

地方政府债务压力下的预算结构 调整与非税扩张

冯 晨 王照进 刘 冲 罗添元

党的二十届四中全会将积极稳妥化解地方政府债务风险提升至国家治理全局的重要位置。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》进一步强调，“十五五”时期要加强财政资源与预算统筹，完善适应高质量发展要求的政府债务管理长效机制，提升宏观经济治理效能。在我国财政运行体系中，预算制度既是政府配置资源、落实政策意图的重要制度安排，也是应对经济环境变化、优化治理能力的关键工具。近年来，宏观经济形势变化使地方债务治理面临多元挑战。一方面是经济下行压力和大规模减税降费政策带来的财政收入增速有所放缓；另一方面，伴随融资条件变化和债务结构演进，地方政府偿债压力有所加大，债务规模的增加对地方财政的流动性管理能力提出更高要求。在此背景下，预算作为财政政策调节的重要抓手，其在地方政府债务管理中的作用进一步凸显，财政收支安排与债务管理之间的动态联动关系亟待深入探讨。

理论上，融资平台作为市场主体，其债务偿还本应以自身资产为保证，若无法偿付则应进入破产清算，由此促使资金供给方审慎评估风险。然而现实中，资金供给方往往要求地方政府违规提供担保或增信；即使监管禁止后，地方政府仍以各种形式对融资平台进行“兜底”，形成实质上的刚性兑付。这种市场对刚性兑付的预期，虽然增强了地方政府的短期融资能力，但也累积了未来的债务风险，甚至可能诱发系统性金融风险。因此，地方债务风险研究中的一个关键问题是：刚性兑付预期如何形成并持续强化？在当前预算制度约束下，地方政府面对偿债高峰时，又如何通过预算安排实施

债务兜底？现有研究尚缺乏对此问题的系统性理论解释与经验证据。

既有研究更多聚焦于政府债务对宏观经济或金融资源配置的影响，而鲜有研究从财政预算约束和预算结构调整的角度，系统分析地方政府在债务压力下的财政行为及其传导机制。本文将地方债务风险、政府预算管理与企业税费负担纳入统一分析框架，从预算约束视角提出并实证识别“债费替代”效应，揭示了地方政府在债务兑付压力下通过预算结构调整推动非税收入扩张的行为逻辑，丰富了地方债务风险的宏微观传导机制研究。

本文基于2007—2020年全国地级市层面的债务数据和财政预决算数据，识别地方政府面临的净到期债务压力并构建“超额预算增长目标”，进一步评估该压力如何作用于预算安排及其传导效应。研究发现：第一，非标违约对地方债务可持续性具有抑制作用。非标违约会向市场传递城投公司营收下滑和地方政府流动性不足等负面信号，若地方政府后续未实施有效救助，将直接冲击市场对“刚性兑付”的预期，进而削弱地方政府筹资能力，抑制地方债务的可持续性。第二，地方政府可灵活运用债务组成结构调整、土地出让、上级补位等方式进行短期资金腾挪以实现“输血”，但受到地方资源禀赋的制约；与此同时，地方政府也可通过服务型经济资源集聚、技术资本配置及区域创新水平提升等产业升级方式实现长期“造血”，但需要整合财政金融、产业与市场等多方面资源。第三，地方政府若主要依赖资金腾挪“输血”，将面临举债成本上升和债务“滚雪球”两大压力，因此部分地方政府转向推动产业升级为财政持续“造血”，实现在发展中化解债务。

基于上述研究分析，从本文引申的政策建议包括三个方面：

第一，强化市场化债务约束机制，稳妥推进融资平台分类出清。研究发现，地方政府在城投债务到期压力下通过财政支持融资平台偿债，在客观上强化了刚性兑付预期，削弱市场约束并激励隐性债务继续扩张。因此，应通过制度改革重塑政府与市场边界。一

方面，从法律和制度层面进一步明确融资平台的企业法人属性及其破产适用范围，强化“谁举债、谁负责”的责任机制，逐步打破政府兜底预期；另一方面，按照平台功能定位和经营能力实施分类治理，对承担公益性职能的平台推动规范转型，对具备经营能力的平台加快市场化运营，对缺乏持续经营能力的平台依法有序退出，推动融资平台体系逐步实现市场化出清。

第二，完善财政预算管理制度，提升预算安排的科学性与约束力。研究表明，地方政府在应对城投债务到期压力时，往往通过提高预算目标增长，特别是非税收入预算目标，并调整支出结构以支持平台偿债，说明现行预算制度在预算目标制定和执行监督方面仍存在改进空间。为此，应进一步强化预算目标的科学评估机制，避免因债务压力人为抬高预算预期。同时，应加强预算执行过程中的信息披露和动态监督，提升人大和审计部门在预算管理中的监督作用，增强预算制度的透明度与可问责性，防止通过预算调节掩盖地方债务风险。

第三，规范非税收入征管机制，防范债务压力向企业部门转嫁。实证结果显示，地方债务到期压力会通过提高非税收入预算目标向企业部门传导，从而加重企业非税负担并产生一定负外部性。因此，应进一步规范非税收入的征管与使用。具体而言，应明确非税收入征收边界，严格区分税收与行政事业性收费，防止突击性收费行为。同时，通过完善财政票据管理和信息公开制度，规范非税收入征收流程。此外，应将非税收入异常波动纳入地方财政风险监测与问责体系，避免其被作为短期缓解债务压力的工具反复使用，优化地方营商环境。

《地方政府债务压力下的预算结构调整与非税扩张》附录

附录 1 本文主要变量简称、构造及描述性统计

本文主要回归中所使用的变量描述性统计如附表 1 所示。

附表 1 描述性统计

变量	指标含义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Panel A</i> 城市层面变量						
<i>Target_rev</i>	超额预算收入增长	3538	-0.0003	0.0130	-0.0478	0.0412
<i>Target_tax</i>	超额预算税收增长	3538	-0.0005	0.0146	-0.0472	0.0624
<i>Target_nontax</i>	超额预算非税增长	3538	-0.0008	0.0320	-0.0874	0.1611
<i>Pressure</i>	城投债净到期压力	3538	-0.0070	0.0142	-0.1949	0.0587
<i>Pop</i>	人口规模	3538	5.8960	0.6751	3.8286	7.2269
<i>Growth_pop</i>	人口增长率	3538	0.0062	0.1042	-0.4308	3.1753
<i>Fis</i>	财政压力	3538	0.4622	0.2256	0.0959	1.0172
<i>Fin</i>	金融发展程度	3538	1.3901	0.6042	0.5512	3.7620
<i>L_LGFV</i>	上一年城投债存量	3538	0.0258	0.0372	0	0.1901
<i>Panel B</i> 企业层面变量						
<i>Overall_burden</i>	整体负担	2530830	0.0339	0.0651	-0.1555 ^①	0.4276
<i>Nontax_burden</i>	非税负担	2530830	0.0027	0.0058	0	0.0475
<i>Tax_burden</i>	税收负担	2530830	0.0301	0.0589	-0.1572	0.3405
<i>size</i>	资产规模	2530830	9.7544	2.3784	3.3673	15.3398
<i>Lev</i>	资产负债率	2530830	0.6322	0.4417	0	2.7955
<i>Roa</i>	资产净利润率	2530830	0.0068	0.1909	-1.1903	0.7566
<i>Ch</i>	存货比率	2530830	0.1736	0.2143	0	0.9041
<i>Fa</i>	固定资产比率	2530830	0.1599	0.2143	0	0.9701

附录 2 稳健性检验

通过正文的分析基本可以证实，城投债债务到期压力会提高地方政府超额预算收入目标增长和超额非税预算目标增长，存在债务到期压力向预算压力传导，呈现出“债费替代”的现象。为了进一步巩固以上结论，本文还进行了大量的稳健性检验，其中包括：

（一）更换被解释变量的度量方式

根据前文分析，预算目标增长的部分内容可被经济增长目标所解释，因此本文在附表 2 *Panel A* 第（1）-（3）列回归中借鉴冯晨等（2024）的做法，采取的核心解释变量为 $Target2_{ct}$ 该指标的含义为预算目标增长中剔除掉经济增长目标的部分，即表达式为：

$$Target2_{ct} = Target_{ct} - GDPtarget_{ct} \quad (A1)$$

最终从 *Panel A* 第（1）-（3）列回归结果来看，超额预算收入目标增长和超额非税预算目标增长所得估计系数分别为 0.0717 和 0.1451，且该值均在 1% 水平下统计显著，而超额税收预算目标增长系数不显著，这再次说明了，债务到期压力会提高地方政府超额预算收入目标增长和超额非税预算目标增长。进一步地，在 *Panel A* 第（4）-（6）列中，本文还替换正文式（2）的解释变量，仅保留经济增长目标重新回归，进而构建起 $Target3_{ct}$ 这一指标，其构造方式为：

$$Target3_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 GDPtarget_{ct} + \varepsilon_{ct} \quad (A2)$$

其中， ε_{ct} 即为重新构造的 $Target3_{ct}$ ，通过该指标构造的解释变量进行再次验证时，发现所得结果与前文仍基本保持一致，所得结论稳健。

（二）更换解释变量的度量方式

在基准回归中，本文的核心解释变量为城投债的债务到期压力，该指标的设计逻辑在于：地

^① 值得提示的是，企业整体负担和税收负担存在负值的原因在于税收负担中增值税的计算公式为销项税额与进项税额的差，由于有留抵的情况所以存在负值。

方政府通过预算安排资金帮助城投平台兑付债务，通常发生在平台已无法依赖借新还旧等市场化方式进行融资情形下的兜底行为。因此，新发债务在本质上是对平台公司财力的补充，差值项更能准确衡量需由财政部门实际承担的债务净到期压力。为进一步获得更优估计，排除其中偿还债务和资金补充所引致的融资成分干扰，本文构建了 *Pressure2* 这一净到期压力指标作为替代解释变量^①。最终回归结果如附表 2 *Panel B* 第 (1) - (3) 列显示，城投债债务到期压力在至少 5% 的水平下显著提升预算收入超额目标增长和超额非税预算目标增长，而对超额预算税收增长目标没有显著影响。此外，考虑到部分一年期以下的短期新发城投债可能在统计上被归入当年到期债务（马光荣等，2024），导致对真实到期压力的高估，本文剔除发行期限在一年以下的新发债，构建 *Pressure3* “到期债务规模减去一年以下新发城投债规模”的差值项进行稳健性检验，结果结果如附表 2 *Panel B* 第 (4) - (6) 列，所得结果与前文仍基本保持一致。

附表 2 稳健性检验-替换度量方式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Panel A</i> 替换被解释变量度量方式						
	<i>Target rev2</i>	<i>Target nontax2</i>	<i>Target tax2</i>	<i>Target rev3</i>	<i>Target nontax3</i>	<i>Target tax3</i>
<i>Pressure</i>	0.0717*** (3.4634)	0.1451*** (3.5577)	0.0135 (0.6382)	0.4832** (2.5172)	1.1638*** (3.0056)	0.2362 (1.1343)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3578	3578	3578	3578	3578	3578
<i>Adj. R</i> ²	0.2205	0.0982	0.3414	0.3775	0.1477	0.2619
<i>Panel B</i> 替换解释变量度量方式						
	<i>Target rev</i>	<i>Target nontax</i>	<i>Target tax</i>	<i>Target rev</i>	<i>Target nontax</i>	<i>Target tax</i>
<i>Pressure2</i>	0.1030** (2.5076)	0.3714*** (4.3351)	-0.0018 (-0.0439)			
<i>Pressure3</i>				0.1300** (2.1015)	0.1960* (1.8435)	0.0622 (1.1629)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3525	3525	3525	3538	3538	3538
<i>Adj. R</i> ²	0.2086	0.0915	0.1293	0.2061	0.0910	0.1294

(三) 工具变量估计

通过替换解释变量和被解释变量度量方式的稳健性检验，均发现城投债到期债务压力越大，地方政府越有动机提高预算收入和非税收入的超额预算目标增长，呈现出“债费替代”的现象。为进一步克服可能存在的内生性问题，使用工具变量法进行进一步因果推断。考虑到地方政府的预算目标安排不仅可能受到当前债务到期压力的影响，存在其他不可观测遗漏变量与债务到期压力，以及预算安排同时相关的其他混杂因素，而当前观测到的“债费替代”现象可能部分来源于这些遗漏变量的混杂影响，因此，本文将工具变量法尝试对不可观测性遗漏变量问题予以剔除。具体而言，参考马光荣等（2024）关于债务到期压力工具变量的构造方式，选取“历史长期债务所形成的当前到期压力”作为工具变量。该变量基于这样一个思路：平台公司在若干年前所举借的中长期债务，与当期财政安排之间不具有直接因果关系，但却能解释当前的债务到期压力水平，从而为本文提供一个相对外生的冲击。

为实现上述识别，本文具体采用两种工具变量构造方式。一方面，借鉴马光荣等（2024）和 Carvalho（2015）的方法，本文基于城市的平台公司在三年前及更早期间所举借、期限超过三年的长期债务，测算其在当前期间形成的实际到期金额，构造“3 年前举债形成的当前到期压力 *IV1*”

^① 企业预警通平台对新发城投债募集资金用途划分为用于借新还旧、用于偿还有息债务、用于补充流动资金金额亿、用于其他用途、用于项目建设、用于统借统还和未披露。本文将用于借新还旧和用于偿还有息债务用途的资金之和统称为用于偿还债务，用于补充流动资金称为公司运营。因此，*Pressure2* 的构造方式为： $Pressure2 = (\text{当前到期城投债规模} - \text{新增用于借新还旧金额} - \text{新增用于偿还有息债务金额} - \text{新增用于补充流动资金金额}) / \text{GDP}$ 。

指标。该方法的核心逻辑在于，三年前的举债行为受到当时的市场环境、政策导向及平台自身条件影响，具有一定的“历史偶然性”，在控制个体固定效应和时间固定效应后，该类历史债务到期压力与当前预算安排之间的相关性主要通过债务到期的这一渠道传导，从而具备较好的工具变量性质。另一方面，本文进一步结合地方官员变动的制度背景，利用市委书记换届这一自然分界点，构造“非本届官员任期内举债形成的当前到期压力IV2”变量。该指标选取在现任市委书记上任前，由城市的平台公司所举借、并于当前到期的债务总额。基于现有研究，本文认为融资平台的债务行为在很大程度上反映了地方官员的施政偏好，而前任官员决策路径已基本中断，其历史债务安排对现任政府的预算设定影响有限。基于IV2构造的非本届官员任期内形成的当前债务到期压力，虽然由历史债务累积而来，但其对预算安排的影响仅通过到期所形成的偿付约束间接传导，不涉及现任官员的直接决策，从而在理论上具备较强的外生性。

附表3中汇报了相关实证结果。本文在Panel A第(1)-(4)列中利用IV1进行了2SLS检验，其中，第(1)列为一阶段回归结果，可以看出所构造的工具变量与核心解释变量在1%的水平上显著正相关，且F值为231.92，排除了弱工具变量问题^①，这基本证实了本文IV1构造的科学性和合理性，同时从第(2)-(4)列可以看出，2SLS的二阶段回归结果中，超额预算收入目标增长和超额非税预算目标增长也同样正向显著，估计系数至少在10%的置信水平上具有统计意义，而对超额税收预算目标增长结果并不显著，与基准回归结果一致。此外，本文在Panel B第(1)-(4)列中利用IV2进行了2SLS检验，工具变量与核心解释变量在1%的水平上显著正相关，且F值为111.38，排除了弱工具变量问题，二阶段估计结果与IV1的估计结果一致，同样验证了债务到期压力向预算压力的传导，尤其是超额预算非税增长。综上，说明在剔除其他可能存在的内生性问题基础上，本文所观测到的债务到期压力增加的确能够促进地方政府提升超额非税预算目标增长，存在“债费替代”现象。

附表3 工具变量估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pressure</i> (一阶段回归)	<i>Target_rev</i> (二阶段回归)	<i>Target_nontax</i> (二阶段回归)	<i>Target_tax</i> (二阶段回归)
<i>Panel A IV1</i>				
<i>Pressure</i>		0.1700** (2.0565)	0.2505* (1.6727)	0.0760 (1.0140)
<i>IV1</i>	0.5079*** (8.7929)			
<i>Panel B IV2</i>				
<i>Pressure</i>		0.1698* (1.6572)	0.3524* (1.8170)	0.0138 (0.1385)
<i>IV2</i>	0.2860*** (5.2142)			
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	3538	3538	3538	3538

(四) 样本选择问题

1. 更换样本区间。考虑到2015年以前中国地方政府在债务管理与预算安排方面存在较大制度变动，存在“自发代还”“自发自还”等试点改革，以及2014年新《预算法》的出台对预算管理体系带来深刻影响，这些因素可能干扰债务到期压力对预算安排的实证识别。因此，本文进一步将样本限定在2015年以后，以剔除政策制度变迁带来的干扰因素，使回归结果更具解释力和可信度。在附表4 Panel A中呈现了更换样本区间后的估计结果。2. 剔除直辖市、计划单列市、省会样本。直辖市、计划单列市及省会城市在财政资源获取、政策支持强度和预算安排灵活性等方面通常具备特殊性，例如中央转移支付力度大、政策试点优先、财政事权上收下放安排更具弹性。此外，这类城市在实际举债能力上也明显强于一般地级市，更容易获得市场融资支持。因此，在附

^① 本文还对工具变量的外生性和相关性进行了进一步检验，具体结果见附录3。

表4 *Panel B* 中, 本文剔除了直辖市、计划单列市以及省会城市的样本, 仅保留其他地级市进行分析。结果显示, 在更换样本区间和剔除直辖市、计划单列市、省会样本后, 债务到期压力增加会显著提高超额预算收入目标增长和超额非税预算目标增长, 而超额税收预算目标增长没有显著变化, 与基准回归保持一致, 进而说明回归结果是稳健的。

附表4 稳健性检验-样本选择问题

	(1)	(2)	(3)
	<i>Target_rev</i>	<i>Target_nontax</i>	<i>Target_tax</i>
<i>Panel A</i> 2015—2020年			
<i>Pressure</i>	0.0772*** (3.0289)	0.2798*** (3.9454)	0.0317 (1.0806)
样本量	1576	1576	1576
<i>Adj. R</i> ²	0.1270	0.1566	0.1451
<i>Panel B</i> 剔除直辖市、计划单列市、省会样本			
城投债到期压力 <i>G</i>	0.0709*** (3.0245)	0.1401*** (3.0655)	0.0387 (1.6189)
样本量	3086	3086	3086
<i>Adj. R</i> ²	0.1908	0.0890	0.1258
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES

附录3 工具变量的相关性与排他性检验

本文借鉴田彬彬等(2024)的做法分别从排他性和相关性两个方面对工具变量进行检验。在“排他性”约束方面, 由于扰动项本身不可观测, 本文通常无法直接检验工具变量是否完全满足外生性要求。因而, 借鉴文献的一般做法, 本文通过以下两种方式间接检验工具变量的排他性。

一是参考刘畅等(2017)的做法, 将被解释变量同时回归到核心解释变量和工具变量上。如附表5所示, *Panel A* 中的被解释变量 *Target_rev* 和 *Target_nontax* 对 *IV1* 的估计结果(第2列和第5列)显示, 该工具变量在回归中加入核心解释变量债务到期压力 *Pressure* 之后的系数不再显著, 而在简约式回归(第1列和第4列)中显著。这表明 *IV1* 主要通过债务到期压力发挥作用, 基本满足排他性要求。*Panel B* 中 *IV2* 的估计结果亦呈现类似结果, 支持了其排他性假设。

二是借鉴孙伟增等(2020), 通过计算工具变量与基准回归模型残差项之间的相关系数来检验排他性。具体而言, *IV1* 与基准模型残差项的相关系数为 0.0254 和 0.0251, 对应的 *p* 值分别为 0.285 和 0.689; *IV2* 的相关系数分别为 0.0168 和 0.0331, *p* 值分别为 0.415 和 0.542。这些结果表明工具变量与模型中其他未观测因素不存在相关性, 从而支持其满足排他性假设。

附表5 工具变量排他性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Target_rev</i>	<i>Target_rev</i>	<i>Residuals1</i>	<i>Target_nontax</i>	<i>Target_nontax</i>	<i>Residuals2</i>
<i>Panel A</i> <i>IV1</i>						
<i>Pressure</i>		0.0590*** (2.8164)			0.1409*** (3.1113)	
<i>IV1</i>	0.0863** (2.1299)	0.0564 (1.3823)	0.0254 (1.0689)	0.1272* (1.7385)	0.0556 (0.6936)	0.0251 (0.4008)
样本量	3538	3538	3538	3538	3538	3538
<i>Adj. R</i> ²	0.2059	0.2082	0.0000	0.0909	0.0931	-0.0002
<i>Panel B</i> <i>IV2</i>						
<i>Pressure</i>		0.0626*** (2.9940)			0.1412*** (3.2083)	
<i>IV2</i>	0.0485* (1.7453)	0.0307 (1.1066)	0.0168 (0.8153)	0.1008** (2.0118)	0.0604 (1.1170)	0.0331 (0.6103)
样本量	3538	3538	3538	3538	3538	3538
<i>Adj. R</i> ²	0.2052	0.2079	-0.0001	0.0909	0.0931	-0.0002

控制变量	YES	YES	NO	YES	YES	NO
城市固定效应	YES	YES	NO	YES	YES	NO
时间固定效应	YES	YES	NO	YES	YES	NO

其次，在“相关性”约束方面，由于债务到期压力来源于历史上发行债务的自然到期，工具变量 *IV1* 与 *IV2* 均基于历史债务的到期规模计算，因此与核心解释变量债务到期压力在理论上存在高度相关性。为进一步验证工具变量的有效性，本文补充了不可识别检验和多项弱工具变量稳健性检验，如附表 6 所示，*IV1* 的 K-P LM 统计量为 32.65 ($p=0.0000$)，*IV2* 为 19.16 ($p=0.0000$)，均显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设，表明工具变量在模型中可识别。在弱工具变量检验方面，*IV1* 的 C-DF 统计量为 231.92，K-PF 统计量为 77.34；*IV2* 的 C-DF 统计量为 111.38，K-PF 统计量为 27.20，均明显超过 Stock and Yogo (2005) 提出的 10% 临界值 (16.38)，排除弱工具变量问题。此外，*IV1* 弱工具变量稳健推断的 A-R Wald F 检验的 p 值分别为 0.0340 和 0.0832，*IV2* 弱工具变量稳健推断的 A-R Wald F 检验的 p 值分别为 0.0820 和 0.0452，亦显著拒绝“内生回归系数之和等于零”的假设，从而进一步验证了工具变量与核心解释变量之间存在显著的相关性。

附表 6 工具变量相关性检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Pressure</i> (一阶段回归)	<i>Target_rev</i> (二阶段回归)	<i>Target_nontax</i> (二阶段回归)
<i>Panel A IV1</i>			
<i>Pressure</i>		0.1700** (2.0565)	0.2505* (1.6727)
<i>IV1</i>	0.5079*** (8.7929)		
K-PLM 统计量	32.65 [0.0000]	-	-
C-DF 统计量	231.92	-	-
K-PF 统计量	77.34	-	-
A-R Wald F 检验 p 值	-	[0.0340]	[0.0832]
<i>Panel B IV2</i>			
<i>Pressure</i>		0.1698* (1.6572)	0.3524* (1.8170)
<i>IV2</i>	0.2860*** (5.2142)		
K-PLM 统计量	19.16 [0.0000]	-	-
C-DF 统计量	111.38	-	-
K-PF 统计量	27.20	-	-
A-R Wald F 检验 p 值	-	[0.0820]	[0.0452]

参考文献

- [1] 冯晨、杨健鹏、张静堃和邓敏，2024，《税收预算增长压力下的财富转移与税负不平等》，《经济研究》第 5 期，第 59~76 页。
- [2] 刘畅、刘冲和马光荣，2017，《中小金融机构与中小企业贷款》，《经济研究》第 8 期，第 65~77 页。
- [3] 马光荣、窦艺、聂卓和胡赞之，2024，《到期债务压力与融资平台举债期限——兼论地方债务的流动性风险》，《管理世界》第 12 期，第 43~71 页。
- [4] 孙伟增、邓筱莹和万广华，2020，《住房租金与居民消费：效果、机制与不均等》，《经济研究》第 12 期，第 132~147 页。
- [5] 田彬彬、张欢、林超和李文健，2024，《税收任务、征管裁量权与税收优惠落地》，《经济研究》第 8 期，第 57~76 页。

- [6] 张莉、年永威和刘京军, 2018, 《土地市场波动与地方债——以城投债为例》, 《经济学(季刊)》第3期, 第1103~1126页。
- [7] Carvalho, D., 2015, “Financing Constraints and the Amplification of Aggregate Downturns.” *Review of Financial Studies*, 28(9), pp.2463~2501.