance”, *Journal of Corporate Finance*, 64, 101698.

Cong, L. W., H. Gao, J. Ponticelli, and X. Yang, 2019, “Credit Allocation Under Economic Stimulus: Evidence from China”, *The Review of Financial Studies*, 32(9), 3412-3460.

Cui, C., and L. S. Z. Li, 2023, “Trade Policy Uncertainty and New Firm Entry: Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 163, 103093.

Hsieh, C. T., and Z. M. Song, 2015, “Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China”, *Brookings Papers on Economic Activity*.

Huang, Y., M. Pagano, and U. Panizza, 2020, “Local Crowding Out in China”, *The Journal of Finance*, 75(6), 2855-2898.

Jensen, M. F., and N. Zhang, 2024, “Effects of Parental Death on Labor Market Outcomes and Gender Inequalities”, Working Paper.

Liang, Y., K. Shi, L. Wang, and J. Xu, 2017, “Local Government Debt and Firm Leverage: Evidence from China”, *Asian Economic Policy Review*, 12(2), 210-232.

Nunn, N., and N. Qian, 2014, “US Food Aid and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 104(6), 1630-1666.

Song, Z., and W. Xiong, 2018, “Risks in China’s Financial System”, *Annual Review of Financial Economics*, 10, 261-286.

Sun, L., and S. Abraham, 2021, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 225(2), 175-199.

Local Debt Resolution and Regional Economic Growth:

Evidence from the Transformation of Financing Platforms

Abstract: Promoting the transformation of financing platforms is not only an inherent requirement to prevent and resolve local debt risks, but also a key component of a new round of fiscal and taxation system reform. This paper uses multi-source micro data to study the debt reduction effect of the transformation of local government financing platforms and its impact on regional economic activities. The study finds that: (1) the transformation of financing platforms significantly reduces their own liabilities and asset scales, while improving its profitability. (2) After the transformation of the financing platform, the debt scale of other firms in its equity network also drops significantly, which effectively resolves the debt scale of the financing platform and its equity network firms. (3) The transformation of financing platforms enables low-efficiency firms to reduce investment and high-efficiency firms to increase investment, which significantly improves the efficiency of resource allocation at the regional level and increases the number of new entering firms. (4) In the long term, the transformation of financing platforms has also significantly promoted regional economic growth. Our findings provide empirical evidence from the transformation of financing platforms on how to effectively resolve local debt risks in the current context of coordinating high-quality development and high-level security.

Keywords: Divestiture of Financing Functions; Spillover Effect; Equity Network; Resource Allocation Efficiency

JEL Classification: D24, H63

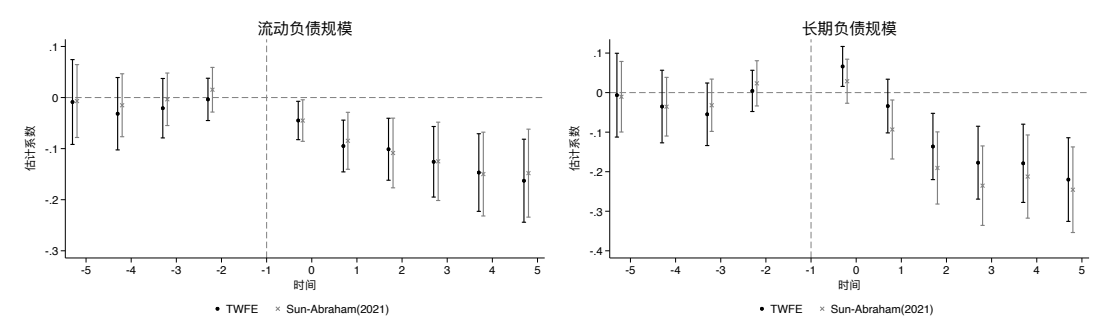
附录

附录 A：融资平台转型的化债效果

从负债端的构成来看，如附表 1 所示，融资平台的流动负债规模在改革转型后显著下降，其长期负债规模也有所降低。虽然基于 TWFE 的长期负债规模回归系数不显著，但基于 Sun-Abraham（2021）修正后的回归系数显著为负。Sun-Abraham（2021）修正结果显示，处理组相较于对照组在改革转型后其流动负债规模和长期负债规模分别下降了 11.04%和 12%。附图 1 基于 TWFE 和 Sun-Abraham（2021）的平行趋势图也表明，处理组和对照组的流动负债规模和长期负债规模满足事前平行的假设条件，且流动负债规模和长期负债规模在事后各期也呈现出逐年下降的动态趋势。

附表 1 融资平台负债的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量：	流动负债规模		长期负债规模	
方法：	TWFE	SA(2021)	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	-0.0863*** (0.0303)	-0.1104*** (0.0325)	-0.0564 (0.0418)	-0.1200*** (0.0452)
企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	17,808	17,808	17,808	17,808
R-squared	0.8593	0.8602	0.8203	0.8227



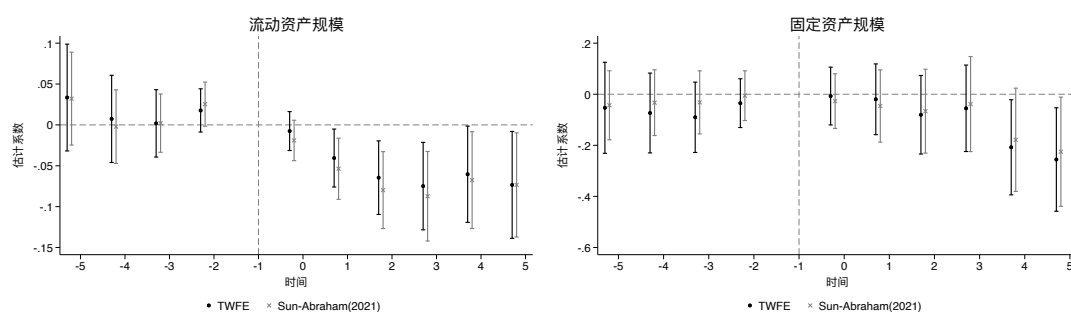
附图 1 融资平台负债变化的平行趋势图

从资产端构成来看，附表 2 的回归结果显示，改革转型后融资平台的流动资产规模显著下降，而固定资产规模没有显著变化。具体地，Sun-Abraham（2021）修正结果显示，处理组相较于对照组在改革转型后其流动资产规模显著下降了 7.40%，固定资产规模下降了 9.50% 但不显著。流动资产规模的下降表明改革转型后融资平台不再获得来自地方政府的现金补贴、土地出让金返还等，即来自政府部门或其他融资平台公司现金流的行为明显减少。这说明融资平台减少了对政府的依赖，并且通过自身业务运营实现自我维持和发展。同样地，附图 2 表明在满足事前平行趋势的前提下，融资平台的流动资产规模在事后显著下降但固定资产规模没有显著性变化。

附表 2 融资平台资产的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量：	流动资产规模		固定资产规模	

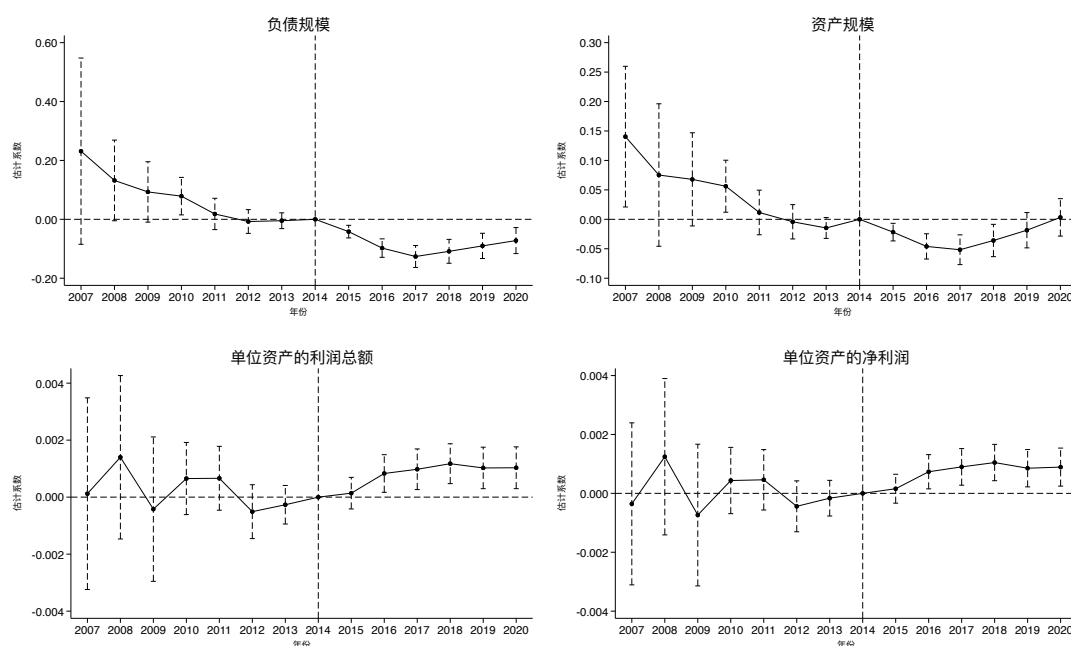
方法:	TWFE	SA(2021)	TWFE	SA(2021)
改革转型冲击	-0.0531** (0.0253)	-0.0740*** (0.0279)	-0.0268 (0.0701)	-0.0950 (0.0727)
企业固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	17,808	17,808	17,808	17,808
R-squared	0.8819	0.8827	0.8379	0.8387



附图 2 融资平台资产变化的平行趋势图

附录 B：工具变量

附图 3 为正式式 (4) 的工具变量二阶段回归所对应的平行趋势图，可以看到融资平台的负债规模、资产规模、单位资产的利润总额和单位资产的净利润在事前各期基本平行，没有显著差异，这说明本文的工具变量满足外生性条件。此外，附图 3 的事后各期显示，与没有进行改革转型的融资平台相比，进行改革转型的融资平台其负债规模和资产规模在事后显著下降，并且单位资产的利润总额和单位资产的净利润显著上升，这一结果与正文表 7 第 (2) - (5) 列基于式 (4) 得到的回归结果是一致的。



附图 3 工具变量的外生性检验