

# 金融分权、地方政府行为与地方债券发行利差<sup>①</sup>

李淑娟 张俐婕

**内容摘要：**金融分权是地方政府经济分权的一种表现，地方政府通过金融分权实现对金融资源的配置与索取，进而影响地方债券发行定价。本文基于2015 第二季度-2021 年第四季度中国地方债券数据构建季度追踪面板模型，采用面板门槛回归模型和动态面板空间计量模型验证金融分权与地方债券发行利差的关系，并讨论了地方政府行为在其中的作用。研究结果表明：（1）金融分权会降低地方债券发行利差，而土地依赖程度会抑制金融分权对地方债券发行利差的影响；（2）金融分权对地方债券发行利差存在非线性影响，适度金融分权会降低地方债券发行利差，过度金融分权会增加地方债券发行利差；（3）金融分权对地方债券发行利差的影响存在空间溢出效应，且政府干预和政府竞争增强了金融分权对周边地区地方债券发行利差的空间溢出效应。该研究有助于理解地方债券的发行定价机制，为地方债券市场的良性发展提供支持。

**关键词：**地方债券 金融分权 发行利差

## Financial Decentralization, Local Government Behavior and Local Government Bond Issue Spreads

LI Shujuan ZHANG Lijie

**Abstract:** Financial decentralization is a manifestation of economic decentralization of local government. Local Government allocates and acquires financial resources through financial decentralization, which affects local government bond pricing. Based on the data of the second quarter of 2015 and the fourth quarter of 2021, a quarterly tracking panel model is constructed. The panel threshold regression model and dynamic panel space econometric model are used respectively, and the results are as follow: (1) Financial decentralization will reduce the local government bond issue spread, while the degree of land dependence will restrain the impact of financial decentralization on the local government bond issue spread; (2) Financial decentralization has a nonlinear impact on the local government bond issue spread. Moderate financial decentralization will reduce the local government bond issue spread, while excessive financial decentralization will increase the local government bond issue spread. (3) There is a spatial spillover effect on the influence of financial decentralization on the local government bond issue spread. And local government competition and government intervention enhance the spatial spillover effect of financial decentralization on local government bond issuance spreads in peripheral regions. This

<sup>①</sup> 李淑娟，陕西师范大学国际商学院副教授，邮政编码：710019。本文系教育部人文社科项目“影子银行视阈下地方政府隐性债务风险传导及化解研究”（批准号 20YJA790040）、国家社科基金项目“央行数字货币的经济金融效应与货币体系改革研究”（批准号 21XJY014）、陕西省软科学项目“数字金融对高新区高质量发展的支持机理与路径优化研究”（批准号 2023-CX-RKX-065）、中央高校基本科研业务专项资金项目“地方债务风险向系统性金融风险演化的路径研究”的阶段性成果。

张俐婕，陕西师范大学国际商学院硕士，邮政编码：710019。

study is helpful to understand the pricing mechanism of local government bond issuance and to support the healthy development of local government bond market.

**Keywords:**Local Government Bonds, Financial Decentralization, Issue spreads

**JEL:**H63,H71,H72

## 一、引言

习近平总书记多次强调要“坚决守住不发生系统性金融风险的底线”<sup>①</sup>。2023年的《政府工作报告》及中央经济工作会议再次强调有效防范化解重大经济金融风险的重要性。优化地方债务期限结构，降低债务利息负担，遏制增量、化解存量，一直是近些年来化解和防范金融风险的工作重点。为了强化地方政府责任，优化地方政府债务形成机制，2015年的新《预算法》允许地方政府以发行债券的形式融资。经过了代发代还、自发代还和自发自还的实践后，我国地方债券发展迅速，发行额已占到债券市场的20%以上<sup>②</sup>。因此，研究地方债券的发行定价机制不仅有利于维护公平的债券市场秩序，促进地方债务的良性发展，而且有利于降低地方隐性债务风险，促进地方经济的高质量发展。

地方债券发行定价机制受以下因素的影响：（1）受宏观经济景气度（王雄元等，2015）、GDP增长（张奇松、王雪标，2018）、固定资产投资（刘穷志、刘夏波，2017）、产业结构升级（许鹏，2019）及市场化程度（姜森，2018；金洪飞等，2019）等宏观因素的影响。（2）受债券本身的特征要素，包括债券的期限（毛颖星，2016；陈明、刘亚平，2020）、发行规模（Chalmers, 1998）、债券的类型（张学舟，2017）等因素的影响。（3）受发行主体特征要素的影响。如发行主体的财政状况变化（Apostolou et al, 2014）、现有债务规模（罗荣华、刘劲劲，2016）、偿付能力（吴欣，2020）、信用风险及信用评级等因素。随着我国地方债券市场的发展，我国地方政府的特有行为特征对债券发行定价机制的影响引起关注。如地方政府对土地的依赖程度（黄文涛等，2015）、财政分权程度（陈思远，2020）等对地方债券发行利差的影响，但现有研究却忽视了金融分权——这一我国地方政府行为特征对地方债券发行利差的影响。我国地方政府存在着事实上的经济分权，金融分权是经济分权的一种表现形式。地方政府为了扩大投资、获取更多的金融资源、实现产出最大化，从直接行政干预银行信贷转变为成立地方性商业银行等金融机构，逐渐体现出金融分权特征（洪正、胡勇锋，2017；何德旭、苗文龙，2016）。金融分权是随着地方政府融资需求的扩张而发展起来的，并在地方政府融资中发挥着重要作用，逐渐起到与财政分权同等重要的作用。因此，研究金融分权对地方债券发行利差的影响是对政府行为特征经济后果研究的拓展，也是对地方债券价格形成机制中国化特征的进一步探讨。

本文的可能贡献是，第一，区别已有文献聚焦于财政分权和地方债券之间的关系，研究了金融分权对地方债券定价的影响，拓展了地方债券定价影响因素的研究；第二，从资源配置效应与资源索取效应角度研究金融分权对地方债券发行利差的影响，既考虑了动、静态影响又考虑了空间效应，有利于全面理解金融分权在地方经济与信用中的作用，及其影响地方债券定价的机理；第三，机制研究中引入了土地财政、政府干预及政府竞争等体现中国地方政府行为特征的因素，丰富了地方债券定价因素中发行主体特征的作用机制。

<sup>①</sup>资料来源：中共中央政治局第四十次集体学习，  
<http://finance.china.com.cn/news/gnjj/20170427/4191859.shtml>。

<sup>②</sup>资料来源：地方债券发行改革持续深化，[https://www.gov.cn/xinwen/2018-05/25/content\\_5293516.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2018-05/25/content_5293516.htm)。

## 二、文献综述与假设提出

地方政府是地方经济发展的规划者和执行者，有获取更多金融资源促进当地经济发展的动机和需求。争夺金融资源最直接的办法就是金融分权（何德旭、苗文龙，2016）。地方政府通过金融分权，获得更多金融资源的配置权力，促进金融机构对地方的资金供给，满足当地基建项目资金需求（李一花、乔栋，2020）。地方政府通过金融分权实现资源配置及资源索取两大目标，影响地方债券的流动性风险及信用风险，进而影响地方债券的发行利差。

### （一）金融分权与地方债券利差

#### 1. 金融分权的资源配置效应

金融分权在一定程度上反映了地方政府对金融资源的干预程度。地方政府通常是城市商业银行等地方性金融机构的大股东，对这些金融资源的流向具有较强的干预能力（马万里、张敏，2020），影响金融资源的配置方向。（1）当地方政府基于信息优势，引导当地金融资源投向本地区的优势行业及更具竞争力的领域时，能够提高资源配置效率推动地方经济快速发展（傅勇、李良松，2015；吴娅玲、潘林伟，2018；彭寿文，2019），提高地方财政收入，降低地方债券发行利差。地区金融资源越丰富，金融分权越大，金融资金的供给规模越大，带动更多的投资和消费，在产出效应下促进当地经济发展（郑力璇、王耀东，2018），增强地方抵御风险的能力，降低违约风险，从而降低地方债券的发行利差。此外，地方金融机构对本地企业也更具信息优势，会主动将资金投向优势企业，推动本地经济发展，影响地方债券发行利差。金融分权水平增加，金融机构从被动和主动两个方面发挥了债务资金供给作用（李一花、乔栋，2020），能够缓解地方资金流动性紧缺，降低地方违约风险，从而降低地方债券发行利差。（2）金融分权可能会带来不当干预，导致风险在财政和金融领域的积累。当稀缺的金融资源被投入到效率低下的行业或产业，不仅导致金融资源的浪费，还会破坏市场竞争，带来挤出效应，抑制地区经济发展（刘强，2021；谢家智、何雯好，2021），可能会加剧地方政府财政困境（毛捷、徐军伟，2019），增加地方政府的违约风险，提高地方债券的发行利差。同时，这种金融分权带来的不当干预还会导致地方金融机构资源配置效率低下和坏账增加，如果地方政府对此进行债务置换，会导致金融机构的债务风险累积通过高债务杠杆率传回地方政府，致使地方政府债务风险膨胀（马万里、张敏，2020），提高地方债券发行利差。

因此，金融分权的资源配置效应有两种后果，一种是基于信息优势的有效引导和配置资源，促进区域经济增长（Park et al, 2008），降低地方政府违约风险；另一种是不当配置带来的金融风险积累与地方财政困境，提高政府违约风险，这种情况更容易出现在地方政府掌控的金融资源较多即金融分权程度较高的时候。据此，提出以下假设：

假设 1：金融分权会降低地方债券发行利差。

假设 2：金融分权对地方债券发行利差的影响存在门槛效应。

#### 2. 金融分权的资源索取效应

金融分权既是当地政府为促进地方经济发展，积极主动发挥金融资源配置的体现，又是地方政府权力在金融领域的扩张，某些情况下表现为对金融资源的索

取。如，为了避免地方陷入信用危机，地方政府可能会要求地方金融机构通过购买债券或其它方式释放流动性，以应对可能出现的流动性风险及违约风险，表现为对金融资源的索取。这种“拆东墙补西墙”缓解财政困境的方法，短期内能缓解地方偿债危机，降低地方债券发行利差。为了获取这种短期效应，地方政府会通过成立更多地方性金融机构等方式，提高金融分权，加强对金融资源的索取。本地区地方政府官员观察到邻接地区金融分权水平提高后，也会提高自己的对金融资源的索取，进一步扩大举债规模，政府债务规模的非理性扩张会增加地方政府的债务违约概率，提高政府债券的发行利差，这意味着本地区地方债券发行利差将会受到邻接地区金融分权水平等影响。而本地金融分权水平的提高亦会影响邻近地区的效仿，地方政府控制或索取金融资源的力度越大，越有可能引发政府间的举债竞争（刘立峰，2014；侯世英、宋良荣，2021；李桂君等，2022），过度的举债也会推动邻近区域地方债券的发行利差。金融分权的资源索取效应，会促进债务的无序扩张，且呈现出空间模仿性。因此，金融分权对地方债券发行利差的影响可能存在空间效应，据此提出以下假设：

假设 3：邻接地区金融分权的增加会提高本地区债券发行利差，本地区金融分权的增加会提高邻接地区债券发行利差。

## （二）基于地方政府行为的机制分析

### 1. 替代机制：土地财政

1994 年分税制改革后，地方政府的财政能力被削弱，地方政府面临收入与支出不平等的财政缺口。为了承担经济建设及履行社会责任，地方政府不断寻求新的资金来源。金融资源和土地资源承担了这一任务。伴随着城镇化建设及房地产市场的发展，土地相关收入成为弥补公共财政缺口的重要资金来源，地方政府财政收入对土地财政的依赖性增强（付敏杰，2017）。地方政府掌握着土地供给和税费政策，不仅可以获取卖地的收入，还通过土地抵押等方式提高融资能力，获得大量资金推动地区工业化与城镇化发展，推动地方经济发展。地方经济的发展推动城镇土地价格的提升，地方政府通过土地出让与抵押举债的方式可以获得更多的收入，进一步缓解地方政府财政压力（吴成明、雷良海，2023）。从这个角度讲，土地财政有利于缓解地方政府财政缺口，促进经济增长，这在一定程度上起到了替代金融资源的作用。但由于土地资源的稀缺性及房地产市场的金融属性，使得依靠土地抵押举债和土地出让获取大量收入的模式不但难以持续，而且积累下大量风险，一旦市场预期发生变化，地方政府债务风险会急剧上升。土地财政依靠度高的地区，会面临更多的债务风险，从而抑制金融分权降低地方债发行利差的作用，甚至导致地方债券发行利差走阔。因此，提出以下假设：

假设 4：土地财政会抑制本地区金融分权对地方债券发行利差的降低作用，与金融分权呈现替代关系。

### 2. 增强机制：政府干预与政府竞争

地方政府的经济属性和政治属性，决定了地方政府具有将政治权利用于发展经济或用经济发展服务政治目标的倾向。前者会导致地方政府对经济的行政干预，而后者则会导致地方政府间的竞争。

政府干预是地方政府通过手中的政治权力直接干预经济资源的配置。在金融分权下，更多地表现为资源的不当配置和对金融资源的索取，这两种均会导致地

方债券发行利差的上升。邻接地区更容易学习这种干预经济的方式，在区域间的仿效作用下，邻接地区的债券发行利差也会上升。

在金融分权的资源配置效应及资源索取效应下，地方政府会提高债券发行规模。而政府间的竞争激发了本地政府举债的积极性，还导致本地债务会随着邻接地区的债务增加而增加（赵永辉等，2019），且地方政府间竞争与地方债务增速存在显著的空间正相关性（郑威等，2017），地方现有债务余额的增加，会增加地方举债成本，提高地方债券的发行利差。因此，政府竞争会促进金融分权情况下相邻地区地方政府债务的攀比式增加。债务的非理性增长，必然提高债券发行利差。当一个地区增加财政杠杆扩大债务规模时，意味着其准备加大支出，拉动本地经济增长，邻接地区为保证自身在晋升博弈中的优势会采取相应策略扩大债务规模（韩凤芹、蔡佳颖，2021），从而对邻接地区地方债券发行利差产生相应的影响。基于此，提出以下假设：

假设 5：政府干预会增强金融分权对地方债券发行利差的正向空间溢出。

假设 6：政府竞争会增强金融分权对地方债券发行利差的正向空间溢出。

### 三、研究设计

#### （一）模型构建

为验证金融分权对地方债券发行利差的影响，即验证假设 1 是否成立，本文参考 Wang 等（2008）、Schwert（2017）等人在相关研究中的经典信用利差模型构建面板数据基础模型：

$$\text{Spread}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{FinD}_{it} + \beta_2 \sum Z_{it} + c_i + \mu_{it} \quad (1)$$

其中， $i$  表示省份，包括除西藏外的三十个省市自治区； $t$  为季度，区间为 2015

第二季度至 2021 年第四季度； $c_i$  表示不可观测的省份特征； $\mu_{it}$  为随机扰动项；

$\text{Spread}_{it}$  是债券发行利差， $\text{FinD}_{it}$  为  $i$  省份第  $t$  年的金融分权指标； $\sum Z_{it}$  代表一系列的控制变量。

#### （二）变量设计

##### 1. 被解释变量

地方债券发行利差（ $\text{Spread1}$ ）：用地方债券发行利率减去发行日前五日内同期限的国债发行利率差值衡量。

##### 2. 核心解释变量

金融分权水平（ $\text{FinD1}$ ）。目前关于金融分权测度的方法主要有三种：（1）以各省金融机构贷款余额与全国金融机构贷款余额的比值作为金融分权的指标（何德旭、苗文龙，2016）；（2）以地方金融机构从业人员数量（或地方金融机构数量）占该地区所有金融机构从业人员数量（或所有金融机构数量）的比重作为金融分权指标（陈宝东、邓晓兰，2017；吕勇斌等，2020）；（3）选取《中国区域金融运

行报告》中各省地方性金融机构资产占比作为金融分权的替代指标(杨璐霞,2022)。由于主要本文主要侧重于金融分权中地方政府对金融资源的支配能力,因此选取方法(1)度量金融分权。

### 3. 控制变量

债券发行利差受到债券本身特征、发行主体特征及宏观因素的影响,借鉴以前学者的研究,选择如下控制变量:(1)债券特征要素:债券发行规模( $LS$ )、债券期限( $T$ );(2)发行主体特征要素:投资状况( $FG$ )、财政分权程度( $FisD$ )、财政收入水平( $IG$ )、现有债务水平( $DG$ )、债务率( $DI$ ),其中用固定资产投资与GDP之比衡量投资状况,用财政收入与支出比值作为财政自主度衡量财政分权程度,用财政收入与GDP之比衡量财政收入水平,用债务余额与GDP之比衡量债务水平,用债务余额与财政收入之比衡量债务率;(3)宏观经济因素:市场化综合指数( $MAR$ )、金融市场化指数( $FMAR$ ),金融市场化指数反映了地区地方金融生态环境及地方政府运行效率与服务能力。此外,为避免异方差,对债券发行规模和债券平均发行规模进行取对数处理。

表 1 各变量的符号表示及指标选取

分类	符号	指标名称	指标说明
被解释变量	Spread1	地方债券发行利差	发债利率—同期限国债期限
核心解释变量	FinD1	金融分权程度	各省各季度末银行贷款余额 全国各季度末银行贷款总额
债券特征要素	LS	发行规模	债券实际发行规模的对数
	T	发行期限	债券发行期限
	FG	投资状况	$\frac{\text{季度末固定资产投资额}}{\text{季度末GDP}}$
发行主体特征要素	FisD	财政分权程度	$\frac{\text{季度末一般公共预算收入}}{\text{季度末一般公共预算支出}}$
	IG	财政收入水平	$\frac{\text{季度末一般公共预算收入}}{\text{季度末GDP}}$
	DG	债务水平	$\frac{\text{年末债务余额}}{\text{年末GDP}}$
控制变量	DI	债务率	$\frac{\text{年末债务余额}}{\text{年末一般公共预算收入}}$
	MAR	市场化综合指数	樊纲综合指数
	FMAR	金融市场化程度	樊纲指数下要素市场发育程度的二级指数,金融业是市场化指数

### (三) 数据来源

本文研究的数据区间是2015年第二季度至2021年第四季度间的季度数据,

数据主要来源于 Wind 数据库、《中国金融年鉴》、《中国固定资产统计年鉴》、国家统计局及《中国分省份市场化指数报告（2019）》，数据由作者整理并计算所得。数据样本起始于 2015 年，是由于 2015 年我国开始执行新《预算法》，它确认了地方债券融资的合法性及唯一性，此后地方债券规模迅速扩张。为了保持数据的稳定性，选择从 2015 年第二季度开始研究。需要说明的是，本文的研究样本中不包含城投债，因为形成的历史原因，城投债的规范性较差，风险隐匿较强，且在 2015 年后规模不断缩小，已不是我国地方债券市场发展的主流。基于数据可得性和完整性考虑，剔除香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾省以及数据缺失较为严重的西藏和新疆。根据 Wang 等（2008）的方法将月度数据转化为季度面板数据，剔除难以加总为面板的省市数据，本文最终获得 2015 第二季度至 2021 年第四季度内中国 30 个省市自治区的 6057 个样本数据，经 stata 检验为非平衡面板数据。为增强研究结论的稳健性和可靠性，本文对各变量进行缩尾处理，将各变量 5%至 95%以外的极值样本进行 Winsorize 处理。本文处理、分析数据的软件主要是 excel、stata16。

#### （四）核心变量统计性描述

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Spread1	6057	0.23	0.23	0.31	-0.80	1.32
FinDI	6057	0.04	0.03	0.03	0.04	0.11
LS	6057	3.26	3.51	1.42	-4.71	6.34
T	6057	7.08	7.00	2.61	1.00	10.00
FG	6057	1.72	0.79	2.30	0.06	9.02
FisD	6057	0.60	0.56	0.26	0.17	5.69
IG	6057	0.13	0.12	0.06	0.03	1.75
DG	6057	0.24	0.22	0.14	0.03	0.83
DI	6057	2.36	2.11	1.39	0.21	8.43
MAR	6057	7.09	7.00	1.90	2.37	11.11
FMAR	6057	13.28	12.99	4.86	3.14	22.94

由表 2 可以看出，我国地方政府债券发行利差的均值为 23.3bp，说明地方政府债券的发行利率比国债平均高 23.3bp，其中最小值为-80bp，说明地方债发行利率存在低于国债的情况出现；发行利差最大值和最小值相差约 212p，标准差为 31bp，呈现出较高的波动性；金融分权指标最大值为 0.11，最小值为 0.04，可以看出金融分权程度最大值与最小值的差异较大，不同地区或者不同年份之间金融分权程度存在差异。

## 四、实证检验

### （一）资源配置效应的基准检验

参考巴曙松等(2019)的模型构建方法，按照债券特征，把发行主体相同（省份）、种类相同（一般债券/专项债券）、期限相同（1/3/5/7/10 年）、发行年份相同、主承销商相同的地方债看作同一观测值并构建追踪面板数据来捕捉地方债券



更多维度的特征 (Lemmen and Goodhart, 1999)。Hausman 检验确定模型使用固定效应估计。检验证明不存在多重共线性, 且单位根检验证明数据是平稳的。并为了控制异方差问题, 采取稳健标准误进行回归估计, 模型 1 的回归结果见表 3 所示。表 3 的 (1) ~ (4) 列分别是控制债券本身的特征要素、发行主体特征要素和宏观经济要素后金融分权程度对地方债发行利差的影响效应。可以看出, 金融分权水平与地方债券发行利差负相关关系, 并在 5% 的水平上显著性, 说明金融分权水平越高, 地方债券发行利差越低, 原因可能是在金融分权下, 地方政府发挥了积极主动的资源配置效应, 促进了当地经济的发展, 提高了财政收入及偿债能力, 降低了债券的发行风险。

研究样本期间内, 2017 年财政部发布 59 号文, 提出了要进一步提升地方债券发行的市场化水平。要求地方政府进一步规范地方债发行, 减少地方政府行政干预, 提高信息披露质量, 加强资金管理, 按时还本付息。为了验证这一外部政策的变化是否会影响到金融分权对地方债券发行利差的影响效应, 本文以 2017 年为界, 进行分组回归, 结果见表 3 第 (5) 和 (6) 列。回归结果显示, 在政策市场化定价前后金融分权都在 10% 的显著性水平下降低地方债券发行利差, 这进一步验证了金融分权对地方债券发行利差影响的稳健性。但随着 2017 年政策市场化的提出, 金融分权降低地方政府债发行利差的程度在增加, 这可能是由于 2017 年后我国财政部发布 59 号文提出强化地方债券市场化定价, 禁止地方政府行政干预, 增大地方政府信息披露程度, 降低地方政府债务风险, 因此在同一金融分权程度下地方债券发行利差进一步降低。

**表 3 基准回归估计结果**

结果 变量	基准回归 Spread1				政策性效果 Spread1	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FinD1	-0.551** * (0.149)	-0.687** * (0.142)	-0.311 (0.194)	-0.557** (0.244)	-0.506* (0.264)	-1.272* (0.734)
LS		-0.014** * (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	0.0003 (0.003)	-0.068*** (0.009)
T		0.034*** (0.002)	0.035*** (0.002)	0.035*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.069*** (0.003)
FG			0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.002 (0.003)	0.010* (0.005)
FisD			-0.055** (0.026)	-0.068** (0.031)	-0.008 (0.037)	0.006 (0.054)
IG			-0.099 (0.112)	-0.057 (0.117)	-0.200 (0.139)	-0.377 (0.264)
DG			0.200** (0.079)	0.189** (0.080)	-0.026 (0.080)	0.443 (0.381)
DI			-0.029*** (0.008)	-0.025*** (0.008)	-0.006 (0.009)	-0.039 (0.053)

MAR				0.014***	-0.007*	0.030***
				(0.004)	(0.004)	(0.011)
FMAR				-0.003**	-0.002	-0.002
				(0.001)	(0.002)	(0.003)
常数项	0.260***	0.067***	0.094***	0.036	0.222***	-0.238***
	(0.007)	(0.018)	(0.026)	(0.032)	(0.041)	(0.068)
债券特征要素	否	是	是	是	是	是
发行主体要素	否	否	是	是	是	是
宏观经济要素	否	否	否	是	是	是
个体	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj_R <sup>2</sup>	0.003	0.103	0.113	0.115	0.033	0.501
N	6057	6057	6057	6057	1559	4498

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

## (二) 资源配置效应的进一步检验

为了进一步研究在金融分权下，地方政府对金融资源的配置是否存在一个合适的度以及是否存在对金融资源不当配置问题，本文选取金融分权程度作为门槛变量，研究金融分权对地方债券发行利差的门槛效应。参照 Hansen (2000) 面板门槛模型，建立模型如下：

$$Spread_{it} = \beta_0 + \beta_1 Spread_{it} * I(Spread_{it} \leq \lambda) + \beta_2 Spread_{it} * I(Spread_{it} > \lambda) + \beta_3 \sum Z_{it} + c_i + \mu_{it} \quad (2)$$

其中， $I(\cdot)$  为特征函数， $\lambda$  为门槛值， $\sum Z_{it}$  为包括发行主体特征因素、宏观因素、和债券自身特征在内的控制变量。

门槛效应检验（见表4）显示，存在单一门槛，不存在双重门槛和三重门槛，因此选择金融分权的单一门槛效应进行回归，回归结果如表5所示。门槛值为0.033，当金融分权程度小于门槛值0.033时，金融分权水平与地方债券发行利差之间呈负相关且在5%的水平下显著，而跨过门槛值0.033后金融分权水平会提高地方债券发行利差，并且该影响在1%的置信水平下显著。说明金融分权程度对地方债券发行利差的影响呈现非线性，说明金融分权存在一个适度的问题。当金融分权在门槛值以下时，地方政府能发挥信息优势，有效配置金融资源，促进区域内经济增长，提高财政收入及偿债能力，进而降低地方债券发行利差。而当金融分权程度跨过门槛值后，地方政府表现为对金融资源不当配置，资源配置效率低下，不能促进区域经济增长甚至会导致金融机构风险增加，降低地方偿债能力，会提高债券发行利差。验证了本文的假设2。

表4 金融分权门槛检验结果

门槛类型	F 统计量	10%临界值	5%临界值	1%临界值
单一门槛	13.890*	12.439	14.195	16.932
双重门槛	8.570	9.848	12.369	15.272
三重门槛	7.640	14.436	16.620	20.763

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

表 5 面板门槛回归估计结果

结果 变量	Spread1
FinD1 (FinD1≤0.033)	-120.739** (45.054)
FinD1 (FinD1>0.033)	48.821*** (14.245)
常数项	0.308 (14.245)
控制变量	控制
Adj_R2	0.272
N	6057

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

### （三）资源索取效应检验

金融分权下，存在着地方政府对金融资源的索取，这种索取可能存在空间的关联性，进而对地方债券发行利差的影响也存在空间效用。下面采用空间计量模型来检验这一效应。

#### 1. 空间特征分析

采用全局莫兰指数 (Moran' s I) 和局部 Moran' s I 考察金融分权与地方债券发行利差之间是否存在空间相关性。表 6 可以看出，金融分权程度具有一定的空间相关性，其值一般在 0.1-0.2 之间波动并略有降低趋势，该结果在 1%和 5% 的置信水平上显著。各省的地方债券发行利差的 Moran' s I 指数均为正值，在 2015 年至 2021 年中只有 2015 年和 2017 年具有显著的相关性，这可能是由于 2017 年后我国财政部发布 61 号文提出强化地方债券市场化定价，禁止地方政府行政干预，减少了政府之间的效仿行为，从而导致空间相关性不显著。但通过简单二进制 0-1 地理空间矩阵所计算出的 Moran' s I 指数本身就存在弊端，该矩阵认为只要两地区不相邻即不存在相互影响 (赵磊等，2014)，进一步绘制局部 Moran' s I 指数散点图考察变量之间的空间集聚特点。参考何德旭、苗文龙 (2016) 和赵磊等 (2014) 的做法，选取任意一年分析空间集聚性，选择 2021 年金融分权和地方债券发行利差的莫兰散点图进行空间自相关性分析，见图 1。地方债券发行利差的莫兰散点分布范围为横轴 [-2, 2] 和纵轴 [-1, 1]，金融分权程度的莫兰散点分布范围为横轴 [-1, 2] 和纵轴 [-1, 2]，具有一定的相似性。此外，地方债券发行利差共有 18 个省份处于第一、第三象限，占到全部省份的 60%，金融分权程度共有 21 个省份处于第一、第三象限，占到全部省份的 70%，这说明 2021 年中国地方债券发行利差和金融分权程度都呈现出高一高 (HH) 和低—低 (LL) 空间集聚特征，证明地方债券发行利差和金融分权存在空间相关性。

表 6 全局莫兰指数

结果 变量	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年
Spread2	0.122**	0.025	0.152***	0.079	-0.007	0.094	0.005

FinD1    0.147\*\*    0.142\*\*    0.140\*\*    0.138\*\*    0.135\*\*    0.132\*\*    0.162\*\*\*

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

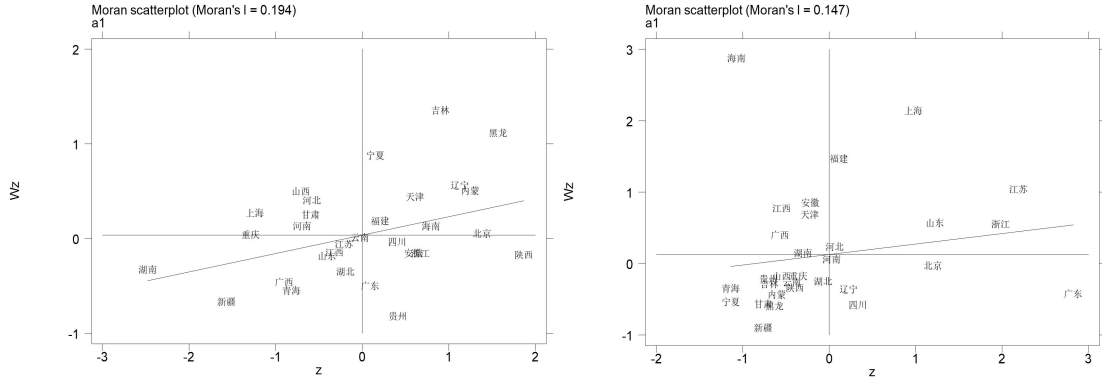


图1 地方债券发行利差（左）与金融分权（右）莫兰散点图

## 2. 模型设定

LM 检验、Hausman 检验和 Wald 检验（检验结果见表 7）显示存在误差和滞后效应，空间杜宾模型更为适配。设定静态和动态空间杜宾模型（SDM）如下：

$$\text{Spread}_{2it} = \beta_0 + \beta_1 \sum Z_{it} + \beta_2 \text{FinD}_{1it} + \rho \sum W_{ij} \text{FinD}_{1jt} + c_i + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\text{Spread}_{2it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Spread}_{2i,t-1} + \beta_2 \sum W_{ij} \text{Spread}_{2j,t-1} + \beta_3 \sum Z_{it} + \beta_4 \text{FinD}_{1it} + \rho \sum W_{ij} \text{FinD}_{1jt} + c_i + \mu_{it} \quad (6)$$

其中，式（5）为静态空间杜宾模型，式（6）为动态空间杜宾模型。被解释变量  $\text{Spread}_{2it}$  是地方债券发行利差均值，本文借鉴刘澜飏等（2020）对于城投债加权信用利差的计算方法，以发行规模占总发行规模之比为权重，计算每支地方债券发行时的到期收益率与发行前五日相同期限的国债到期收益率之差的加权值来刻画地方债券的平均发行利差。核心解释变量  $\text{FinD}_{1it}$  为本省的金融分权程度， $\text{FinD}_{1jt}$  为邻接省区金融分权程度，控制变量  $\sum Z_{it}$  包括地方债券的特征要素、发行主体的特征及宏观经济因素， $W_{ij}$  为空间权重矩阵， $\rho$  为空间自回归系数，反映样本观测值中的空间依赖作用，表明相邻地区之间的影响程度。

表 7 动态面板空间计量模型的相关检验

结果变量	检验项目	统计量
LM 检验	LMspatiallag	10.343***
	LMspatialerror	10.074***

Hausman 检验	Hausman	87.740***
Wald 检验	Waldsar	5.670*
	Waldsem	14.080*

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

### 3. 回归结果与分析

本文参考谢杰、李鹏（2015）提供的有偏修正 MLE 方法进行参数估计，分别从时间滞后、空间滞后和时空滞后三个模型进行估计分析，估计结果如表 8 所示。

（1）静态空间杜宾模型下金融分权系数不显著，而动态空间杜宾模型下地方债券发行利差的滞后项系数在 5%的水平下显著为正，说明动态面板模型设定正确。（2）动态空间杜宾模型下金融分权的系数值-7.201，且在 5%的置信水平下显著，说明当地金融分权水平提升能够降低本地区当期的地方债券发行利差，该结论与基准回归结果一致，进一步证明了假设 1。（3）金融分权对当期地方债券发行利差影响的空间自回归系数为 0.623，并在 1%的置信水平下显著，表明地区间金融分权程度存在正的空间依赖性，邻接地区之间存在着相似的空间集聚特征。（4）金融分权的空间滞后系数为 32.47，并且在 10%的置信水平下显著，说明金融分权水平提升会增大邻接地区当期地方债券发行利差。这是由于本地区金融分权水平提高了，邻接地区也会加强自己对金融资源索取，并出现债务的非理性扩张，致使债券发行利差的增大。综上，假设 3 得以证明。

表 8 动态面板空间杜宾模型估计结果

结果 变量	Spread2			
	静态 (1) 时空固定	静态 (2) 时间固定	动态 (3) 空间固定	动态 (4) 时空固定
FinD1	-1.335 (3.200)	-7.854** (3.308)	-5.902* (3.191)	-7.201** (3.407)
L. Spread		0.043 (0.071)		0.158** (0.078)
L. WSpread			-0.348*** (0.127)	-0.499*** (0.133)
WFinD1	40.902* (22.924)	24.096 (19.157)	31.910* (19.337)	32.470* (19.419)
空间自回归系数	0.850*** (0.024)	0.749*** (0.048)	0.643*** (0.065)	0.623*** (0.063)
$\rho$	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
$\delta^2$				
N	210	180	180	180
短期直接效应		-5.704 (3.885)	-3.869 (3.137)	-4.970 (3.220)
短期间接效应		77.494 (80.604)	80.607 (55.139)	74.220 (47.753)
短期总效应		71.790 (82.824)	76.738 (56.137)	69.250 (45.358)

长期直接效应	7.557 (5.711)	-5.509 (4.503)	-5.431* (2.999)	-7.906** (3.839)
长期间接效应	271.487 (174.206)	93.486 (104.358)	43.838 (27.037)	44.190* (25.405)
长期总效应	279.044 (178.986)	87.977 (107.389)	38.407 (26.898)	36.284 (24.793)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

从直接效应看，金融分权程度在长期通过了5%水平下的显著性检验，且金融分权程度的影响系数为负，这表明金融分权程度增加将直接促使本地区当期地方债券发行利差降低，这是因为金融分权程度的增加能够推动本地区经济发展，也能补充资金流动性，降低债券信用风险，从而降低本地区当期地方债券发行利差。从间接效应看，金融分权程度长期效应在10%的水平下显著为正，这说明金融分权程度具有较为明显的空间策略互动效应，即本地区金融分权程度的增加能够增大邻接地区当期的地方债券发行利差。这因为是本地区金融资源获取权利的增大会导致邻接地区的效仿，在多方面扩张金融权力的同时，还促进了债务规模的不断增加。随着债务规模的增加和对金融资源的不当配置与索取，邻接地区债券利差走阔。综上所述，分解效应下地方政府的债券定价决策在长期不仅受到本地区的影响，也受到邻接地区的影响。但在短期内，金融分权程度的直接、间接效应均不显著。金融分权水平的提高对降低本地区地方债券发行利差和增大邻接地区地方债券发行利差有长期效应，但没有发现对地方债券发行利差的短期有效影响。假设1、3再次得到验证。

## 五、机制检验

### （一）替代机制：土地财政

在模型中引入土地财政依赖度及土地依赖程度与金融分权的交乘项来检验地方政府土地依赖度在金融分权影响政府债券利差中的作用。由于在政府财政收入构成中，政府性基金收入主要是地方政府征收以及出让土地，发行彩票等方式获得的收入，其中80%的政府性基金收入来源于土地出让收入，本文参照许鹏（2019）的做法，用政府性基金收入/（一般公共预算收入+政府性基金收入）测量土地财政依赖度，用 $LF$ 表示。数据来源于各省财政局信息披露文件。实证结果如表9所示，土地依赖对地方债券发行利差的影响显著为负，因为土地财政都是地方政府资金来源的重要途径，能提高政府收入，缓解地方政府资金约束，提高地方政府偿债能力，降低地方债券发行利差；而金融分权与土地依赖程度的交乘项在10%的显著性水平上为正，说明土地依赖程度对金融分权对地方债券发行利差的影响具有抑制作用，原因可能在于，土地财政与金融分权两者的作用相近，具有一定的替代性，土地财政能降低金融分权对这地方债券发行利差的影响。分解效应中，间接效应下交乘项不显著，说明土地依赖程度调节金融分权对地方债券发行利差影响的作用主要表现在直接效应，即主要抑制了本地区金融分权对政府债券利差的影响。该结论与假设4一致。

表9 金融分权、土地依赖程度与地方债券发行利差

结果	Spread2
----	---------

变量	(1) 时间固定	(2) 空间固定	(3) 时空固定
FinD1*LF	0.244 (2.130)	4.161* (2.353)	4.052* (2.413)
LF	-0.136 (0.128)	-0.192* (0.110)	-0.210* (0.111)
FinD1	-6.063* (3.241)	-4.432 (3.688)	-5.207 (3.778)
WFinD1*LF	-0.170 (22.176)	15.049 (17.766)	9.850 (19.087)
WLF	-0.593 (1.062)	-0.542 (0.837)	-0.346 (0.875)
WFinD1	44.073** (20.670)	56.35*** (20.204)	55.191*** (20.614)
空间自回归系数	0.668*** (0.060)	0.324*** (0.085)	0.336*** (0.088)
$\rho$			
$\delta^2$	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制
R-squared	0.281	0.289	0.269
N	180	180	180
短期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*LF	4.409* (2.596)	18.092 (27.934)	22.501 (30.056)
LF	-0.222* (0.121)	-0.661 (1.284)	-0.883 (1.360)
FinD1	-3.593 (3.432)	80.156*** (29.182)	76.563*** (28.714)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*LF	4.227** (2.148)	5.582 (11.627)	9.809 (12.885)
LF	-0.222** (0.112)	-0.165 (0.557)	-0.387 (0.587)
FinD1	-6.923* (4.132)	40.345*** (14.067)	-33.422*** (12.358)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

## (二) 溢出增强机制：政府干预与政府竞争

为了验证政府竞争和政府干预在金融分权对影响地方债券发行利差影响中的作用机制。在式(6)中分别加入金融分权与地方政府干预的交乘项和金融分权与地方政府竞争的交乘项，回归结果如表10、11所示。

表10 金融分权、政府干预与地方债券发行利差

结果 变量	Spread2		
	(1) 时间固定	(2) 空间固定	(3) 时空固定
FinD1*GOVIN	0.619** (0.311)	0.562 (0.346)	0.625** (0.315)
GOVIN	-0.005** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.005** (0.002)
FinD1	0.144 (0.495)	0.286 (0.526)	0.150 (0.497)
WFinD1*GOVIN	3.758** (1.725)	3.358* (1.762)	3.748** (1.733)
WGOVIN	-0.044** (0.019)	-0.044** (0.019)	-0.044** (0.019)
WFinD1	5.393 (4.963)	6.705 (5.513)	5.423 (5.053)
空间自回归系数	1.223*** (0.247)	1.199*** (0.248)	1.219*** (0.239)
$\rho$			
$\delta^2$	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制
R-squared	0.080	0.096	0.074
N	180	180	180
短期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*GOVIN	0.489 (0.319)	1.528* (0.856)	2.017** (0.819)
GOVIN	-0.004* (0.002)	-0.019* (0.010)	-0.023** (0.009)
FinD1	-0.036 (0.474)	2.640 (2.416)	2.604 (2.386)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*GOVIN	0.668 (0.472)	1.819 (1.124)	2.487** (1.036)
GOVIN	-0.005 (0.003)	-0.023* (0.013)	-0.028** (0.011)
FinD1	-0.131 (0.711)	3.336 (3.073)	3.205 (2.957)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

本文借鉴杨莉莉等（2014）的方法，将地方政府财政支出占GDP之比作为政府干预指标（GOVIN），该比例越高，证明政府干预能力越强。表10显示金融分权与政府干预的交乘项系数为正，并且在5%的水平下显著，说明政府干预会抑制金融分权对本地区地方债券发行利差的降低作用。此外，交乘项的空间滞后项系数也显著为正，说明政府干预会增强金融分权对邻接地方债券发行利差的影响。



在分解检验中，直接效应和间接效应中交乘项都显著为正，说明政府干预不仅抑制了金融分权对本地区地方政府债券发行利差的降低作用，还增强金融分权对邻接地区地方债发行利差的空间溢出效应，这是由于政府干预增强导致资源分配扭曲，损害资源分配效率，影响地区经济发展，于是地方政府进行疯狂的资源索取，增大了地方政府的债务风险。综上，假设 5 得以证实。

表 11 金融分权、政府竞争与地方债券发行利差

结果 变量	Spread2		
	(1) 时间固定	(2) 空间固定	(3) 时空固定
FinD1*GOVCOM	-0.239 (0.619)	-0.109 (0.568)	-0.100 (0.589)
GOVCOM	0.028** (0.014)	0.022 (0.015)	0.021 (0.015)
FinD1	-5.960 (5.549)	-3.698 (5.304)	-4.292 (5.558)
WFinD1*GOVCOM	6.380*** (2.461)	5.455** (2.133)	5.442** (2.291)
WGOVCOM	-0.057 (0.064)	-0.131* (0.070)	-0.128* (0.069)
WFinD1	-16.89 (22.958)	12.112 (21.106)	11.094 (21.811)
空间自回归系数	0.690*** (0.054)	0.282*** (0.081)	0.391*** (0.081)
$\rho$	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
$\delta^2$			
控制变量	控制	控制	控制
R-squared	0.327	0.359	0.340
N	180	180	180
短期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*GOVCOM	0.037 (0.570)	8.944** (3.985)	8.981** (4.191)
GOVCOM	0.018 (0.015)	-0.202* (0.115)	-0.184 (0.125)
FinD1	-3.587 (5.368)	16.441 (35.103)	12.854 (36.311)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*GOVCOM	-0.247 (0.582)	4.186** (1.743)	3.939** (1.782)
GOVCOM	0.026* (0.015)	-0.106** (0.049)	-0.080 (0.054)
FinD1	-4.346 (5.655)	10.018 (16.122)	5.672 (15.740)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

参考郑威等（2017）对政府竞争指标选取方法，使用外商投资水平来测度政府竞争程度，本文用外商投资额的自然对数来表示地方政府竞争程度（GOVCOM），比值越大表示地方政府间竞争强度越大。表11的回归结果显示，在时空效应下，金融分权与地方政府竞争的空间滞后交乘项在5%水平上显著为正，说明政府竞争会增强各地区的资源索取效应，债务的非理性扩张会导致邻接地区地方债券发行利差走阔。空间杜宾模型的时空效应分解效应显示，直接效应和间接效应都显示金融分权与地方政府竞争交乘项在5%的水平下显著为正，说明政府竞争不仅抑制了金融分权对本地区地方债券发行利差的降低作用，还增强了金融分权对邻接地区地方债券发行利差的溢出效应。综上，证实了假设6。

## 五、稳健性检验

为增强研究结论的稳健性和可靠性，对结果进行稳健性检验。表12是对基准回归的稳健性检验，其余为稳健性检验请见附录。首先，用替换核心解释变量的方法进行稳健性检验，本文参考苗文龙（2018）对于金融分权的相关分析，考虑使用各省人均金融机构贷款余额与全国人均金融机构贷款余额的比值作为金融分权的替代指标（FinD2），以该替代指标进行稳健性检验，其中贷款余额数据来源于历年《中国金融统计年鉴》，人口数据来源于国家统计局。其次，将债券按其发行期限进行分组回归，其中7-10年期为长期限债券。此外，考虑到经济发展水平越高的地区地方政府掌握的经济资源越多，具有更强的举债能力，因此在稳健性检验中将债券发行主体所在省份按照其经济发展水平分为高经济发展水平地区和低经济发展水平地区，其中高于人均GDP对数的均值为高经济发展水平地区。

表12显示主要变量的系数方向与基准回归结果方向一致，且都显著，证明了基准回归结果的稳健性。

表12 基准回归稳健性检验

回归 变量	Spread1				
	替换核心解释 变量	债券期限分组回归		经济水平分组回归	
		中期债券	长期债券	低经济发展水 平	高经济发展水 平
FinD2	-0.037*** (0.013)				
FinD1		-0.820** (0.379)	-0.608** (0.261)	-0.600** (0.300)	-1.218*** (0.417)
债券特征要素	是	是	是	是	是
发行主体特征要素	是	是	是	是	是
宏观经济要素	是	是	是	是	是
个体	控制	控制	控制	控制	控制
Adi_R2	0.111	0.160	0.010	0.105	0.128
N	6057	2140	3917	3035	3022

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

## 六、结论和建议

金融分权具有资源配置与资源索取效应，通过影响地方经济与信用，对地方债券发行利差产生影响。本文利用 2015 第二季度-2021 年第四季度我国 30 个省份的季度面板数据，构建了追踪面板模型实证分析金融分权对地方债券发行利差的影响。研究发现：（1）金融分权程度的提高会降低地方债券发行利差，但这种影响具有门槛效应，适度金融分权降低地方债券发行利差，过度金融分权增加地方债券发行利差；（2）金融分权对地方债券发行利差的影响存在空间溢出效应；（3）土地依赖程度、政府干预与竞争等地方政府行为会干扰金融分权对地方债券发行利差的影响，前者抑制金融分权对本地区地方债发行利差的影响；后者增强了金融分权对邻接地区地方债券发行利差的正向空间溢出效应。

据此提出以下政策建议：（1）有序推动并规范地方金融机构发展，保证适度金融分权。健全地方金融机构治理结构，完善地方金融生态保障与监管制度，让地方政府通过规范化、市场化的方式借入资金，从而发挥区域金融分权对地方经济的有效资源配置效应，降低提供地方债券违约风险。（2）落实地方政府官员终身追责制度，构建良好的区域竞争机制。通过终身追责制弱化地方官员的短视行为，树立正确的竞争意识，防止因不良竞争导致的区域金融风险外溢，推动地方债券合理定价。（3）深化财税体制改革，给各地方更多财税政策自主权。通过财税自主权，地方政府为产业发展提供灵活支持政策，建立地方经济新型增长点，减轻对土地财政的依赖，减少直接干预，促进地方债券市场定价机制的有效运行。

### 参考文献：

- 巴曙松、李羽翔、张搏，2019：《地方政府债券发行定价影响因素研究——基于银政关系的视角》，《国际金融研究》第 7 期。
- 陈宝东、邓晓兰，2017：《财政分权、金融分权与地方政府债务增长》，《财政研究》第 5 期。
- 陈明、刘亚平，2020：《我国地方政府专项债券研究——基于中美国际比较视角》，《区域金融研究》第 7 期。
- 陈思远，2020：《地方政府行为对地方政府债券发行定价的影响研究》，云南财经大学。
- 傅勇、李良松，2015：《金融分权的逻辑：地方干预与中央集中的视角》，《上海金融》第 10 期。
- 付敏杰，2017：《当积极财政政策遭遇“L”型增长：周期性财政政策的渐进稳健之路》，《地方财政研究》第 9 期。
- 姜森，2018：《市场化发行进程中的我国地方政府债券定价研究》，西南财经大学。
- 金洪飞、葛璐澜、程小庆，2019：《地方政府债券发行利差的影响因素研究》，《上海大学学报(社会科学版)》第 3 期。
- 黄文涛、郑凌怡、董晖，2015：《地方政府债定价影响因素分析》，《债券》第 5 期。
- 何德旭、苗文龙，2016：《财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析》，《经济研究》第 2 期。
- 洪正、胡勇锋，2017：《中国式金融分权》，《经济学(季刊)》第 2 期。
- 侯世英、宋良荣，2020：《财政分权、地方政府行为与经济高质量发展》，《经济问题探索》第 3 期。
- 韩凤芹、蔡佳颖，2022：《引才政策、空间溢出与创新提升——基于城市空间异质性的实证》，《科学学研究》第 12 期。
- 刘立峰，2014：《地方政府的土地财政及其可持续性研究》，《宏观经济研究》第 1 期。
- 罗荣华、刘劲劲，2016：《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》第 4 期。
- 李晓龙、冉光和、郑威，2017：《金融发展、空间关联与区域创新产出》，《研究与发展管理》第 1 期。
- 刘穷志、刘夏波，2017：《经济结构、政府债务与地方政府债券发行成本——来自 1589 只地方政府债券的证据》，《经济理论与经济管理》第 11 期。
- 吕勇斌、金照地、付宇，2020：《财政分权、金融分权与地方经济增长的空间关联》，《财政研究》第 1 期。
- 刘澜飏、范世成、邸超伦，2020：《我国地方政府债券定价机制研究——基于城投债信用利差的分析》，《广东社会科学》第 1

期。

- 李一花、乔栋, 2020:《金融分权、保增长压力与地方政府隐性债务》,《现代财经(天津财经大学学报)》第8期。
- 刘强, 2021:《金融分权对地方政府隐性债务规模的影响》,西北师范大学。
- 李桂君、田宗博、白彦锋, 2022:《财政分权与金融分权的协同性及其对地方政府举债行为的影响研究》,《财政研究》第2期。
- 毛颖星, 2016:《我国地方政府债券信用利差的影响因素分析》,南京大学。
- 苗文龙, 2018:《金融分权、股权结构与银行贷款风险》,《金融监管研究》第8期。
- 毛捷、徐军伟, 2019:《新时代地方财政治理:地方债实地调研和间接金融分权视角》,《财经智库》第6期。
- 马万里、张敏, 2020:《中国地方债务缘何隐性扩张——基于隐性金融分权的视角》,《当代财经》第7期。
- 彭寿文, 2019:《金融发展与经济增长的关系——基于市场化水平和政府干预的作用》,《商业经济研究》第9期。
- 王雄元、张春强、何捷, 2015:《宏观经济波动性与短期融资券风险溢价》,《金融研究》第1期。
- 吴娅玲、潘林伟, 2018:《我国分权式金融发展对地方政府的影响与激励》,《当代经济管理》第7期。
- 吴欣, 2020:《我国地方政府债券发行定价影响因素研究》,安徽财经大学。
- 吴成明、雷良海, 2023:《财政分权、土地财政与地方政府债务》,《生产力研究》第3期。
- 谢杰、李鹏, 2015:《中国农业现代化进程直接影响因素与空间溢出效应》,《农业经济问题》第8期。
- 许鹏, 2019:《土地财政、地区金融发展水平与地方政府债券发行定价关系的研究》,《当代经济管理》第11期。
- 谢家智、何雯好, 2021:《中国式分权与经济增长方式:影响机理与路径》,《商业研究》第4期。
- 杨莉莉、邵帅、曹建华, 2014:《资源产业依赖对中国省域经济增长的影响及其传导机制研究——基于空间面板模型的实证考察》,《财经研究》第3期。
- 杨璐霞, 2022:《金融分权对地方融资平台债务规模与结构影响的实证研究》,《华北金融》第1期。
- 赵磊、方成、吴向明, 2014:《旅游发展、空间溢出与经济增长——来自中国的经验证据》,《旅游学刊》第5期。
- 张学舟, 2017:《我国地方政府债券市场化定价问题研究》,厦门大学。
- 郑威、陆远权、李晓龙, 2017:《地方政府竞争促进了地方债务增长吗?——来自中国省级城投债与空间溢出效应的经验证据》,《西南民族大学学报(人文社科版)》第2期。
- 张奇松、王雪标, 2018:《我国国债收益率波动及影响因素研究》,《价格理论与实践》第8期。
- 郑力璇、王耀东, 2018:《财政分权对金融分权的影响——基于信贷的视角》,《经济问题》第8期。
- 赵永辉、付文林、冀云阳, 2020:《分成激励、预算约束与地方政府征税行为》,《经济学(季刊)》第1期。
- Apostolou B, Apostolou NG and Dorminey JW, The Association of Departures from Spending Rate Equilibrium to Municipal Borrowing Cost, *Advances in Accounting Incorporating Advances in International Accounting*, NO. 2, 2014, pp. 1—8.
- Charmers J M R, Default Risk Cannot Explain the Muni Puzzle: Evidence from Municipal Bonds that are Secured by US Treasury Obligations, *The Review of Financial Studies*, Vol. 11, NO. 2, 1988, pp. 281—308.
- Lemmen G J J and Goodhart E A C, Credit Risks and European Government Bond Markets: A Panel Data Econometric Analysis, *Eastern Economic Journal*, Vol. 25, NO. 1, 1999.
- Hansen E B, Sample Splitting and Threshold Estimation, *Econometrica*, Vol. 68, No. 3, 2000.

## 附录

### (一) 面板门槛回归稳健性检验

一方面, 由于地方政府债券在 2015 年和 2016 年发行规模较小, 并且在 2017 年后正式进行市场化定价, 因此该部分通过缩减样本量进行稳健性检验, 以 2017 年—2021 年地方政府发行的债券为样本进行回归, 回归结果如表 1 所示。另一方面, 地方债券近些年大多以长期债券发行为主, 因此以 7—10 年期的地方债券为样本进行稳健性检验, 回归结果如表 2 所示。表 1 和表 2 均显示金融分权对地方债券发行利差存在非线性影响, 进一步验证假设 2, 说明本文结论具有可靠性。

表 1 面板门槛模型稳健性检验——缩减样本量

结果 变量	Spread1
FinD1 (FinD1 ≤ 0.033)	-73.359* (41.962)
FinD1 (FinD1 > 0.033)	53.025*** (9.244)
常数项	1.058 (1.755)
控制变量	控制
Adj_R2	0.003
N	6057

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著, 括号内数值为稳健性标准误。

表 2 面板门槛模型稳健性检验——缩减样本量

结果 变量	Spread1
FinD1 (FinD1 ≤ 0.033)	-203.896* (117.141)
FinD1 (FinD1 > 0.033)	50.263*** (7.981)
常数项	3.275 (2.788)
控制变量	控制
Adj_R2	0.003
N	6057

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著, 括号内数值为稳健性标准误。

### (二) 空间杜宾模型稳健性检验

本文参考苗文龙 (2018) 对于金融分权的相关分析, 考虑使用各省人均金融机构贷款余额与全国人均金融机构贷款余额的比值作为金融分权的替代指标 ( $FinD2$ ), 以该替代指标进行稳健性检验, 其中贷款余额数据来源于历年《中国金融统计年鉴》, 人口数据来源于国家统计局。此外, 本文为空间计量模型, 因此替换空间权重矩阵进行稳健性检验, 本文选择反地理平方矩阵作为该部分空间计量模型的空间权重矩阵。回归结果分别如表 3 和表 4 所示。回归结果均显示金融

分权会降低本地区地方债券发行利差，会增大邻接地区地方债券发行利差，为本文证实假设 3 增加了可靠性。

**表 3 空间杜宾模型稳健性检验——替换核心解释变量**

结果 变量	Spread2
FinD2	-0.149* (0.084)
WFinD2	1.117** (0.481)
空间自回归系数 $\rho$	0.374*** (0.096)
$\delta^2$	0.005*** (0.001)
短期直接效应	-0.114 (0.086)
短期间接效应	1.707** (0.776)
短期总效应	1.593** (0.813)
长期直接效应	-0.198** (0.092)
长期间接效应	0.924*** (0.359)
长期总效应	0.726** (0.369)
控制变量	控制
R-squared	0.832
N	180

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

**表 4 空间杜宾模型稳健性检验——替换空间权重矩阵**

结果 变量	Spread2
FinD1	-6.216** (2.837)
WFinD1	27.100*** (7.658)
空间自回归系数 $\rho$	0.608*** (0.042)
$\delta^2$	0.006*** (0.001)
短期直接效应	-2.297

	(2.948)
短期间接效应	58.356*** (20.231)
短期总效应	56.059*** (21.586)
长期直接效应	-5.436* (2.898)
长期间接效应	35.146*** (10.497)
长期总效应	29.710*** (10.891)
控制变量	控制
R-squared	0.801
N	180

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

### （三）机制分析稳健性检验

该部分同空间杜宾模型稳健性检验方法一致，选择替换核心解释变量和替换空间权重矩阵，回归结果分别如表5-10所示。回归结果均显示土地依赖程度会抑制金融分权会降低本地区地方债券发行利差，而政府干预和政府竞争则会增强金融分权对邻接地区地方债券发行利差的正向空间溢出效应，进一步证明本文结论的稳健性。

**表5 金融分权、土地依赖程度与地方债券发行利差——替换核心解释变量**

结果变量	Spread2
FinD2*LF	0.142** (0.070)
LF	-0.465*** (0.137)
FinD2	-0.234*** (0.071)
WFinD2*LF	0.311 (0.274)
WLF	-0.736 (0.450)
WFinD2	0.124 (0.238)
空间自回归系数 $\rho$	0.612*** (0.034)
$\delta^2$	0.006*** (0.001)
控制变量	控制

	R-squared		0.736
	N		180
短期	直接效应	间接效应	总效应
FinD2*LF	0.221*** (0.074)	0.889 (0.632)	1.110* (0.671)
LF	-0.678*** (0.146)	-2.380** (1.058)	-3.058*** (1.126)
FinD2	-0.226** (0.102)	0.013 (0.610)	-0.213 (0.693)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD2*LF	0.208*** (0.073)	0.661 (0.502)	0.869* (0.520)
LF	-0.651*** (0.148)	-1.745** (0.835)	-2.396*** (0.867)
FinD2	-0.247*** (0.095)	0.082 (0.476)	-0.165 (0.543)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

**表6 金融分权、政府干预与地方债券发行利差——替换核心解释变量**

结果 变量	Spread2		
FinD2*GOVIN	0.014** (0.007)		
GOVIN	-0.014** (0.006)		
FinD2	-0.061** (0.029)		
WFinD2*GOVIN	0.059* (0.032)		
WGOVIN	-0.081** (0.036)		
WFinD2	0.161 (0.151)		
空间自回归系数	1.159*** (0.226)		
$\rho$			
$\delta^2$	0.006*** (0.001)		
控制变量	控制		
N	180		
R-squared	0.002		
短期	直接效应	间接效应	总效应
FinD2*GOVIN	0.012*	0.022	0.034**



	(0.007)	(0.017)	(0.016)
GOVIN	-0.011	-0.034*	-0.045***
	(0.007)	(0.019)	(0.017)
FinD2	-0.067**	0.109	0.042
	(0.033)	(0.086)	(0.063)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD2*GOVIN	0.017	0.022	0.039
	(0.011)	(0.021)	(0.018)
GOVIN	-0.015	-0.036	-0.051***
	(0.011)	(0.023)	(0.019)
FinD2	-0.105**	0.152	0.047
	(0.052)	(0.111)	(0.072)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

表7 金融分权、政府竞争与地方债券发行利差——替换核心解释变量

结果变量	Spread2
FinD2*GOVCOM	-0.018 (0.025)
GOVCOM	0.034* (0.020)
FinD2	-0.052 (0.210)
WFinD2*GOVCOM	0.147*** (0.047)
WGOVCOM	-0.118** (0.050)
WFinD2	-0.419 (0.381)
空间自回归系数	0.563***
$\rho$	(0.062)
$\delta^2$	0.005*** (0.001)
控制变量	控制
R-squared	0.840
N	180
短期	直接效应
FinD2*GOVCOM	0.006 (0.031)
	间接效应
	0.296** (0.118)
	总效应
	0.302** (0.140)
GOVCOM	0.016 (0.025)
	-0.215*** (0.019)
	-0.199 (0.137)
FinD2	-0.123 (0.072)
	-0.973 (0.072)
	-1.096 (0.072)

	(0.258)	(0.913)	(1.115)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD2*GOVCOM	-0.005	0.207***	0.202**
	(0.026)	(0.074)	(0.090)
GOVCOM	0.024	-0.156**	-0.132
	(0.021)	(0.077)	(0.088)
FinD2	-0.079	-0.641	-0.720
	(0.223)	(0.573)	(0.726)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

表8 金融分权、土地依赖程度与地方政府债券发行利差——替换空间权重矩阵

结果 变量	Spread2		
FinD1*LF	3.643*		
	(2.157)		
LF	-0.312***		
	(0.110)		
FinD1	-6.748**		
	(2.650)		
WFinD1*LF	-0.246		
	(7.694)		
WLF	-0.195		
	(0.386)		
WFinD1	26.817***		
	(8.191)		
空间自回归系数	0.561***		
$\rho$	(0.041)		
$\delta^2$	0.006***		
	(0.001)		
控制变量	控制		
R-squared	0.804		
N	180		
短期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*LF	3.854	3.785	7.639
	(2.759)	(17.314)	(19.529)
LF	-0.362***	-0.822	-1.184
	(0.130)	(0.800)	(0.877)
FinD1	-3.433	50.315***	46.882***
	(2.759)	(0.610)	(18.203)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*LF	4.005*	0.120	4.125
	(2.314)	(9.189)	(10.559)

LF	-0.350*** (0.124)	-0.295 (0.445)	-0.645 (0.473)
FinD1	-6.572** (2.718)	32.220*** (9.454)	25.648*** (9.909)

注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著, 括号内数值为稳健性标准误。

**表 9 金融分权、政府干预与地方债券发行利差——替换空间权重矩阵**

结果变量	Spread2		
FinD1*GOVIN	0.531*		(0.282)
GOVIN	-0.005***		(0.002)
FinD1	-0.069		(0.473)
WFinD1*GOVIN	1.443**		(0.634)
WGOVIN	-0.015**		(0.007)
WFinD1	2.067		(1.280)
空间自回归系数	0.362***		(0.094)
$\rho$			
$\delta^2$	0.006***		(0.001)
控制变量	控制		
R-squared	0.025		
N	180		
短期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*GOVIN	0.450 (0.275)	0.997** (0.505)	1.447*** (0.531)
GOVIN	-0.004** (0.002)	-0.011* (0.006)	-0.015*** (0.005)
FinD1	-0.144 (0.461)	1.681 (1.035)	1.537 (1.058)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*GOVIN	0.581 (0.411)	1.154* (0.664)	1.735*** (0.641)
GOVIN	-0.005* (0.003)	-0.013 (0.008)	-0.018*** (0.007)
FinD1	-0.346 (0.698)	2.186 (1.349)	1.840 (1.269)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。

表 10 金融分权、政府竞争与地方债券发行利差——替换空间权重矩阵

结果		Spread2	
变量			
FinD1*GOVCOM		-0.459	(0.662)
GOVCOM		0.029**	(0.014)
FinD1		-3.722	(0.662)
WFinD1*GOVCOM		2.657***	(0.731)
WGOVCOM		-0.058***	(0.020)
WFinD1		4.087	(8.284)
空间自回归系数		0.617***	(0.043)
$\rho$		0.006***	(0.001)
$\delta^2$			
控制变量		控制	
R-squared		0.840	
N		180	
短期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*GOVCOM	-0.134	5.831***	5.697**
	(0.691)	(2.091)	(2.550)
GOVCOM	0.023	-0.098*	-0.075
	(0.016)	(0.058)	(0.072)
FinD1	-2.943	5.118	2.175
	(5.491)	(18.496)	(20.734)
长期	直接效应	间接效应	总效应
FinD1*GOVCOM	-0.386	3.375***	2.989**
	(0.647)	(1.010)	(1.321)
GOVCOM	0.028*	-0.067**	-0.039
	(0.015)	(0.028)	(0.038)
FinD1	-3.175	4.246	1.071
	(5.347)	(9.926)	(10.731)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内数值为稳健性标准误。