

城投债融资成本与风险传染

——基于非标融资违约的视角

焦玮琳, 郑维伟, 郑旭

(上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030)

摘要:近年来城投公司非标违约事件频发,加剧了地方隐性债务市场的风险。文章基于2018年1月—2023年9月中国城投公司的债券发行、非标违约事件及地方经济财政数据,深入探讨了非标违约事件对城投公司融资成本的影响,及其在区域间潜在的风险传染效应。结果表明,城投公司发生非标违约事件会向市场传递风险信号,导致其在城投债市场上面临更高的融资成本。此外,非标违约风险在“城市内”存在显著的传染效应,且其强度呈现出随时间衰减的特征;但在“城市间”的传染效应并不明显。异质性分析显示,更高评级、更高行政等级以及作为地方主要融资平台的城投公司受到的非标违约传染效应更强。上述结论在经过一系列稳健性检验和排除共同因素影响后仍然成立。文章的发现揭示了非标违约对地方政府隐性债务的负面影响,对于中央政府全面甄别并化解风险因子、建立防范化解地方债务风险的长效机制具有重要意义。

关键词:城投债;非标违约;债务风险;融资成本;传染效应

中图分类号:F832.5 **文献标识码:**A

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240413.101

一、引言

城市建设投资公司(以下简称“城投公司”)主要采取银行贷款、城投债以及非标准化债权融资(简称“非标”)三种常见融资方式。根据银监会发布的《关于规范商业银行理财业务投资运作有关问题的通知》,非标准化债权资产即“未在银行间市场及证券交易所市场交易的债权性资产,包括但不限于信贷资产、信托贷款、委托债权、承兑汇票、信用证、应收账款、各类受(收)益权、带回购条款的股权性融资等”。尽管当前已有较多文献对城投公司的银行贷款和城投债这两种标准化融资方式展开探讨(曹婧等,2019;潘俊等,2018;熊琛等,2022;Qiu等,2023),但鲜有文献对透明度较低、无标准化数据非标融资进行深入研究。

近年来,非标违约事件频发,尤其是2023年违约数量激增,根据Wind统计数据,截至2023年9月底,中国当年已发生40起城投公司非标违约事件(见图1),愈发引起投资者和学者的广泛关注。并且,非标违约事件带来的负面影响不仅局限于非标债务本身,其引发的负面舆情也极易将公司其他债务拖入泥淖。近年来,大量城投公司在发生非标违约后,在债券市场中便陷入“融资贵”的困境,如潍坊滨城投资开发有限公司于2023年5月12日被爆出发生非标违

收稿日期:2024-01-07

作者简介:焦玮琳(2001—),女,山东菏泽人,上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生;

郑维伟(1997—),男,重庆人,上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生;

郑旭(1963—)(通讯作者),男,安徽淮南人,上海交通大学安泰经济与管理学院教授,博士生导师。

约后，便深陷负面舆情，一个月后该公司城投债的平均信用利差从非标违约披露日的6.796%上升至7.288%，五个月后上升至8.70%，上升幅度分别达到7.24%和28.02%，可见非标违约暴露出的风险极易传导至城投债市场。更为严重的是，由于市场倾向于认为城投非标违约是当地信用环境恶化、地方政府无力化解债务风险的标志，因而非标违约往往会引发区域传染效应，导致同一区域

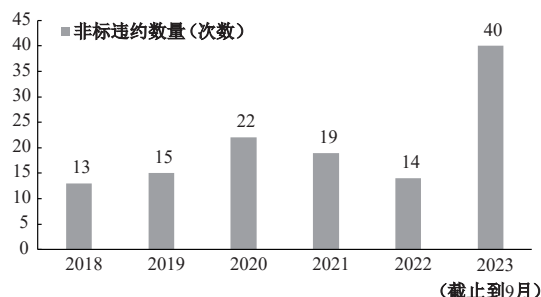


图1 城投公司近六年的非标违约数

城投债的发行利差和交易利差普遍上升。截至2023年9月底，作为非标违约的高发省份，贵州省城投债平均信用利差为6.476%，远远高于全国平均信用利差1.056%；作为非标违约的高发城市，潍坊市城投债平均信用利差为4.804%，同样明显高于山东省平均信用利差1.767%。因此，系统地研究城投公司的非标违约风险，评估其对城投公司乃至整个区域融资成本的影响显得尤为重要和紧迫。

城投公司非标融资的发展与影子银行关联甚密，张路和陈珏津(2023)发现地方政府的融资需求是推动中国影子银行兴起的重要力量。1994年分税制改革造成地方政府财权与事权不对等，并在旧《预算法》^①规定地方政府不得直接举债的情形下，作为地方政府融资平台的城投公司发挥了“第二财政”的作用，且金融危机期间的“四万亿”计划进一步刺激了城投公司从银行借入大量债务(Bai等, 2016; Acharya等, 2024)。然而，地方债务的无序扩张容易导致实体企业信贷错配(李小林等, 2023)、人力资本错配(邵文波等, 2023)、微观企业的创新效率降低(张路等, 2021)等一系列问题。因此，为了加强地方债务的治理，2010年6月，国务院办公厅发布《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》，开始规范城投公司的银行融资行为。此外，由于银行贷款还受到表内存贷比、资本充足率等限制，银行对城投公司的贷款发放与用途审核也趋于严格。在以上限制下，影子银行逐渐兴起，通过将表内信贷转化为表外业务，借助委托贷款、信托贷款等非标方式绕过监管，达到继续为城投公司提供信贷支持的目的(Chen等, 2020)。伴随影子银行业务的发展，城投公司的非标融资规模逐渐膨胀。根据Wind统计口径，2016年以来城投公司每年非标发行总规模均保持在5000亿元以上(图2)。

然而，影子银行活动会向传统银行业务溢出风险(Huang等, 2023)、降低货币政策的有效性(Chen等, 2018; Xiao, 2020)、导致资源错配(Chen和Lin, 2019)、加剧企业风险承担(李小林等, 2022)，为缓解影子银行对金融系统和实体经济的负面影响，中央政府于2018年出台《资管新规》^②，正式将影子银行业务纳入监管，并对资管通道类业务进行严格限制，使得城投公司非标融资渠道逐渐被封堵，债务难以接续。

虽然城投债与非标融资均是城投公司重要的融资渠道，但地方政府对于城投债的救助意愿远强于非标融资(Yan等, 2023)。城投债尚未发生过实质性违约，一旦打破这种刚性兑付的信仰，会对城投债市场和地方政府的融资成本带来严重的冲击。因此，城投债的违约成本十分高昂，地方政府有强烈的动机防止其发生违约。相反地，具有透明度低、融资便捷、灵活性强等特

① 全称为《中华人民共和国预算法》，由中华人民共和国第八届全国人民代表大会第二次会议于1994年3月22日通过。

② 2018年4月27日，中国人民银行、中国银行保险监督管理委员会、中国证券监督管理委员会、国家外汇管理局日前联合发布《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》。

点(张路和陈珏津, 2023)的非标融资发生违约对市场的冲击力较低, 故地方政府的救助意愿会大打折扣。因此, 非标债务偿还情况可以更加真实地反映出城投公司实际的偿债能力, 为城投债的定价提供增量信息。

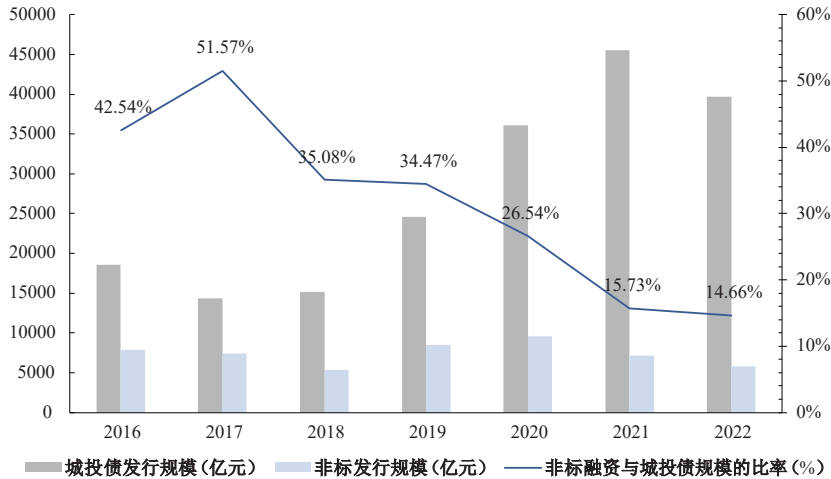


图2 城投债发行规模与非标发行规模对比

本文研究发现: 第一, 非标违约事件在一定程度上体现了城投公司偿债能力的恶化情况, 向市场传递了风险信号, 导致投资者对于违约公司的债券要求更高的风险溢价, 从而将非标违约风险传导至城投债市场。第二, 非标违约风险在“城市内”具有显著的传染效应, 城投公司的债券融资成本会受到同城市内其他城投公司非标违约事件的负面影响, 且该效应呈现出随时间衰减的态势; 而“城市间”的传染效应并不明显。第三, 异质性分析显示, 低“风险预期”下, “风险实现”带来的冲击更强, 即更高评级、更高行政等级以及作为地方主要融资平台的城投公司会受到更强的非标违约传染效应。

相比于已有文献, 本文的边际贡献主要包括: 首先, 由于透明度低、无标准化交易数据等原因, 鲜有文献关注到城投公司非标融资这一渠道。现有少量非标融资文献也主要以地方债务与影子银行间的关联为切入点(邵新建等, 2023; 张路和陈珏津, 2023; Allen等, 2019)。非标融资的监管程度和公开程度相对较弱, 更容易积压“看不见的风险”, 故本文对非标融资可能带来的地方债务风险展开研究, 可以丰富和加深对相关领域的认识。其次, 由于政府的担保和救助(Zhang, 2023; 钟宁桦等, 2021; 曹婧, 2023), 中国城投债目前一直保持着刚性兑付, 尚未发生过实质性违约, 使得市场难以对城投公司真实的信用风险进行合理评估和定价。在政府多次强调要打破刚兑、推进城投公司向市场化转型的背景下, 寻找能够代理城投公司信用风险的因子并对其进行市场化定价显得尤为重要。本文创新性地从非标违约这一视角切入, 发现非标违约事件可以暴露出城投公司实际的偿债能力和信用风险, 并对城投公司公开融资成本具有显著影响, 适合作为城投公司的风险代理变量。这一发现有利于推进城投债的市场化定价和城投公司向市场化转型的进程。

二、理论机制与研究假说

(一) 非标违约事件会向市场传递风险信号

理论上讲, 城投债的发行价差是发行主体对于投资者所承担风险的补偿, 当发行主体的信用风险越高时, 发行价差应当越高。然而, 在地方政府担保和兜底的背景下, 城投债未发生过

实质性违约,且祝小全等(2022)发现城投债的技术违约会进一步强化市场的隐性担保预期,城投债保持刚性兑付的事实使得市场难以评估城投公司真实的信用风险。

虽然城投债和非标融资均是城投公司重要的融资渠道,但地方政府对于二者的救助意愿存在着较大差异(Yan等,2023)。市场对于城投债具有政府担保和救助的预期,一旦打破原有的刚兑信仰,会对城投债市场带来巨大的冲击,影响金融机构未来在该地区的信贷投放,并导致一系列负面的经济后果(张路和陈珏津,2023)。因此,地方政府具有强烈的动机为城投债兜底。相比之下,非标融资具有透明度低、灵活性强等特点,即使发生违约,对城投公司的信用冲击也较小,因此导致了地方政府对非标融资的救助意愿较弱(Yan等,2023)。而正是由于地方政府对于城投公司非标债务的“干预”较少,非标偿还情况更能反映出城投公司本身真实的偿债能力和信用风险。因此,当城投公司发生非标违约事件时,会向市场传递出其偿债能力和债务风险出现恶化的负面信息,而理性投资者会对这一增量信息进行定价,进而对非标违约的公司所发行的债券要求更高的风险溢价。

综上,本文提出假说1:

H1: 非标违约事件会向市场传递风险信号,发生过非标违约的城投公司,在城投债市场上会面临更高的融资成本。

(二) 非标违约在区域间的风险传染效应

已有部分文献证实地方债务风险会通过银行间市场、政府网络等途径进行扩散(范小云等,2023;熊琛等,2022)。本文认为非标违约风险在一定的区域范围内极有可能引发传染效应,理由如下。

首先,非标违约显示出当地融资环境恶化。城投公司与地方政府联系紧密,而地方政府在地方性城商行中往往占有控股地位,对于当地的金融资源具有一定的配置权和控制权(马万里和张敏,2020)。作为地方政府的“关系银行”,城商行是城投公司重要的资金来源,在城投公司债务压力紧张时,地方政府可以及时安排城商行提供信贷支持(郁芸君等,2022)。而当城投公司发生非标违约时,说明即使依托于地方政府的资源,也已经难以在当地获取充足的资金来维持债务的持续滚动,这种区域融资环境的恶化会使得所有“身在其中”的城投公司都面临较高的债务风险。理性投资者会对该区域的经济基本面进行定价,对违约公司所在区域内的其他城投公司的债券要求更高的风险溢价。

其次,非标违约体现出地方政府的救助能力不足。虽然地方政府对非标融资的兜底意愿弱于城投债,但如果财政实力较强、资金丰富,地方政府也会尽力避免非标违约等负面事件发生,以维持当地良好的信用环境。而当地方政府财政实力较弱、资金紧张时,其无力为城投债和非标融资全面兜底,在选择救助对象时会更加倾向于城投债,从而难以顾及非标融资无法偿付的情况,才使得非标违约事件频发。基于此,理性投资者会对地方政府救助能力的恶化进行定价,对当地政府辖区内的其他城投公司的债券也要求更高的风险溢价。

最后,同地区内^①的城投公司往往存在互联担保的关系,极易形成风险共振。城投公司在发行城投债时为了增信需要第三方担保,很多都是由同地区其他城投公司互联担保或者连环担保,以及母公司为子公司提供担保(贾君怡等,2023)。因此同地区的城投公司往往形成了复杂互联的担保网络。然而,担保网络会助推信用风险的传染,一旦发生负面事件,会形成“一荣俱荣,一损俱损”的现象(刘海明等,2016)。因此,当城投公司发生非标违约等负面事件时,不仅违

^① 后文分别从“同城市”和“同省份”定义“同地区”关系。

约公司本身会受到冲击，信用风险也极有可能通过复杂的担保网络进行扩散，从而影响同地区其他城投公司的债券融资成本。基于以上分析，本文提出假说 2：

H2：如果一家城投公司发生了非标违约，那么同地区内其他未发生非标违约的城投公司也会面临潜在的融资成本上升风险。

三、实证研究设计

(一) 研究模型

1. 基准回归模型

为检验假说 1，本文构建以下基准模型：

$$Spread_{i,j,k,l,t} = \alpha + \beta Default_{k,t} + \gamma X_{i,j,t-1} + \delta X_{k,t-\frac{1}{4}} + \theta X_t + \phi_i + \mu_t + \varepsilon_{i,j,k,l,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $Spread_{i,j,k,l,t}$ 为城投债的发行价差，参考 Chen 等(2020)和祝小全等(2022)，本文采用城投债发行时的票面利率与发行日具有相同到期期限的国开债到期收益率之差来计算城投债的发行价差，衡量了城投债的信用风险与融资成本。 i 代表省份， j 代表城市， k 代表城投公司， l 代表债券， t 代表年份。由于城投公司 k 并不一定每年都发行债券，且每只债券 l 只会被发行一次，因此该数据类型为混合截面数据。本模型的关键解释变量是 $Default_{k,t}$ ，如果城投公司 k 在发行债券 l 之前曾发生过非标违约事件，那么该变量取值为 1，否则为 0。

鉴于市场在对城投债定价时，只能依据已公布信息，因此本文将控制变量进行滞后处理。具体地，本文主要包括三类控制变量：① 城投公司所在地级市和省份的宏观经济变量和财政状况 $X_{i,j,t-1}$ 。参考已有研究(刘晓蕾等, 2021; 钱一蕾等, 2023)，本文控制了上一年度的地级市、省份层面的财政状况和经济发展水平，具体包括城市 GDP ($City_gdp$)，以城市 GDP 的对数衡量；省份 GDP ($Province_gdp$)，即省份 GDP 的对数；省份存量债务 ($Province_debt$)，以省份存量债务的对数衡量；城市财政平衡指标 ($Fiscal_balance$)，定义为城市一般公共预算收入占一般公共预算支出的比重；第三产业比重 ($Service_ratio$)，即城市第三产业收入占 GDP 比重。② 城投公司特征 $X_{k,t-\frac{1}{4}}$ 。参考张路(2020)和钟宁桦等(2021)，本文控制了上一季度城投公司层面的财务数据，具体包括盈利能力 ($Profitability$)，以净利润占营业总收入的比重衡量；资产负债率 ($Liability$)、流动比率 ($Liquidity$)、长期负债占比 ($Long_debt$)^①。③ 城投债发行特征 X_t 。主要包括城投债的发行期限 ($Maturity$)、发行总额 ($Scale$)、发行时的评级 ($Rate$)^② 以及是否含权 ($Option$)。

2. 动态传染效应模型

为检验假说 2，本文分别构建模型(2)和模型(3)，以检验非标违约在“城市内”和“城市间”的传染效应。

$$Spread_{i,j,k,l,t} = \alpha + \beta_1 Within_city_{j,k,l,(t-1,t)} + \beta_2 Within_city_{j,k,l,(t-2,t-1)} + \beta_3 Within_city_{j,k,l,(t-3,t-2)} + \beta_4 Within_city_{j,k,l,(-\infty,t-3)} + \gamma X_{i,j,t-1} + \delta X_{k,t-\frac{1}{4}} + \theta X_t + \phi_i + \mu_t + \varepsilon_{i,j,k,l,t} \quad (2)$$

在模型(2)中，若城投公司 k 在发行债券 l 前 1 年内，其所在城市 j 有其他城投公司发生了非标违约事件，则 $Within_city_{j,k,l,(t-1,t)}$ 取值为 1，否则为 0；类似地，若城投公司 k 在发行债券 l 前 2 年至前 1 年内，其所在城市 j 有其他城投公司发生了非标违约事件，则 $Within_city_{j,k,l,(t-2,t-1)}$ 取值为 1，否

① 考虑到数据的更新频率，并参考钟宁桦等(2021)对控制变量的滞后方式，本文将省市层面的控制变量滞后一年，将城投公司层面的控制变量滞后一季度。

② 其中，BB、BB+、…、AA+、AAA 依次对应为等级 1、2、…、10、11。

则为 0; $Within_city_{j,k,l(t-3,t-2)}$ 和 $Within_city_{j,k,l(-\infty,t-3)}$ 的定义以此类推。通过细化债券发行与非标违约的时间距离,使得 β_1 、 β_2 、 β_3 和 β_4 可以刻画传染效应强度的动态变化。

在进行“城市内”传染效应检验时,本文剔除了自身发生过非标违约的样本,从而排除违约带来的直接影响,确保系数衡量的是由于传染效应而带来的融资成本提升。此外,如果“城市内”确实存在传染效应,则意味着同一城市内的城投公司存在相互影响,故对模型(2)中的标准误在城市层面进行聚类。

$$Spread_{i,j,k,l,t} = \alpha + \rho_1 Between_city_{j-k,l,t-1,t} + \rho_2 Between_city_{j-k,l,t-2,t-1} + \rho_3 Between_city_{j-k,l,t-3,t-2} + \rho_4 Between_city_{j-k,l,t-3,t-3} + \gamma X_{i,t-1} + \delta X_{k,t-\frac{1}{4}} + \theta X_t + \phi_i + \mu_t + \varepsilon_{i,j,k,l,t} \quad (3)$$

在模型(3)中,若城投公司 k 在发行债券 l 前 1 年内,其所在城市没有发生过非标违约,但所在省份的其他城市爆出非标违约事件,则 $Between_city_{j-k,l,t-1,t}$ 取值为 1, 否则为 0; 类似的,若城投公司 k 在发行债券 l 前 2 年至前 1 年内,其所在城市没有发生过非标违约,但所在省份的其他城市爆出非标违约事件,则 $Between_city_{j-k,l,t-2,t-1}$ 取值为 1, 否则为 0; $Between_city_{j-k,l,t-3,t-2}$ 和 $Between_city_{j-k,l,t-3,t-3}$ 的定义以此类推。

在进行“城市间”传染效应检验时,本文进一步剔除所在城市发生过非标违约的样本,以排除“城市内”传染效应的干扰,从而确保系数衡量的是由于“邻居”城市违约带来的传染效应。此外,如果“城市间”确实存在传染效应,相当于同一省份内的城投公司存在相互影响,故对模型(3)中的标准误在省份层面进行聚类。

(二)数据来源

根据 Wind 统计报告,城投公司于 2018 年 7 月发生首次非标违约事件,故本文选取 2018 年 1 月—2023 年 9 月作为样本期。其中,省份和地级市的财政、经济数据来自于 CEIC 数据库;城投债的发行信息、城投公司的财务数据以及非标违约数据来自于 Wind 数据库。

同时,本文对样本进行了如下处理:剔除同时在银行间市场和交易所发行的重复样本;将地区财政经济数据、城投公司财务数据与发行样本进行匹配;剔除重要变量缺失的样本;并对所有连续变量进行上下 1% 缩尾处理,最终获得 18622 个有效样本。其中,12073 个样本所在省份(如江苏、浙江)在样本期内未发生过非标违约,6549 个样本所在省份(如贵州、云南)曾发生过非标违约。在后文分析中,如无特别说明,本文均使用涵盖违约省份的 6549 个样本^①。主要原因如下:首先,市场一般认为城投公司的担保政府为市级政府或省级政府(刘晓蕾等,2021),非标违约风险跨省传播的可能性较低,故本文更加关注非标违约在省份内的影响。其次,在技术方面,违约省份(如云南、贵州)和未违约省份(如江苏、浙江)在财政状况、经济实力上均存在较大差异,若使用全样本回归,则容易造成高估非标违约的影响强度。

根据变量描述性统计(见表 1),违约省份城投债的平均发行价差为 2.39%,非违约省份的平均发行价差为 1.681%,可见非违约省份的融资成本明显较低。此外,违约省份的平均城市 GDP 和省份 GDP 均低于非违约省份,说明违约省份一般经济实力偏弱。相比于非违约省份,违约省份城投债的平均规模和期限均较高(7.42 > 7.03, 4.335 > 3.844),但发债公司的平均评级较低(9.724 < 9.763)。

^① 需要指出的是,在检验传染效应时,对照组需要满足“未受到过非标违约传染效应的影响”条件,但违约省份内的城投公司均会潜在受到“城市内”或“城市间”的传染。故本文在检验传染效应时,引入 12073 个非违约省份的清洁样本作为对照组进行回归。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	违约省份				非违约省份			
	观测值	平均数	最小值	最大值	观测值	平均数	最小值	最大值
<i>S spread</i>	6 549	2.390	0.212	5.073	12073	1.681	0.212	5.073
<i>Province_gdp</i>	6 549	8.487	7.183	9.076	12073	8.739	7.183	9.431
<i>City_gdp</i>	6 549	6.303	4.475	7.641	12073	6.656	4.474	8.268
<i>Province_debt</i>	6 549	14.033	12.919	14.534	12073	14.058	12.919	14.543
<i>Scale</i>	6 549	7.420	1	20	12073	7.03	1	20
<i>Maturity</i>	6 549	4.335	0.492	10	12073	3.844	0.492	10
<i>Rate</i>	6 549	9.724	8	11	12073	9.763	8	11

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

表 2 列(1)控制了全部解释变量,但未对固定效应进行控制;列(2)控制了全部解释变量和年份固定效应;列(3)进一步控制了省份固定效应。根据回归结果^①, $Default_{k,t}$ 在列(1)—列(3)中均正向显著,表明发生过非标违约的城投公司在债券市场上普遍面临着更高的融资成本。这说明非标违约的确暴露出城投公司的偿债能力和信用风险出现恶化,投资者会“消化”非标违约事件暴露出的风险信息,意识到违约公司的偿债能力下降,进而对其发行的城投债要求更高的风险溢价。故假说 1 成立。具体来说,若城投公司在发债之前曾发生过非标违约,那么平均意义上其在债券市场上的发行价差将显著提高 0.913%,相对于违约省份城投债的平均发行价差 2.39%,融资成本的增加幅度高达 38.2%。如果以债券平均发行规模 7.42 亿元为基准,这意味着发行主体每年要多偿付约七百万元的利息,这种情况下极易引发“偿债能力恶化—信用风险增加—融资成本提升—债务负担加重—偿债能力进一步恶化”的恶性循环,不利于债务风险的化解。

表 2 非标违约与债券融资成本

	(1)	(2)	(3)
	<i>S spread</i>	<i>S spread</i>	<i>S spread</i>
<i>Default</i>	0.986*** (6.91)	0.997*** (6.93)	0.913*** (6.69)
<i>City_gdp</i>	-0.466*** (-15.06)	-0.449*** (-14.48)	-0.201*** (-6.04)
<i>Province_gdp</i>	-0.988*** (-20.49)	-1.040*** (-20.80)	-0.654 (-1.01)
<i>Province_debt</i>	0.530*** (8.63)	0.753*** (8.41)	-0.059 (-0.21)
<i>Scale</i>	-0.025*** (-8.60)	-0.027*** (-9.11)	-0.022*** (-7.71)
<i>Maturity</i>	-0.096*** (-11.85)	-0.096*** (-11.54)	-0.079*** (-9.61)
<i>Rate</i>	-0.780*** (-35.81)	-0.775*** (-35.77)	-0.808*** (-38.28)
常数项	14.289*** (21.90)	11.584*** (11.68)	19.803*** (2.87)
其他控制变量	是	是	是
年份固定效应	否	是	是
省份固定效应	否	否	是
N	6 549	6 549	6 549
Adj. R ²	0.4832	0.4902	0.5359

注:括号内为经稳健标准误调整后的 t 值。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

① 受篇幅限制,此处未列出全部控制变量回归结果。读者若有兴趣可向作者索取。

(二) 传染效应分析

1. “非标违约” 传染效应分析

表 3 列(1)的回归结果显示, 非标违约在“城市内”的确具有风险传染效应, 但该传染效应会随着时间衰退。只有在城投公司发债前 1 年以内, 同城市其他城投公司发生了非标违约事件, 才会对其融资成本存在显著影响。具体而言, 若发债前 1 年以内同城市有非标违约事件发生, 那么城投公司的发行价差会显著提升 0.458%。这一传染效应背后的原因可能是由于区域基本面的恶化以及信用风险沿着担保网络的扩散。

表 3 风险传染效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	非标违约		非标风险提示	
	城市内	城市间	城市内	城市间
	<i>S</i> <i>pread</i>	<i>S</i> <i>pread</i>	<i>S</i> <i>pread</i>	<i>S</i> <i>pread</i>
$(t-1, t)$	0.458*** (2.90)	0.018 (0.33)	0.339** (2.29)	0.118 (0.99)
$(t-2, t-1)$	0.373 (1.62)	0.067 (0.69)	0.232** (2.08)	0.154 (1.19)
$(t-3, t-2)$	0.087 (0.55)	0.119 (1.65)	0.169 (1.22)	0.009 (0.07)
$(-\infty, t-3)$	0.094 (0.35)	0.173 (1.14)	0.085 (0.45)	0.276 (1.18)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
N	18555	17911	18565	17490
Adj. R ²	0.5359	0.5254	0.5355	0.5291

注: 列(1)和列(3)括号中为经城市层面聚类异方差调整后的t值, 列(2)和列(4)括号中为经省份层面聚类异方差调整后的t值。***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。

此外, 非标违约的传染效应还呈现出随时间逐渐减弱的特征, 可能的原因如下。一方面, 随着时间增长, 非标违约的信息价值下降, 故对信用风险的冲击强度呈现出衰减态势。另一方面, 随着发行主体通过展期等方式解决债务问题, 负面舆情危机逐渐解除, “疤痕”被淡化, 也会导致非标违约的风险传染强度逐渐减弱。

表 3 列(2)的回归结果显示, 四个系数均不显著, 说明非标违约只在同一城市内存在风险传染效应, 而不会跨城市传染。可能的原因在于: 一方面, 市场认为城投债最直接的担保主体是市级政府, 而非省级政府, 且城商行等金融资源一般以城市为行政单位, 由各城市的市政府掌控, 因此投资者会倾向于认为非标违约更多地反映了城市层面的财政和宏观经济恶化, 而不会将“风险预期”扩大到全省范围内的城投债; 另一方面, 非标融资本身透明度较低, 市场关注度也远不如城投债等公开程度较高的标准化债务, 即使发生违约, 引发的市场关注度也处于较低水平, 因此造成的信用风险在全省范围内大规模传播的可能性较低。

2. “非标风险提示” 传染效应分析

非标风险提示是对非标违约的预警, 对于投资者而言其同样传递了城投公司的风险信号, 只是所代表的风险程度稍弱于非标违约。故出于确保结果稳健的目的, 本文将“非标违约事件”替换为“非标风险提示”, 以进一步分析非标风险提示是否具有风险传染效应以及风险传染的强度。

表 3 列(3)的回归结果显示, 非标风险提示同样会在城市内引发风险传染效应, 且该传染效应会随着时间衰退。与非标违约相比, 非标风险提示引发的传染效应似乎更加持久, 但对城投

公司融资成本的冲击程度更弱(0.339% < 0.458%)。表3列(4)的回归结果显示,四个系数均不显著,即非标风险提示同样仅在城市内部存在风险传染效应,而不会跨城市传染。

(三)异质性检验

根据前文分析可知,非标违约在城市内的确存在风险传染效应,但在城市间的风险传染效应并不明显。在此基础上,本文进一步构建以下模型,探讨城市内的传染效应在评级、行政等级和平台重要性方面是否存在显著差异。

$$Spread_{i,j,k,l,t} = \alpha + \beta_1 Treat_{j,k,l} + \beta_2 Z_{j,k,l} + \beta_3 Z_Treat_{j,k,l} + \gamma X_{i,j,t-1} + \delta X_{k,t-\frac{1}{4}} + \theta X_l + \phi_i + \mu_t + \varepsilon_{i,j,k,l,t} \quad (4)$$

其中,被解释变量 $Spread_{i,j,k,l,t}$ 为城投债的发行价差, i 代表省份, j 代表城市, k 代表城投公司, l 代表债券, t 代表年份。关键解释变量 $Treat_{j,k,l}$ 定义为:若城投公司 k 在发行债券 l 前,其所在城市 j 曾发生过非标违约事件,则其取值为1,否则为0。需要说明的是,本模型剔除了自身发生过非标违约事件的样本,即模型(1)中 $Default_{k,l}$ 取值为1的样本,以排除非标违约的直接影响。 $Z_{j,k,l}$ 为衡量评级、行政等级和平台重要性的分组变量, $Z_Treat_{j,k,l}$ 为 $Treat_{j,k,l}$ 和 $Z_{j,k,l}$ 的交叉项。

1. 不同评级的城投公司所受传染的异质性分析

在检验不同评级的城投公司所受传染的异质性时,令 Z 为 $High_Rate_{k,l}$,并定义若城投公司 k 在发行债券 l 时的评级为AA+及以上,则该值为1,否则为0^①。

表4列(1)的回归结果表明,高评级城投公司发行债券的融资成本显著较低,但当同城市内其他城投公司发生了非标违约事件时,其则会受到更强烈的风险传染效应。背后的原因可能是:一方面,由于低评级城投公司的融资成本原本就显著高于高评级城投公司,尽管受到风险扰动时两类公司的融资成本均会上升,但低评级城投公司的成本上升空间更加有限,故其成本上升的幅度相对更低;另一方面,对于低评级城投公司,市场投资者总体上对其有较充分的风险预期和较高的风险容忍度,但对于高评级城投公司的风险容忍度则较低,因此一旦高评级城投公司发生风险事件,则会面临更强烈的冲击,导致其融资成本上升更加明显。

表4 非标违约风险传染效应的异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Treat</i>	0.258*** (3.95)	0.165** (2.26)	0.186** (2.24)
<i>High_Rate</i>	-1.160*** (-37.03)		
<i>High_Treat</i>	0.150* (1.78)		
<i>Muni</i>		-0.406*** (-12.65)	
<i>Prov</i>		-0.173*** (-3.03)	
<i>Muni_Treat</i>		0.328*** (3.72)	
<i>Prov_Treat</i>		0.709*** (4.89)	
<i>Main</i>			0.001 (0.03)
<i>Main_Treat</i>			0.343*** (3.52)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
N	6482	6482	5995
Adj. R ²	0.5415	0.5537	0.5258

注:括号内为经稳健标准误调整后的t值。***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。

① 在违约省份分样本的评级分布中,56.99%为AA+及以上,其余为AA及以下。

2. 不同行政等级的城投公司所受传染的异质性分析

在检验区县级、地市级和省级不同行政等级城投公司所受传染的异质性时，令 Z 为 $Muni_k$ 和 $Prov_k$ ，并定义若城投公司 k 为地市级，那么 $Muni_k$ 定义为1，否则为0；若城投公司 k 为省级，那么 $Prov_k$ 定义为1，否则为0^①。

表4列(2)的回归结果显示，相较于区县级城投公司，地市级和省级城投公司的融资成本显著较低。这可能是由于市场认为地市级和省级政府普遍具有更强的担保能力和救助能力，而区县级政府的救助能力则相对较弱。进一步地，不同行政等级的异质性系数显示，地市级和省级城投公司受到非标违约风险传染的效应更强。背后的原因可能是：市场对高行政等级的城投公司具有更强的担保预期，认为地市级、尤其是省级城投公司更加安全；然而“低风险预期”越强，风险事件带来的冲击会越强烈，故而导致了非标违约对于地市级和省级城投公司的风险传染效应更加明显。

3. 不同重要性的城投公司所受传染的异质性分析

在检验不同重要性的城投公司所受传染的异质性时，令 Z 为 $Main_k$ ，并定义若城投公司 k 是当地政府融资的主要平台，则该值为1，否则为0^②。

表4列(3)的回归结果显示，相较于一般平台和次要平台，主要城投公司受到非标违约的传染效应影响更加明显。主要原因可能在于：市场对主要城投公司具有更高的关注度和政府担保预期，并认为其与地方政府的联系更加紧密，故区域风险事件会对主要城投公司的连累程度更强。

综上，本文的异质性检验结果显示，更高评级、更高行政等级的城投公司以及主要城投公司受到的非标违约传染效应更强。总体上，其背后的机制可以概括为“风险预期”与“风险实现”间的差异引致的结果。祝小全等(2022)发现相较于投资者预期内的风险，预期外的风险事件会对融资成本造成更强烈的冲击。在本文中，市场对于更高评级、更高行政等级的城投公司以及主要城投公司的“风险预期”均较低，一旦发生“风险实现”事件，便会对其融资成本造成显著冲击，进而使其受到更强的非标违约传染效应。相反地，对于低评级、低行政等级的城投公司以及非主要城投公司，市场对其“风险预期”较为充分，风险事件更有可能处于预期内，故总体对融资成本的冲击较小。

(四)稳健性检验^③

1. 将核心解释变量由虚拟变量替换为数量型变量

本文在基准回归(表2)中使用的核心解释变量 $Default$ 为“城投公司发债前是否发生过非标违约”的0-1变量，本文进一步地将该虚拟变量替换为数量型变量 $DefaultNum$ ，即城投公司发债前发生过非标违约的次数，重新进行回归分析，检验结果与表2结果基本一致。

2. 基于不同违约数量检验传染效应的强度差异

本文在非标违约传染效应分析(表3)中发现，城投公司发债前1年以内，如果同城市其他城投公司发生了非标违约事件，那么其融资成本会受到显著影响，本文进一步检验该影响的大小是否与非标违约数量有关。具体地，本文定义新变量 Num_1 、 Num_2 和 Num_3_above 。定义情况如下，在城投公司发债前1年以内，如果同城市其他城投公司发生1起/2起/3起以上非标违约事件，则 $Num_1/Num_2/Num_3_above$ 取值为1，否则为0。

① 在违约省份分样本中，40.53%、53.05%和6.42%的城投公司分别为区县级、地市级和省级平台。

② 在违约省份分样本中，73.19%的城投公司为主要平台，26.81%的城投公司为一般平台或次要平台。

③ 限于篇幅，正文中未展示稳健性检验部分的实证结果。读者若有兴趣可向作者索取。

回归结果显示, Num_1 、 Num_2 和 Num_3_above 均显著为正, 验证了传染效应的稳健性, 并且系数大小依次递增, 说明传染效应的强度随着非标违约数量增加而提高。

3. 随机生成核心解释变量进行安慰剂检验

为了排除偶然性因素的影响, 本文对基准回归结果(表2)进行安慰剂检验。具体做法是, 对核心解释变量 $Default$ 进行500次随机抽样生成, 并重新进行“反事实”回归。结果显示, 基准回归结果是极小概率事件, 故排除了偶然性因素的影响, 确保了结论的稳健性。

4. 利用PSM方法对违约样本进行匹配

由于在整个样本期内, 城投公司共计发生过123次非标违约事件, 大部分城投公司未发生过非标违约, 若采用全样本回归, 可能会对回归结果可靠性造成影响^①。因此, 本文进一步利用PSM方法为处理组匹配较相似的样本, 再对基准模型(式1)进行回归分析。同时, 为确保结果的可靠性, 本文设定了三种匹配比例, 分别为1:2、1:4和1:6。回归结果与前文基本保持一致, 再次验证了本文研究发现的稳健性。

5. 调整固定效应设定

在前文分别控制年份和省份固定效应基础上, 为进一步控制省份随着年份变化的特征, 本文在基准回归(表2)中又采用了年份与省份的交互固定效应。回归结果与表2结果基本保持一致。

6. 替换并加入更多控制变量

前文在省市层面的控制变量使用了城市GDP、省份GDP和省份存量债务, 本文在基准回归(表2)中将这总量指标替换为人均指标, 即人均GDP和人均存量债务, 重新进行回归, 结果与基准回归结果类似。此外, 本文还加入了更多控制变量, 如GDP增速、地方政府债券规模, 回归结果仍然与表2结果基本保持一致。

五、进一步讨论: 排除共同因素的影响

为排除存在一些潜在因素同时影响了关键解释变量和因变量的情况, 例如, 一些资质较差的城投公司, 其融资成本一般更高, 并且也更容易发生非标违约事件, 从而导致非标违约和融资成本之间存在显著正向关系和内生性问题。为排除这一因素影响, 本文进一步使用城投债在二级市场上的日度交易数据展开检验。具体的研究思路为:

首先, 识别出在债券存续期内, 发行主体发生过非标违约事件的债券样本^②; 其次, 检验上述债券在二级市场上的交易利差在非标违约后是否出现了显著上升的情况。理论上, 如果债券交易利差在非标违约事件后出现了显著提高, 则说明非标违约对于城投公司的确存在着风险揭露作用, 城投公司融资成本的上升在一定程度上确可归因于非标违约事件影响, 而非受到某些共同因素的作用。

(一) 非标违约的直接效应

为检验非标违约的直接效应, 本文构建以下模型:

$$YTM_{j,k,l,t} = \alpha + \beta Sec_Default_{k,t} + \phi_j + \theta_k + \rho_l + \mu_y + \varepsilon_{j,k,l,t} \quad (5)$$

其中, j 代表城市, k 代表城投公司, l 代表债券, t 代表交易日, y 代表年份。 $YTM_{j,k,l,t}$ 为城投债 l 在

^① 在只使用违约省份样本的情况下, 处理组和对照组数量也相差较大, 但相比于使用全样本, 已经极大地缓解了比例悬殊的问题。为进一步缓解样本可比性问题, 本文通过PSM匹配的方法为处理组匹配基本状况相似的对照组。

^② 不考虑城投公司在发生非标违约后才发行的债券, 保证债券在存续期内经历过非标违约事件, 以检验同一只债券在非标违约前后利差的变化, 使论证更有可信度。

t 日的交易利差,定义为城投债 l 在 t 日时的到期收益率与当日具有相同到期期限的国开债到期收益率之差。关键解释变量为 $Sec_Default_{k,t}$,如果城投公司 k 在 t 日前曾发生过非标违约,则取值为1,否则为0。

由于本模型中样本为日度数据,而前文中相关控制变量为季度或年度数据,故本模型主要通过加入更多固定效应的方式来控制其他因素的影响。相关债券交易数据来源于Wind数据库,经过数据处理,本文共识别出148只债券,并在样本期内提取出91407条日度的债券到期收益率数据。

表5列(1)和列(2)的回归结果显示,当城投公司发生非标违约后,其城投债的交易利差会出现显著提高,说明非标违约对于城投公司的确存在风险揭露的作用,市场对于违约公司的债券会要求更高的风险溢价。这一结果也证明了城投公司融资成本的上升在一定程度上确由非标违约引致,而非共同因素的完全作用。

表5 非标违约对城投债在二级市场上信用利差的影响

	直接效应		传染效应			
			区县级		城市级	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	YTM	YTM	YTM	YTM	YTM	YTM
$Sec_Default_{k,t}$	1.918*** (19.03)	1.925*** (19.14)	0.719*** (20.78)	0.706*** (21.30)	0.091*** (13.66)	0.073*** (11.71)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
城投公司固定效应	是	是	是	是	是	是
债券固定效应	否	是	否	是	否	是
N	91407	91407	79624	79624	718753	718753
Adj. R ²	0.3860	0.4045	0.4286	0.5038	0.5304	0.6125

注:括号内为经稳健标准误调整后的t值。***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。

(二)非标违约的传染效应

鉴于前文发现非标违约在“城市内”存在显著传染效应,为排除城市基本面的共同影响,本节进一步对传染效应展开检验。本节对数据层次进行了丰富,将行政等级细化至“区县级”,以探究“区县级”和“城市级”传染效应的强度差异。具体研究思路为:首先识别出在债券存续期内,自身公司未发生非标违约、但所在的区县/城市内其他城投公司发生了非标违约的债券样本,进而检验这些债券在二级市场上的交易利差在非标违约后是否出现显著上升。理论上,如果债券交易利差在非标违约事件后出现显著提高,则说明在排除共同因素的作用后,非标违约在区县和城市层面的确存在风险传染效应。

为检验非标违约在区县层面的传染效应,本文构建以下模型:

$$YTM_{jk,t} = \alpha + \beta County_Default_{k,t} + \phi_j + \theta_k + \rho_t + \mu_y + \varepsilon_{jk,t} \quad (6)$$

其中, $YTM_{jk,t}$ 为城投债 l 在 t 日的交易利差。关键解释变量为 $County_Default_{k,t}$,如果城投公司 k 所在的区县在 t 日前发生过非标违约,则该变量取值为1,否则为0。经过数据处理,共识别出136只债券和79624条日度的债券到期收益率数据。

为检验非标违约在城市层面的传染效应,本文构建以下模型:

$$YTM_{jk,t} = \alpha + \beta City_Default_{k,t} + \phi_j + \theta_k + \rho_t + \mu_y + \varepsilon_{jk,t} \quad (7)$$

其中, $YTM_{i,k,t}$ 为城投债 l 在 t 日的交易利差。关键解释变量为 $City_Default_{k,t}$, 如果城投公司 k 所在的城市在 t 日前发生过非标违约, 则该变量取值为 1, 否则为 0。经过数据处理, 共识别出 1381 只债券和 718753 条日度的债券到期收益率数据。

表 5 列(3)—列(6)的回归结果显示, 若某城投公司发生了非标违约, 那么其同区县内、同城市内其他城投公司的债券交易利差也会呈现显著上升态势, 再次证实了非标违约风险在区县和城市层面的确存在着显著的区域内部传染效应。比较各列回归结果可以发现, 城投公司自身非标违约带来的直接影响效应强度最高, 且非标违约在区县级传染的强度远高于在城市级的传染强度, 意味着行政距离越近, 其风险传染往往越强。

六、结论与建议

相比于城投债, 地方政府对于非标融资的救助意愿较低, 故非标违约可以更好地反映出城投公司的偿债能力情况, 具有揭露风险的重要作用。本文从非标违约这一崭新的视角切入, 通过系统研究城投公司非标违约所带来的风险及其传染效应, 有效提供并拓展了城投公司的相关风险认识。

本文研究发现, 城投公司发生非标违约后, 其在一级市场上的融资成本将显著提高, 说明非标违约向市场传递了有效的风险信号, 使投资者对违约公司要求更高的风险溢价。并且, 非标违约风险在“城市内”存在着显著的传染效应, 意味着某城投公司发生非标违约后, 会使得同城市内其他城投公司的融资成本也面临显著增加的情况, 但该传染效应强度呈现出随时间衰减的特征。此外, 非标违约风险在“城市间”并不具有明显的传染效应, 即某城投公司发生非标违约, 这种潜在风险一般不会溢出到其他城市。不仅如此, 更高评级、更高行政等级的城投公司以及主要城投公司受到的非标违约传染效应更加明显。这主要是因为市场对其“风险预期”较低, 预期外的风险事件会对融资成本造成更强烈的冲击。

此外, 为排除共同因素影响, 本文进一步基于二级市场上的日度交易数据展开了相关检验, 结果表明违约公司的债券交易利差在非标违约后出现显著提高, 证实了城投公司非标违约的确具有风险揭露的作用, 城投公司融资成本的上升在一定程度上确由非标违约引致, 而非共同因素的完全作用。并且, 这种非标违约风险在区县和城市层面的传染效应均显著存在。

基于上述研究发现, 为防范地方债务系统性风险的发生, 本文提出如下政策建议:

第一, 进一步规范城投公司的非标融资行为。本文的研究结果显示, 非标违约风险会向标准化债券市场传导, 显著提高城投公司的债券融资成本, 并且在城市内具有传染效应, 容易引起区域性系统性风险。因此, 本文建议中央政府严格规范城投公司的非标融资行为, 加强城投公司非标融资信息的披露, 提高非标融资透明度, 将其置于严格监管之下。

第二, 加速剥离城投公司的政府融资职能, 让有效市场和有为政府有机结合。虽然本文发现非标违约可以提供关于城投公司的增量风险信息, 但在政府隐性担保和兜底的大环境下, 市场仍难以对城投公司的真实信用风险进行定价。因此, 本文建议应加速剥离城投公司的政府融资职能, 打破投资者对于城投债“刚性兑付”的信仰, 让市场充分发挥调配资源的功能。

参考文献:

- [1]曹婧. 刚兑信仰分化: 隐性担保预期与城投债定价[J]. 世界经济, 2023, (6): 85-107.
 [2]曹婧, 毛捷, 薛熠. 城投债为何持续增长: 基于新口径的实证分析[J]. 财贸经济, 2019, (5): 5-22.
 [3]范小云, 邹小备, 杨昊晰. 城投债风险多重溢出效应研究——以信用债市场为媒介的视角[J]. 财贸经济, 2023, (7):

39-56.

- [4]贾君怡,于明哲,陈经纬,等.第三方担保与地方隐性债务风险化解:基于专业担保与关联担保的对比研究[J].中国软科学,2023,(5):171-187.
- [5]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[J].财经研究,2023,(8):49-63.
- [6]李小林,宗莹萍,司登奎,等.非金融企业影子银行业务的反噬效应——基于企业风险承担的视角[J].财经研究,2022,(7):124-137.
- [7]刘海明,王哲伟,曹廷求.担保网络传染效应的实证研究[J].管理世界,2016,(4):81-96.
- [8]刘晓蕾,吕元稹,余凡.地方政府隐性债务与城投债定价[J].金融研究,2021,(12):170-188,188.
- [9]马万里,张敏.中国地方债务缘何隐性扩张——基于隐性金融分权的视角[J].当代财经,2020,(7):28-37.
- [10]潘俊,王禹,王亮亮,等.城投债与地方政府债券发行定价差异及其机理研究[J].会计研究,2018,(9):31-38.
- [11]钱一蕾,陈姗姗,钟宁桦,等.地方政府债券对城投债券发行规模与定价的影响[J].财贸经济,2023,(7):22-38.
- [12]邵文波,李睿,施炳展.债务扩张、劳动力职业选择与人力资本配置[J].财经研究,2023,(5):124-139.
- [13]邵新建,董丁丁,洪俊杰.中国式影子银行对于地方融资平台债务的定价机制研究[J].金融研究,2023,(4):36-54.
- [14]熊琛,周颖刚,金昊.地方政府隐性债务的区域间效应:银行网络关联视角[J].经济研究,2022,(7):153-171.
- [15]郁芸君,张一林,陈卓,等.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[J].经济学(季刊),2022,(3):955-976.
- [16]张路.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[J].中国工业经济,2020,(2):44-60.
- [17]张路,陈珏津.地方债务融资、监管套利与中国式影子银行的兴起[J].南开经济研究,2023,(4):143-162.
- [18]张路,尹志超,王姝勋.地方政府隐性债务与企业研发——来自中国非金融上市公司的证据[J].财经研究,2021,(4):94-107,123.
- [19]钟宁桦,陈姗姗,马惠娴,等.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[J].中国工业经济,2021,(4):5-23.
- [20]祝小全,陈卓,施展,等.违约风险传染的避险效应与溢出效应:隐性担保预期的视角[J].经济研究,2022,(11):174-190.
- [21]Acharya V, Qian J, Su Y, et al. Fiscal stimulus, deposit competition, and the rise of shadow banking: Evidence from China[R]. NBER Working Papers No 32034, 2024.
- [22]Allen F, Qian Y M, Tu G, et al. Entrusted loans: A close look at China's shadow banking system[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(1): 18-41.
- [23]Bai C E, Hsieh C T, Song Z M. The long shadow of a fiscal expansion[R]. NBER Working Papers No 22801, 2016.
- [24]Chen K J, Ren J, Zha T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3891-3936.
- [25]Chen S Y, Lin B. Dual-track interest rates and capital misallocation[J]. *China Economic Review*, 2019, 57: 101338.
- [26]Chen Z, He Z G, Liu C. The financing of local government in China: Stimulus loan wanes and shadow banking waxes[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 137(1): 42-71.
- [27]Huang J, Huang Z B, Shao X. The risk of implicit guarantees: Evidence from shadow banks in China[J]. *Review of Finance*, 2023, 27(4): 1521-1544.
- [28]Qiu Z G, Sun X, Wu L Y, et al. The 2018 new asset management regulation and LGFV bonds in China[J]. *Economic and Political Studies*, 2023, 11(4): 469-493.
- [29]Xiao K R. Monetary transmission through shadow banks[J]. *The Review of Financial Studies*, 2020, 33(6):

2379–2420.

[30]Yan X, Li Y K, Ming M, et al. Impact of nonstandard default risk of the urban investment and development companies on the urban investment bond market[J]. [Systems](#), 2023, 11(2): 68.

[31]Zhang K. Government's implicit guarantee and the credit spread of the quasi-municipal bonds[J]. [Finance Research Letters](#), 2023, 55: 103861.

(责任编辑 康健)