

# 对口帮扶的信用援助效应

## ——来自城投债发行定价的证据

梁伟娟 纪翔阁 宁博 朱峪

### 目录

附录 I 关于地方隐性债务定价研究的文献回顾 .....	1
附录 II 针对对口帮扶配对策略及联动效应的讨论 .....	3
附录 III 稳健性检验 .....	6
附录 IV 附表 .....	10
参考文献 .....	11

---

## 附录 I 关于地方隐性债务定价研究的文献回顾

城投债由地方政府投融资平台公司发行，兼具企业债和市政债的双重属性（曹婧，2023），是我国地方隐性债务的主要组成部分。在财政分权与晋升激励下，地方政府需要大量发行城投债以解决地方资金缺口、推动城市现代化建设（陈菁和李建发，2015；胡奕明和顾祎雯，2016）。与此同时，得益于城投债既能提供信用债属性的较高票息收益，又因城投企业的业务与地方政府深度绑定，一定程度上增强了城投债的安全性（刘晓蕾等，2021），使其受到债券市场投资者的长期追捧（曾羽和曲远源，2023）。过去十多年里，城投债的大量发行推动了地方经济发展，但与此同时，也导致了地方债务风险的积聚（Bai et al., 2016; Chen et al., 2020）。最近几年，地区经济增长乏力、财政实力下滑，叠加国企债券违约和城投非标逾期等信用违约事件持续发酵，导致城投债债务风险不断提升（刘晓蕾等，2021），成为影响金融安全和经济发展的不稳定因素（牛霖琳等，2016；邱志刚等，2022）。党中央高度重视地方政府债务防范化解工作，政策层面对城投融资的监管持续收紧，逐渐剥离其政府融资平台属性，促使城投债向“纯信用债”转换，并且对其发行做出了许多限制（曹婧，2023）。但在国内需求仍显不足、经济回稳向上基础仍需巩固的背景下，为了兼顾稳增长与防风险，管好用好城投债成为亟待解决的关键问题（刘晓蕾等，2021）。

在城投债的发行管理过程中，债券定价处于核心地位（钟辉勇等，2016）。由于城投债的双重属性，其有效定价问题一直没有得到较为妥善的解决（曾羽和曲远源，2023）。现有研究发现，地方政府特征和发行平台特征是影响城投债定价的重要因素。在地方政府特征方面，由于我国城投债具有很强的市政债属性，投资者一般认为地方政府是城投债的隐性担保人，因此地方政府的隐性担保能力和担保意愿对城投债的定价具有很大影响（钟宁桦等，2021）。多数文献使用地方政府的经济发展水平和财政收入情况来度量地方政府的隐性担保能力，包括地区整体经济水平（汪莉和陈诗一，2015）、金融发展情况（潘俊等，2018；吴文锋和胡悦，2022）、财政收入情况（罗荣华和刘劲劲，2016；王博森等，2016；钟辉勇等，2016）、房地产行业发展情况（Ambrose et al., 2015；邹瑾等，2020）、土地出让收入（王永钦等，2016）、固定资产投资（潘俊等，2018）、政府债务负担（Harris and Piwowar, 2006；刘晓蕾等，2021）等，并证实地区良好的经济发展情况能够增加地方政府对城投债的隐性担保能力，从而降低城投债的发行成本。随着研究的深入，一些学者开始探讨地方政府隐性担保意愿的作用。具体而言，主要通过政策或者某些事件形成的准自然实验来衡量地方政府隐性担保意愿的变化，例如，曹婧（2023）通过对“地方政府恳谈会”进行事件分析，发现地方政府隐性担保意愿降低了城投债发行利差；钟宁桦等（2021）发现债务置换计划增强了投资者对政府潜在救助意愿的预期，从而降低了城投债发行利差。

在发行平台特征方面，城投债是由地方政府投融资平台公司发行的债券，其定价一定

---

程度上反映了发行主体自身的偿债能力（王博森和施丹，2014；钟宁桦等，2021）。由于绝大部分的城投债项目用于投资城市公用设施、生态建设等长期资产，因此城投债具有利润低、周期长等弊端（潘俊等，2018），项目预期现金流不理想，致使很多城投融资平台依赖于地方政府的资产划拨和补贴。因此，在城投债的定价因素分析中，城投公司自身的偿债能力通常是最后考虑的因素，且往往被投资者所忽视（王博森和施丹，2014）。

总体而言，现有文献对城投债的发行定价已经做了较为深入的探讨，同时也存在以下不足：第一，由于东部发达地区城投债发行数量较多，上述文献的样本多数是经济发展水平较高地区发行的城投债，对欠发达地区城投债发行的影响因素关注不足。欠发达地区的发展离不开资金的支持（易玄等，2021），城投债对于引导多元化渠道资金进入贫困地区，完善地区基建、产业发展和乡村振兴具有重要意义，与此同时，也需注重贫困地区的发债成本，避免盲目发债给地方带来巨大风险（罗党论和余国满，2015）。第二，相关文献主要探讨地方政府或平台特征对城投债发行定价的影响，随着中国区域协调发展战略的持续推进，地方政府间的合作行为日益增加，学术界对于区域间的协调互动如何影响城投债的发行定价依然缺少必要的讨论，这与我国丰富的实践探索是不相称的。

## 附录 II 针对对口帮扶配对策略及联动效应的讨论

本部分将主要关注如何改善对口帮扶双方的配对组合，从而让信用援助的效果更为明显。考虑到对口帮扶涉及被帮扶和帮扶两个地区，本文分别从两个视角对如何改善配对组合展开讨论。

### 1. 被帮扶地区特征与政策效果发挥

对口帮扶政策的信用援助效应对于不同地区可能产生差异性影响。本文猜想，在对口帮扶政策实施后，越是落后的被帮扶地区，经济增长潜力可能得到更大的提升，因此对口帮扶政策的信用援助效应越强。本文根据地级市在政策实施前一年（即 2016 年）的人均 GDP、财政收入、金融机构贷款余额分组，以分别度量地级市的经济、财政和金融发展水平， $mgdp$ 、 $mrevenue$ 、 $mfinloan$  取值为 1 时分别说明地级市的经济、财政和金融发展水平较低。表 II 1 列（1）-（3）的结果显示， $dkbf$  与  $mgdp$ 、 $mrevenue$ 、 $mfinloan$  的交乘项系数均显著为负，证实了本部分的猜想，即当地区的经济、财政和金融发展水平越落后时，对口帮扶政策的实施对于被帮扶地区城投债发行信用利差的降低程度越大，即信用援助效应越强。近年来，西部很多落后地区在融资方面存在困难，表 II 1 的结果表明，可以通过增强对这些地区的对口帮扶，为其获取低成本的融资提供支持和便利。

表 II 1 被帮扶地区特征与政策效果发挥的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
		<i>spread</i>	
$dkbf$	-0.4539 (0.3444)	-0.8219** (0.3538)	-0.8323** (0.3572)
$dkbf \times mgdp$	-0.7868** (0.3344)		
$dkbf \times mrevenue$		-1.5506*** (0.2333)	
$dkbf \times mfinloan$			-1.0486** (0.4835)
债券发行特征控制变量	是	是	是
发行主体层面控制变量	是	是	是
地区层面控制变量	是	是	是
发行主体固定效应	是	是	是
省份乘年份固定效应	是	是	是
评级固定效应	是	是	是
N	1485	1485	1485
Adj. R <sup>2</sup>	0.6288	0.6327	0.6305

### 2. 帮扶地区的特征与政策效果发挥

在结对帮扶关系中，涉及到被帮扶地和帮扶地两个地区，不仅被帮扶地区的特征会受

到市场关注，帮扶地区的实力也会影响到市场的判断和预期。为此，本部分开展如下检验：首先，从激励视角看，相比更高行政级别的政府，更低行政级别的帮扶政府可能受到更强的政策激励（张可云等，2023），即地方主政官员更可能将其作为一项重要的政治性任务，并试图通过完成该任务来获得上级部门的认可。其次，从实力视角看，提供帮扶的省市的经济发展水平和财政实力越强，意味着其能够提供的帮扶力度越大，有助于市场形成更加积极的预期。本文定义了以下变量：（1）区分东部帮扶省市的行政级别，如果东部帮扶省市为省份或直辖市级别，则  $dkbf\_prov$  取值为 1，否则为 0；如果东部帮扶地区为地级市，则  $dkbf\_city$  取值为 1，否则为 0。（2）划分东部帮扶省市经济实力的高低，如果东部帮扶省市的人均 GDP 高于（低于）每年同层级中位数，则  $dkbf\_pergdp1$ （ $dkbf\_pergdp0$ ）取值为 1，否则为 0；（3）划分东部帮扶省市财政实力的高低，如果东部帮扶省市的财政收入水平高于（低于）每年同层级中位数，则  $dkbf\_revenue1$ （ $dkbf\_revenue0$ ）取值为 1，否则为 0。表 II 2 中列（1）-（3）结果显示，当帮扶的地方政府激励更大、实力更强时，对口帮扶政策的政策效果越明显。

进一步地，本文探讨帮扶地区和被帮扶地区的融资成本联动性。为此，本文划分东部帮扶省市城投债发行成本的高低，如果东部帮扶省市的债务平均发行成本高于（低于）每年同层级中位数，则  $dkbf\_cost1$ （ $dkbf\_cost0$ ）取值为 1，否则为 0。债务平均发行成本为该年内城投债发行票面利率的加权平均利率，权重为债券发行规模。从表 II 2 列（4）系数大小和显著性来看，较低债务发行成本地区提供帮扶的政策效果相对更大，但  $dkbf\_cost1$  与  $dkbf\_cost0$  二者系数差异未通过显著性检验（P 值为 0.2551）。鉴于上述划分帮扶地区债务发行成本的实证检验尚不足以全面反映对口帮扶政策对结对省市债券价格联动的影响，本文进一步开展了以下检验。具体而言，本文以被帮扶地区城投债的发行信用利差为被解释变量，以帮扶地区城投债的加权平均发行信用利差（ $dkspread$ ）为解释变量，并进一步加入  $dkspread$  与对口帮扶政策实施后  $post$ （2017 年及之后取值为 1，否则为 0）的交乘项展开实证分析。表 II 2 列（5）结果显示， $dkspread$  的系数显著为负，表明中西地区的城投债信用发行利差存在负向关系，即当市场更加偏好东部地区债券时，西部地区债的融资成本会更高；此外， $dkspread$  与  $post$  的交乘项显著为正，说明在对口帮扶政策实施后，被帮扶地区与帮扶地区的城投债发行信用利差呈现出明显的正向联动。一个可能的解释是，对口帮扶政策可能通过加强地区间的要素流动、产业协同与基础设施共建等实现了利益的深度捆绑，进而加强债券发行利差的同向变动。

表 II 2 帮扶地区特征与政策效果的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>spread</i>				
$dkbf\_prov$	-0.6367*				
	(0.3665)				
$dkbf\_city$	-1.2963***				
	(0.4821)				
$dkbf\_pergdp1$		-1.6468***			
		(0.4331)			

<i>dkbf_pergdp0</i>		-0.8493**			
		(0.3702)			
<i>dkbf_revenue1</i>			-1.5897***		
			(0.4649)		
<i>dkbf_revenue0</i>			-0.8370**		
			(0.3807)		
<i>dkbf_cost1</i>				-0.8010	
				(0.5335)	
<i>dkbf_cost0</i>				-1.2079***	
				(0.4195)	
<i>dkspread</i>					-0.5779***
					(0.1446)
<i>dkspread</i> × <i>post</i>					0.5188**
					(0.1663)
债券发行特征控制变量	是	是	是	是	是
发行主体层面控制变量	是	是	是	是	是
地区层面控制变量	是	是	是	是	是
发行主体固定效应	是	是	是	是	是
省份乘年份固定效应	是	是	是	是	是
评级固定效应	是	是	是	是	是
N	1485	1485	1485	1477	156
Adj. R <sup>2</sup>	0.6289	0.6300	0.6296	0.6281	0.6248
系数差异检验 (P 值)	0.0969	0.0069	0.0378	0.2551	-

注：列（4）中样本数量的减少，是由于部分东部支援省市缺乏城投债券发行数据所导致的。

## 附录 III 稳健性检验

### 1. 排除对定价机制扭曲的担忧

表 III 1 对口帮扶政策与债券一二级价差的检验结果

变量	(1)
	<i>op</i>
<i>dkbf</i>	0.2978 (0.6499)
债券发行特征控制变量	是
发行主体层面控制变量	是
地区层面控制变量	是
发行主体固定效应	是
省份乘年份固定效应	是
评级固定效应	是
N	1485
Adj. R <sup>2</sup>	0.4206

### 2. 内生性问题

应用双重差分法的理想前提是政策作用的城市选择是完全随机的，然而对口帮扶政策的指定被帮扶城市可能具有一定的选择性即并非完全随机，例如可能与各地级市的经济水平等因素密切相关。针对这一问题，本文在基准回归中已控制地区生产总值等地区经济发展因素，以尽可能排除经济发展水平对回归结果造成的干扰。并且，考虑到经济发展水平落后的地区，城投债发行成本可能更高（罗宏等，2023），因此，对口帮扶政策的非随机性问题更可能导致本文低估政策作用效果，即上述问题的存在不会导致本文回归结果出现太大偏误。

然而，这些原本存在的地级市之间经济发展状况的差异可能会造成后期发展的差别，随着时间不断推移其对地级市城投债发行成本的影响可能存在差异，进而导致估计结果出现偏差。出于更加严谨的角度，本文借鉴 Edmonds et al. (2010)、何可等 (2023) 的做法，在回归中加入经济发展因素与时间趋势项的交乘项，从线性角度控制各地级市之间原来固有特征差异对城投债发行成本的影响，进而在一定程度上缓解对口帮扶政策选择过程非随机导致的估计偏差。其中，经济发展因素包括 2012 年的地区生产总值（取对数）、地级市中的国家级贫困县数量。表 III 2 中列 (1) 汇报了加入经济发展因素与时间趋势项交乘项的结果，对口帮扶政策的系数依旧在 5% 显著性水平下显著为负，本文结论稳健。

此外，由于对口帮扶政策冲击并不完全符合随机实验的要求，为了使处理组和对照组最大限度地可比，本文采用倾向得分匹配 (PSM) 的方法构建对照组来进行稳健性检验。具体而言，本文基于政策实施前即 2016 年的样本，以是否被指定为被帮扶地级市作为因变量对地区生产总值、财政收入、国家级贫困县数进行 logit 回归，采用 1: 1 邻近匹配得到

与处理组最为相似的对照组后重新估计，回归结果如列（2）所示，结论与基准回归一致。

表 III 2 稳健性检验：内生性问题

变量	(1)	(2)
	<i>spread</i>	
<i>dkbf</i>	-0.8833** (0.3988)	-1.1768*** (0.3812)
经济发展因素与时间趋势项的交乘项	是	否
债券发行特征控制变量	是	是
发行主体层面控制变量	是	是
地区层面控制变量	是	是
发行主体固定效应	是	是
省份乘年份固定效应	是	是
评级固定效应	是	是
N	1485	258
Adj. R <sup>2</sup>	0.6301	0.6971

### 3.反事实检验

关于反事实检验，学术文献普遍采用随机政策冲击的安慰剂测试方法。该方法的核心是在处理组与控制组的样本中，通过随机抽样的方式确定处理组样本及其政策实施的时间点，并在此基础上执行基准回归模型的估计。鉴于处理组的选定和政策实施时间是随机决定的，在安慰剂测试中，对口帮扶政策理论上不会对债券发行的利差产生显著影响，即回归系数应不会显著偏离零。本文借鉴 La Ferrara et al.（2012）的研究，随机抽取债券发行样本构造伪处理组，重复进行 1000 次基准回归模型的回归估计，最后将对口帮扶的随机政策冲击对城投债发行利差的回归系数的 p 值以概率密度图进行展示。图 III 1 呈现的安慰剂检验结果显示，*dkbf* 的估计系数集中分布在零点附近，明显偏离左侧竖线（实线）代表的真实回归系数，且估计系数对应的 p 值绝大部分大于 0.1。因此，随机政策冲击的影响并不显著，表明对口帮扶政策降低被帮扶城市城投债发行信用利差的帮扶效应显著，并非其他随机因素导致的。

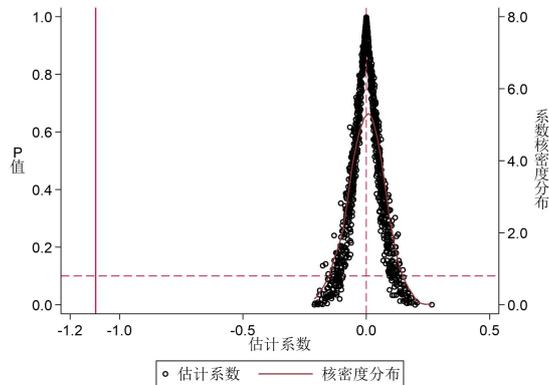


图 III 1 安慰剂检验

#### 4.调整估计模型

考虑到债券定价可能受产业政策及行业周期的影响，为剔除随年份变化的行业周期因素，本文在回归模型中加入行业乘年份的高阶固定效应展开稳健性检验。表III3列（1）展示了控制了行业乘年份固定效应的结果，*dkbf*系数仍在5%置信水平下显著为负，本文结论稳健。

现有城投债定价的研究关于回归系数的标准误主要使用了异方差稳健标准误（罗荣华和刘劲劲，2016），或在发行主体城投公司（邱志刚等，2022）、地区层面（钟辉勇等，2016；朱莹和王健，2018）进行聚类调整。与部分文献做法一致，本文基准回归将标准误在地区层面进行聚类调整，但考虑到可能存在其他的异方差性影响到估计模型的有效性，本文针对标准误的调整展开稳健性检验。考虑到城投债之间可能存在异方差问题，表III3列（2）使用异方差稳健标准误进行检验，结果显示*dkbf*系数在1%的置信水平下显著为负。为克服自相关和异方差等问题对统计推断的影响，本文进一步对标准误在地区与年份上进行双重聚类调整，列（3）结果显示*dkbf*系数在1%的置信水平下显著为负，本文研究结论保持不变。为了控制不同发行主体内部的自相关问题，本文也采用发行主体城投公司层面聚类的标准误，列（4）结果显示本文结果仍然支持前文的研究结论。

表III3 稳健性检验：替换估计模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>spread</i>			
<i>dkbf</i>	-1.1394** (0.4878)	-1.0964*** (0.4239)	-1.0964*** (0.3839)	-1.0964** (0.5358)
债券发行特征控制变量	是	是	是	是
发行主体层面控制变量	是	是	是	是
地区层面控制变量	是	是	是	是
发行主体固定效应	是	是	是	是
省份乘年份固定效应	是	是	是	是
评级固定效应	是	是	是	是
行业乘年份固定效应	是	否	否	否
N	1485	1485	1485	1485
Adj. R <sup>2</sup>	0.6311	0.6310	0.6310	0.6282

#### 5.替换被解释变量

为检验基准回归结果的稳健性与可靠性，参考曹婧（2023）等文献的常用方法，本文采取国开债到期收益率作为无风险利率重新计算债券发行信用利差（*spread1*）并进行稳健性检验，结果如表III4列（1）所示，*dkbf*的系数仍显著为负，验证了本文结论的稳健性。

#### 6.改变样本区间

2014年8月，《中华人民共和国预算法》的修正案正式通过，同年10月，国务院发布了《关于加强地方政府性债务管理的意见》。这一系列政策调整对地方城投债的发行规

模和利率均产生一定影响。为了确保研究结果不受这些政策变化的干扰，本文剔除了2014年及之前的数据样本，以2015-2021年的城投债发行数据作为研究对象展开稳健性检验。此外，2020年，为了帮助受到全球性公共卫生事件冲击的地区和行业渡过难关，中国银行间市场交易商协会、国家发展和改革委员会、上海证券交易所、深圳证券交易所等监管机构放松了对新增城投债的发行审核（邱志刚等，2022）。因此，为避免疫情冲击对债券定价的干扰，本文将样本时间截至2019年展开稳健性检验。结果如表III4列（2）-（3）所示，*dkbf*的系数仍显著为负，本文结论依然成立。

表III4 稳健性检验：替换被解释变量与改变样本期间

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>spread1</i>		<i>spread</i>
<i>dkbf</i>	-1.0133** (0.4075)	-1.2043** (0.4670)	-1.3347*** (0.4095)
债券发行特征控制变量	是	是	是
发行主体层面控制变量	是	是	是
地区层面控制变量	是	是	是
发行主体固定效应	是	是	是
省份乘年份固定效应	是	是	是
评级固定效应	是	是	是
N	1485	1270	822
Adj. R <sup>2</sup>	0.6404	0.6638	0.5530

## 附录IV 附表

表 A1 东西部扶贫协作情况统计（2012-2020 年）

年份	财政援助资金 (亿元)	协作企业数量	产业协作		领导考察互访 (人次)	专业技术人才交流 (人次)	人员培训 (人次)	输出 (引进)技术 (项)	输出劳动力 (人)
			企业实际投资 (亿元)	吸收就业人数 (人)					
2012	8.82	454	2336.31	21703	8580	1266	330562	18	1215200
2013	11.81	311	3400.30	16636	4593	1148	35709	7	212412
2014	13.38	427	3131.33	13806	5528	1534	35662	14	258543
2015	14.51	221	2103.58	14890	5399	1591	31190	7	431541
2016	29.26	360	1305.78	58928	5359	3219	63451	965	17186
2017	58.76	2121	1220.91	61338	28252	12368	338267		192085
2018	177.61	15245	3646.90	46325	20598	27874	615965	1261	1442153
2019	228.93	2045	1060.00	53262	53321	34414	1026629	1966	982319
2020	270.82	2691	1420.61	79007	35713	35526	1353906	2433	1022786

数据来源：《中国扶贫开发年鉴 2021》

表 A2 变量定义表

变量	变量名称	计算方式
<i>spread</i>	债券发行利差	债券发行利率-发行当日相同期限国债到期收益率 (%)
<i>dkbf</i>	对口帮扶政策	发行城投债的主体所在地级市被指定为被帮扶地级市，且在 2017 年及之后时取值 1，否则为 0
<i>size</i>	债券发行规模	债券发行规模，取对数
<i>maturity</i>	债券发行期限	债券发行期限，取对数
<i>ifop</i>	是否含权债	债券是否为含权债，是则取值为 1，否则为 0
<i>ifgua</i>	是否被担保	债券是否有担保人，有则取值为 1，否则为 0
<i>asset</i>	资产规模	发行主体总资产，取对数
<i>lev</i>	资产负债率	总负债/总资产 (%)
<i>roa</i>	资产报酬率	净利润/总资产 (%)
<i>turnover</i>	资产周转率	主营业务收入/总资产
<i>gdp</i>	经济发展水平	地区生产总值，取对数
<i>second</i>	第二产业结构	第二产业增加值占 GDP 比重
<i>revenue</i>	财政收入水平	地区财政预算内收入，取对数
<i>transfer</i>	转移支付收入	一般性转移支付与专项转移支付之和占 GDP 的比例
<i>finance</i>	金融发展水平	金融机构贷款余额与 GDP 的比值

---

## 参考文献

- [1] Ambrose, B. W., Y. Deng, and J. Wu, “Understanding the Risk of China’s Local Government Debts and Its Linkage with Property Markets”, *SSRN Working Paper*, 2015, 2557031.
- [2] Bai, C. E., C. T. Hsieh and Z. M. Song, “The Long Shadow of China’s Fiscal Expansion”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2016, 47(2), 129-181.
- [3] 曹婧, “刚兑信仰分化: 隐性担保预期与城投债定价”, 《世界经济》, 2023年第6期, 第85-107页。
- [4] Chen, Z., Z. He, and C. Liu, “The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes”, *Journal of Financial Economics*, 2020, 137(1): 42-71.
- [5] 陈菁、李建发, “财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据”, 《会计研究》, 2015年第1期, 第61-67+97页。
- [6] Edmonds, E. V., N. Pavcnik, and P. Topalova, “Trade Adjustment and Human Capital Investments: Evidence from Indian Tariff Reform”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4), 42-75.
- [7] Harris, L. E., and M. S. Piwowar, “Secondary Trading Costs in The Municipal Bond Market”, *The Journal of Finance*, 2006, 61(3), 1361-1397.
- [8] 何可、朱信凯、李凡略, “聚‘碳’成‘能’: 碳交易政策如何缓解农村能源贫困?”, 《管理世界》, 2023年第12期, 第122-144页。
- [9] 胡奕明、顾祎雯, “地方政府债务与经济增长——基于审计署2010~2013年地方政府性债务审计结果”, 《审计研究》, 2016年第5期, 第104-112页。
- [10] La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4), 1-31.
- [11] 刘晓蕾、吕元稹、余凡, “地方政府隐性债务与城投债定价”, 《金融研究》, 2021年第12期, 第170-188页。
- [12] 罗党论、余国满, “地方官员变更与地方债发行”, 《经济研究》, 2015年第6期, 第131-146页。
- [13] 罗宏、陈韵竹、刘天红, “资产减值信息与地方政府隐性债务风险预测”, 《管理世界》, 2023年第8期, 第132-154页。
- [14] 罗荣华、刘劲劲, “地方政府的隐性担保真的有效吗?——基于城投债发行定价的检验”, 《金融研究》, 2016年第4期, 第83-98页。
- [15] 牛霖琳、洪智武、陈国进, “地方政府债务隐忧及其风险传导——基于国债收益率与城投债利差的分析”, 《经济研究》, 2016年第11期, 第83-95页。
- [16] 潘俊、王禹、王亮亮、王博森, “城投债与地方政府债券发行定价差异及其机理研究”, 《会计研究》, 2018年第9期, 第31-38页。

- 
- [17] 邱志刚、王子悦、王卓，“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》，2022年第4期，第42-60页。
- [18] 王博森、施丹，“市场特征下会计信息对债券定价的作用研究”，《会计研究》，2014年第4期，第19-26+95页。
- [19] 王博森、吕元稹、叶永新，“政府隐性担保风险定价:基于我国债券交易市场的探讨”，《经济研究》，2016年第10期，第155-167页。
- [20] 汪莉、陈诗一，“政府隐性担保、债务违约与利率决定”，《金融研究》，2015年第9期，第66-81页。
- [21] 王永钦、陈映辉、杜巨澜，“软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据”，《经济研究》，2016年第11期，第96-109页。
- [22] 吴文锋、胡悦，“财政金融协同视角下的地方政府债务治理——来自金融市场的证据”，《中国社会科学》，2022年第8期，第143-162+207页。
- [23] 易玄、吴蓉、谢志明，“资本市场扶贫新政促进了贫困地区企业价值创造吗——基于新三板挂牌企业的实证”，《会计研究》，2021年第9期，第136-149页。
- [24] 曾羽、曲远源，“城投债信用利差影响因素——基于文献综述视角”，《财政科学》，2023年第10期，第152-160页。
- [25] 张可云、冯晟、席强敏，《东西部协作政策效应评估——基于要素流动的视角》，《中国工业经济》，2023年第12期，第61-79页。
- [26] 钟辉勇、钟宁桦、朱小能，“城投债的担保可信吗?——来自债券评级和发行定价的证据”，《金融研究》，2016年第4期，第66-82页。
- [27] 钟宁桦、陈姗姗、马惠娴、王姝晶，“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》，2021年第4期，第5-23页。
- [28] 朱莹、王健，“市场约束能够降低地方债风险溢价吗?——来自城投债市场的证据”，《金融研究》，2018年第6期，第56-72页。
- [29] 邹瑾、崔传涛、顾辛迪，“救助预期与地方政府隐性债务风险——基于城投债利差的证据”，《财政科学》，2020年第9期，第93-107页。

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。**