

# 房地产价格变动对城投债信用利差的影响

曾嘉敏

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2026年2月9日; 录用日期: 2026年3月6日; 发布日期: 2026年3月18日

## 摘要

本文旨在分析房地产价格变动如何影响城投债信用利差, 并考察地区金融资源的中介作用。研究基于2015~2024年城投债月度面板数据, 采用双向固定效应模型进行实证分析, 并运用工具变量法缓解内生性问题, 借助中介效应模型检验传导机制。结果表明: 房地产价格变动上升显著降低城投债信用利差, 地区金融资源在其中起部分中介作用, 中介效应占比约16.9%; 进一步分析发现, 财政自给率较高的地区, 房地产价格变动对信用利差的负向影响更为明显。研究结论为理解房地产与地方债务风险的联动机制提供了经验证据, 并对完善城投债市场化定价、加强跨市场风险联防联控具有政策启示。

## 关键词

房地产价格变动, 城投债, 信用利差, 地区金融资源, 财政自给率

# The Impact of Changes in Real Estate Prices on the Credit Spreads of Municipal Investment Bonds

Jiamin Zeng

Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: February 9, 2026; accepted: March 6, 2026; published: March 18, 2026

## Abstract

This paper aims to analyze how changes in real estate prices affect the credit spreads of municipal investment bonds and to investigate the intermediary role of regional financial resources. Based on monthly panel data of municipal investment bonds from 2015 to 2024, the study employs a two-way fixed effects model for empirical analysis, utilizes an instrumental variable approach to mitigate

endogeneity issues, and applies a mediation effect model to examine the transmission mechanism. The results indicate that an increase (or decrease) in real estate price changes significantly reduces (or widens) the credit spreads of municipal investment bonds. Regional financial resources play a partial mediating role in this relationship, with the mediation effect accounting for approximately 16.9%. Further analysis reveals that in regions with a higher fiscal self-sufficiency ratio, the negative impact of real estate price changes on credit spreads is more pronounced. The findings provide empirical evidence for understanding the linkage mechanism between real estate and local debt risks and offer policy insights for improving the market-oriented pricing of municipal investment bonds and strengthening cross-market risk prevention and coordination.

## Keywords

Changes in Real Estate Prices, Municipal Investment Bonds, Credit Spreads, Regional Financial Resources, Fiscal Self-Sufficiency Ratio

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

2008年后,城投债成为重要的融资工具。土地出让收入约占地方财政收入的一半,成为支撑基建投资、弥补财政缺口的关键来源。地方政府依托未来土地收益作为市场预期的隐性支持,通过城投平台发行债券实现土地证券化,从而吸引社会资本参与城市建设。这也意味着房价波动会通过土地价值链条,直接影响地方融资规模与成本,并对财政稳定与债务履约构成冲击。

历史经验表明,房地产价格变动引起了多次金融危机,如日本泡沫经济与美国次贷危机。我国“土地-债务”的紧密关联,使得房价波动同样会冲击地方财政与债务安全,尤其是在下行周期中,土地收入减少可能通过金融加速器效应触发地方债务风险[1]。

因此,本文聚焦于房地产价格变动与城投债信用利差之间的关系,重点考察地区金融资源的中介机制,以及不同财政状况下的异质性影响。研究旨在为城投债市场化定价、跨市场风险监测与联动应对提供依据,从而防范房地产与地方债务风险的交叉传染,守住风险底线。

## 2. 文献综述

在房地产价格变动研究方面,现有文献主要关注风险的分类与测度。房地产价格变动通常被定义为涵盖了市场运行过程中因各种不确定因素导致的价格波动潜在损失可能性。测度方法有单一指标法(如房价[2]、房价租金比[3]),近期广泛采用动态模型(如SVAR[4]、马尔可夫区制转移模型[5])。

城投债信用风险的影响因素包括多个层面:地方政府层面(如财政实力[6]、金融资源[7]与治理水平[8]-[10]直接影响市场预期的隐性支持预期)、发行主体层面(如平台自身经营与财务状况)、债项特征层面(如担保、期限与评级),以及宏观层面(如财政货币政策与经济周期)。上述因素共同决定着城投债的融资成本与风险溢价。

然而,现有研究仍存在进一步探索的空间:其一,房地产发展对城投债发行的净影响尚不明确,地方政府土地出让收入的增加,一方面预期未来偿债能力提高,当期借债增加,城投债信用利差减小,另一方面,市政基础设施建设资金增加,融资的需求降低,信用利差扩大[11];其二,现有分析对金融体系(如“地区金融资源”)的中介作用检验不足。

### 3. 理论分析与研究假设

#### 3.1. 房地产价格变动与城投债信用利差

基于风险传导理论，房地产价格变动向城投债市场的传导具有三条路径。

财政偿债能力传导层面，房价的稳健增长则通过增加地方土地出让金收入充实地方财政，提高地方政府综合偿债能力，增强市场对市场预期的隐性支持的信心，有助于压缩信用利差[12]。

在抵押品价值传导渠道中，房价下行时，抵押品价值面临重估缩水、资产质量受到波及，这直接侵蚀了其再融资能力，潜在不良资产上升，金融机构会收紧信贷条件、要求更高的风险补偿或缩减信贷额度[13]，对与房地产关联度高的借款主体采取更为审慎的信贷政策，城投平台面临“融资渠道收窄”与“融资成本上升”的双重压力，其流动性风险和信用风险叠加上升，最终反映为其发行债券的信用利差扩大。

市场预期与信心传导路径说明风险传导不仅依赖于实体关联，也深受市场心理和群体预期的影响。房地产价格变动会动摇投资者对区域经济基本面、地方政府治理能力及金融稳定的信心，引发避险情绪和风险重估，导致信用利差系统性上行。

此外，根据城投债定价理论，城投债信用利差是由“市场化风险溢价”与“政府市场预期的隐性支持风险溢价”共同构成[14]。房地产价格变动通过影响土地出让收入和改变金融生态环境这两个组成部分，进而作用于整体利差，如图1。

故提出假设：

H1：房地产价格变动对城投债信用利差具有负向影响。

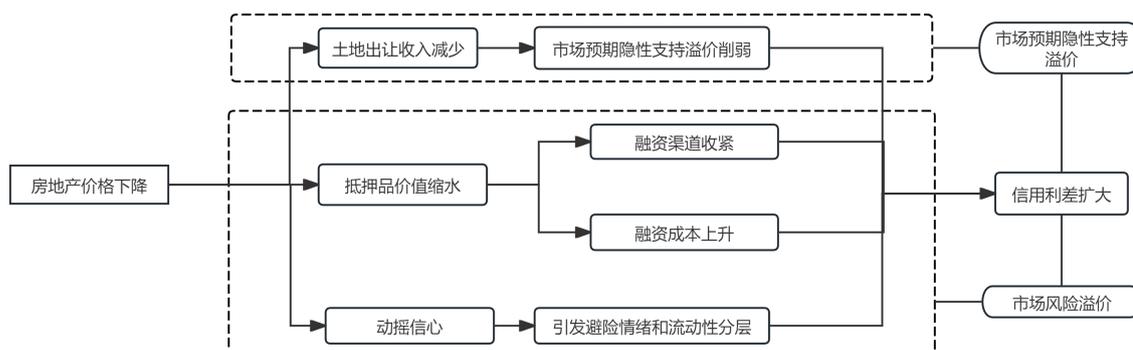


Figure 1. Transmission mechanism of real estate prices on the credit spread of urban investment bonds

图1. 房地产价格影响城投债信用利差机制图

#### 3.2. 房地产价格变动影响城投债信用利差的中介机制

通过上文分析，房地产价格变动的上升，导致城投债信用利差降低的机制中，地区金融资源起关键中介作用。房地产价格变动影响地区金融资源，房地产市场的繁荣(风险较低时)会通过多种渠道促进地区金融资源的积累与深化：其一，房价上涨提升抵押品价值，增强借贷主体的融资能力，推动信贷扩张(贷款增长)[15]；其二，财富效应和交易活跃带动资金沉淀，增加银行存款；其三，积极的市场信号吸引外部资本流入。反之，房地产价格下降则会收缩信贷、抽离资金，导致地区金融资源萎缩[16]。地区金融资源影响城投债信用利差。充裕的地区金融资源直接为城投平台提供了便利的再融资环境和流动性支持，降低了违约的短期风险。其次，它反映了区域金融生态的健康发展，这实质性地增强了市场预期的隐性支持的可信度。最后，深厚的金融资源意味着更强的风险分散和吸收能力。综上所述，房地产价格

变动通过改变地区金融资源的丰裕度与稳定性，进而影响市场对城投债违约风险的评估。因此提出假设：

H2：地区金融资源在房地产价格变动与城投债信用利差之间起部分中介作用。

### 3.3. 房地产价格变动对城投债信用利差的影响存在财政自给率异质性

基于溢出效应理论，房地产价格变动能够跨越特定经济部门或地理区域的边界，向其他关联领域进行扩散，且这种扩散常呈现非对称性。经济基础雄厚、产业结构多元、财政自给率高的地区，其经济增长和财政收入对土地出让的依赖相对较低，金融生态更为完善。房地产市场的健康发展能够被市场解读为区域经济活力的体现和财政收入的良性补充，从而增强地方政府信用资质，因此有效降低当地城投债信用利差。对于经济增长依赖投资驱动、产业结构单一、对土地出让收入依赖度高的地区，房地产市场与地方财政、金融稳定性的绑定更为紧密。在此类地区，房价过快上涨可能被视为缺乏实体经济支撑的泡沫积累，反而引发市场对潜在金融风险 and 财政可持续性的深度担忧。此时，投资者因预见到未来风险加剧而要求更高的当期风险补偿，可能导致信用利差不降反升或降幅有限。于是本文认为影响在于财政自给率存在异质性，故此提出假设：

H4：房地产价格变动对城投债信用利差的影响存在财政自给率异质性。

## 4. 研究设计

### 4.1. 研究样本与数据来源

本文数据来源于 iFind、《中国统计年鉴》与《中国城市统计年鉴》，城投债数据研究范围包括 2015 年 2 月~2024 年 12 月的月度面板数据，年度或者季度宏观数据重复分配给 12 个月。聚焦省级、地级市和区县级城投债，去除缺失值后，最终保留 44,989 只城投债。商品房平均销售价格同比增长率为各市年度数据，数据范围是 2015 年~2024 年，其他宏观经济与利率数据取自相应年鉴。所有连续变量均经过 1%~99%水平的缩尾处理。

### 4.2. 变量界定

本文对被解释变量、解释变量及控制变量的定义和说明如下。

#### 4.2.1. 被解释变量

本文的被解释变量为城投债信用利差。参考邱志刚(2022 年)等，城投债信用利差由城投债发行利率与基准利率(如国债利率)之差计算得出，该变量反映了城投债相较于无风险利率的风险溢价[17]。利差变化揭示了市场对地方政府信用风险的评估及其债务偿还能力的信心。

本文按照国债与城投债期限、发行时间相匹配原则，采取以下三种方式进行匹配：① 期限完全匹配：城投债与国债在发行日期与期限方面完全匹配。② 容忍度内匹配：筛选发行日期在城投债发行日 $\pm 30$ 天内的国债，计算各国债与城投债的期限差异，优先选择期限完全匹配的国债，若无法完全匹配，选择期限差异在 0.5 年以内的最接近国债；相同期限下，选择发行日期最接近的国债。③ 插值匹配算法。线性插值，在放宽的日期范围内找到至少 2 个不同期限的国债，城投债期限在国债期限范围内(避免外推)，使用 NumPy 线性插值计算对应期限的国债收益率[18]。以上三种方法进行城投债信用利差计算，最终得到有效城投债信用利差观测值 44,989 个。

#### 4.2.2. 解释变量

本文的核心解释变量为商品房平均销售价格同比增长率[19]，是指在一定时期内(通常是一年)，全国

或特定区域新建商品住宅的平均销售价格与上年同期相比的上升或下降幅度。它是一个反映房地产市场景气程度和价格变动趋势的核心指标。该指标数值的上升，表征着房价上涨动能的增强。结合城投债的数据区间，本文选择的增长率样本区间为 2015 年~2024 年。

#### 4.2.3. 控制变量

本文的控制变量参照许贤云(2021)的研究[20]，分为地方政府层面、债券层面和宏观层面控制变量，见表 1。

其中，地方政府层面控制变量包括：① 财政自给率。值越大说明财政压力越小。现有研究普遍认为财政压力是政府举债的重要因素之一，但影响并无定论。② 土地增值税占税收总收入比重。比值越大，则表明该地区的土地出让收入依赖度越高，为季度数据[21]。

债券层面控制变量包括：① 城投债债券评级。② 债券期限。

宏观层面控制变量包括：① GDP 增速。② CPI 增速。

#### 4.2.4. 中介变量

本文参考孙征等(2024)的研究选取地区金融资源\_对数作为中介变量，数据来源为每年度的中国城市统计年鉴，变量单位为千亿元。具体变量定义及处理如表 1 所示。

Table 1. Variable description

表 1. 变量说明

变量	变量名称	变量概念	变量符号	
被解释变量	城投债信用利差	城投债发行利率与基准利率(同发行时间和期限的国债利率)之差	y	
核心解释变量	房地产价格变动	商品房平均销售价格同比增长率	x	
中介变量	地区金融资源	城市贷款总额(loan) + 城市存款总额(de)	M	
	地区金融资源_对数	对地区金融资源取对数	lnM	
控制变量	地方政府层面	财政自给率 = 地方财政一般预算收入/地方财政一般预算支出	rate	
		土地增值税占税收总收入比重 = 土地增值税/税收总收入	pro	
	宏观层面	GDP 增速	每个年份的年度 GDP 增速值重复分配给该年度的所有 12 个月份	vGDP
		CPI 增速	每个年份的年度 CPI 增速值重复分配给该年度的所有 12 个月份	vCPI
债券层面	城投债债券评级	AA 以下及无评级设为 0, AA 及 AA+设为 1 和 AAA 设为 2 [22]	rating	
	城投债债券期限		Term	

### 4.3. 模型构建

#### 4.3.1. 基础回归

本研究构建了城市 - 月度层面的面板数据。本文通过 Hausman 检验，P 值为 0.0000，拒绝原假设，采用双向固定效应模型，引入个体与时间固定效应。通过控制个体异质性，即城市固定效应，吸收了所有不随时间变化的城市特定因素，例如城市的行政级别、长期形成的产业结构、固有的财政管理模式等，

对城投债信用利差的影响,从而避免了因遗漏此类变量导致的内生性问题[23]。通过时间固定效应控制了所有个体在相同时期所面临的共同冲击,例如,全国性的利率政策变化、监管法规出台,确保了估计结果不受宏观趋势的干扰。

在控制了个体和时间两个维度的固定效应后,模型估计出的核心解释变量(商品房平均销售价格同比增长率)的系数,能够更纯粹地反映房地产价格变动在同一城市不同时期或不同城市在同一时期的比较中所产生的边际影响,这更接近于因果推断的逻辑。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \sum_{k=2}^K \beta_k \cdot \text{control}_{kit} + \mu_t + \kappa_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$y_{it}$ : 第  $i$  年第  $t$  个城市城投债信用利差。

$x_{it}$ : 第  $i$  年第  $t$  个城市商品房平均销售价格同比增长率。

$\text{control}_{kit}$ : 控制变量。包括经济发展水平、财政自给率、地区消费者水平增速、GDP 增速、CPI 增速、城投债利率类型、城投债债券评级、平台规模。

$\mu_t$ : 城市固定效应。

$\kappa_i$ : 时间固定效应。

$\varepsilon_{it}$ : 随机误差项。

#### 4.3.2. 中介效应

中介效应检验采用 Baron & Kenny 经典三步法,结合 Sobel 检验验证中介效应显著性。

检验主效应: 房地产风险对城投债信用利差的总效应检验中介变量的传导作用: 房地产风险对中介变量(地区金融资源)的回归系数显著;

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it} + \sum_{k=2}^K \alpha_k \cdot \text{control}_{kit} + \varepsilon_1 \quad (2)$$

同时纳入核心解释变量与中介变量,检验核心解释变量对被解释变量的直接效应,若系数绝对值小于总效应且仍显著,则存在部分中介效应;若系数不显著,则存在完全中介效应。

$$y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 x_{it} + \gamma_2 M_{it} + \sum_{k=2}^K \alpha_k \cdot \text{control}_{kit} + \varepsilon_2 \quad (3)$$

本文采用地区金融资源对数作为中介变量。

## 5. 实证结果分析

### 5.1. 描述性统计

为了解数据特征,现在对本文涉及的主要变量进行描述性统计,统计结果见表 2。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计分析

	count	mean	std	min	25%	50%	75%	max
y	44,989	1.90	1.69	-0.96	0.65	1.55	2.93	6.41
x	44,989	0.01	0.12	-0.52	-0.04	0.00	0.05	0.46
pro	44,989	3.66	0.48	2.78	3.23	3.69	4.09	4.59
ln_lag1	44,989	8.69	0.54	7.14	8.19	8.92	9.11	9.51

续表

vGDP	44,989	5.47	1.97	2.30	3.10	5.40	6.80	8.60
rate	44,989	0.58	0.15	0.27	0.43	0.62	0.69	0.81
vCPI	44,989	1.40	0.98	-0.20	0.40	1.60	2.20	3.20
rating	44,989	1.19	0.45	0.00	1.00	1.00	1.00	2.00
term	44,989	3.37	2.10	0.25	1.00	3.00	5.00	10.00
ln_term	44,989	0.93	0.85	-1.40	0.00	1.10	1.61	2.30
M	44,989	3.36	3.44	0.08	0.82	2.00	4.87	21.81
lnM	44,989	9.90	1.08	6.70	9.01	9.90	10.79	12.29
loan	44,989	1.62	1.67	0.03	0.36	0.97	2.40	8.93
de	44,989	1.73	1.79	0.00	0.47	1.06	2.49	12.89

## 5.2. 多重共线性问题分析

从表 2 可以看出, 各个变量之间相关, 但基本所有值都小于 0.5, 通过对关键变量进行 VIF 检验, 进一步验证模型是否存在多重共线性问题, 结果如表 2 所示, 平均 VIF 值小于 10, 说明模型不存在严重的多重共线性问题。

Table 2. VIF test

表 2. VIF 检验

Variable	VIF	Tolerance
rate	2.80	0.36
vGDP	1.07	0.94
x	1.04	0.96
term	1.03	0.97
rating	1.02	0.98
平均 VIF	1.61	1.61

## 5.3. 基准回归结果

Table 3. Baseline regression results

表 3. 基准回归结果

变量	(1) y	(2) y
截距项	1.9087*** (239.513)	3.9625*** (51.845)
x	-0.5635*** (-8.819)	-1.6647*** (-26.826)
pro		-0.4787*** (-25.978)
vGDP		0.2000*** (50.761)

续表

rate		-1.7203*** (-33.065)
vCPI		0.5150*** (52.647)
Rating		-1.0202*** (-62.881)
term		0.0302*** (9.248)
时间效应	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.002	0.180
调整 R <sup>2</sup>	0.002	0.180
F 统计量	77.77	1414.00
std err	0.060	0.062
D-W 统计量	1.146	1.307
N	44,989	44,989

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为 t 值，下同。

为系统检验房地产风险对城投债信用利差的影响，探究其影响的正负性，已经控制变量选取的合理性，本研究构建了逐步加入控制变量的双向固定效应模型(式 1)。

其中第(1)列为仅包含核心解释变量(商品房平均销售价格同比增长率)的基准模型，第(2)列为加入了债券层面控制变量、地方政府层面控制变量、宏观层面控制变量的包含全部控制变量的完整模型。结果见表 3 基准回归结果。

表 3 的基准回归结果显示，核心解释变量“商品房平均销售价格同比增长率”(x)的系数在第(1)列为-0.5635，在第(2)列为-1.6647，均在 1%水平上显著为负。这表明在控制其他因素后，房价增长率每提高 1 个百分点，城投债信用利差平均下降约 1.6647 个百分点，验证了房地产价格上升有助于显著降低城投债信用风险溢价，研究假设 H1 成立。其经济机制在于，房价上涨可通过提升土地抵押价值、增加相关税收、改善地方政府偿债能力等途径，增强市场对区域信用资质的信心[24]。

一个值得关注的发现是，GDP 增速(vGDP)的系数为 0.2000 且在 1%水平上显著为正，这与传统预期相反。该结果可能反映了两方面趋势：一方面，随着城投债定价的市场化转型，其信用利差与宏观因素的直接关联减弱，而与政策调控周期下的融资环境关系更密切。例如，在金融防风险时期，货币政策收紧会推高市场利率与再融资成本，从而导致 GDP 增速与信用利差短期同向变动[25] [26]。另一方面，在经济平稳期，政策层面可能更积极推进打破“刚性兑付”与债务化解，这会抬高市场的风险定价，使利差随 GDP 增速同步上升[27] [28]。此外，GDP 增速较高地区往往城投平台市场化程度更高，政府市场预期的隐性支持弱化，投资者要求更高的市场化风险补偿，也会推高利差[29]-[31]。因此，GDP 系数的正向符号更多体现了融资条件与市场化定价的影响，而非简单的经济景气度信号。

从模型整体表现看，加入控制变量后，调整 R<sup>2</sup> 从 0.002 提升至 0.180，说明变量选取合理，模型解释力显著增强。F 统计量高度显著，且 D-W 统计量位于可接受范围，表明模型设定有效，残差自相关并不严重。以上结果为后续分析中介效应、调节效应及异质性提供了稳健基础。

## 5.4. 内生性检验和稳健性检验

### 5.4.1. 内生性检验

本研究核心解释变量“商品房平均销售价格同比增长率”与城投债信用利差之间可能存在双向因果关系：一方面，房价上涨可能通过提高地方政府土地出让收入、提升抵押资产价值等途径增强城投平台偿债能力，从而压低信用利差；另一方面，信用利差攀升所预示的地区金融风险上升或经济前景恶化，亦可能抑制房地产市场需求，导致房价下行。此外，模型中可能存在同时影响房价与信用利差的遗漏变量。为缓解模型可能存在的内生性问题，本文采取工具变量法进行内生性检验，参考徐思(2022)等，本文使用“滞后两期商品房平均销售价格同比增长率”作为工具变量[32]。工具变量分析结果见表4。

**Table 4.** Instrumental variable analysis results

**表 4.** 工具变量分析结果

Panel A	(1)	(2)
IV	0.89*** (405.904)	
x		-1.6852*** (-24.03)
截距项	-0.0255*** (-9.477)	3.9598*** (51.647)
Pro	0.0019*** (2.937)	0.4788*** (-25.942)
vGDP	0.0017*** (12.173)	0.2003*** (50.469)
rate	0.0036** (1.977)	-1.7203*** (-33.013)
vCPI	0.0036*** (10.407)	0.5159*** (52.104)
Rating	0.0007*** (5.898)	-1.0200*** (-62.755)
term	0.0007** (1.122)	0.0302*** (9.249)
sta err	0.065	0.038
N	44,989	44,989
R <sup>2</sup>	0.8133	0.178
F 统计量	27988.30***	1390**
城市/年份固定	Yes	Yes

表4的第(1)列为加入工具变量IV第一阶段回归结果，以验证工具变量的相关性要求，第(2)列为第二阶段回归结果。

第一阶段极高的F统计量 $27988.30 > 10$ ，证实工具变量具有相关性，第(2)列为第二阶段回归结果，与基准OLS高度一致：系数符号(负向)未变，数值差异极小，差异百分比为-1.2%，且统计显著性相同。这是最有力的证据，表明在控制潜在内生性问题后，负向影响仍然稳健存在，影响方向一致，且这种负

向影响并非是反向因果或者遗漏变量造成的，具有较强的因果解释力度。

总的来说，工具变量法的估计结果验证了本文基准回归结果不存在严重内生性问题，可以进行进一步的稳健性检验。

#### 5.4.2. 稳健性检验

接下来，本文考虑替换样本区间来进行稳健性检验，排除了省会城市样本。原因在于，部分省会城市的城投债用途广泛，不能简单归类为地级市债务。此外，省会城市在资金获取和债务偿还能力方面更具优势，面临较小的融资约束，其融资需求较其他地级市可能更低。结果见表 5。从表 5 可以看出，排除省会城市后，回归结果依然稳健，进一步验证了房价变动对城投债发行的显著影响。

Table 5. Robustness test: sample substitution

表 5. 替换样本区间结果

	y
x	-2.00*** (-30.57)
截距项	1.42*** (31.11)
vGDP	0.23*** (49.55)
rate	-2.30*** (-35.02)
vCPI	0.47*** (47.49)
Rating	0.62*** (76.58)
sta err	0.065
N	34,446
R <sup>2</sup>	0.17
F 统计量	1724
城市/年份固定	Yes

#### 5.5. 中介机制分析

为进一步揭示房地产价格变动是如何影响城投债信用利差的，本文以地区金融资源\_对数作为中介变量，借助三步法模型(式 1、式 2、式 3)考察房地产价格变动通过推动地区金融资源积累影响城投债信用利差的传导机制，相关回归结果如表 6 所示。

Table 6. Mediation effect results

表 6. 中介效应结果

变量	(1)	(2)	(3)
截距项	3.9625*** (51.845)	7.292*** (136.622)	7.9749*** (72.329)

续表

x	-1.6647*** (-26.826)	0.8974*** (23.282)	-0.9689*** (-14.779)
ln_M	-	-	-0.3136*** (-36.00)
pro	-0.4787*** (-25.978)	0.4127*** (33.327)	-0.6077*** (-28.643)
vGDP	0.2000*** (50.761)	-0.0982*** (-38.730)	0.1219*** (27.929)
rate	-1.7203*** (-33.065)	2.4218*** (69.961)	-0.9926*** (-15.973)
vCPI	0.5150*** (52.647)	-0.3252*** (-48.359)	0.2704*** (23.105)
Rating	-1.0202*** (-62.881)	0.6588*** (60.428)	-0.9443*** (-48.968)
term	0.0302*** (9.248)	-0.0206*** (-9.250)	0.0268*** (7.121)
中介效应值			0.2814
中介效应比例			0.1690
时间效应	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.180	0.246	0.200
F 统计量	1414.00	1749.00	1175.00
N	44,989	44,989	44,989

注：\*\*\* $p < 0.01$ ，\*\* $p < 0.05$ ；括号内为t值；中介效应值 = 房地产价格变动对中介变量的系数 × 中介变量对利差的系数；中介效应比例 = 中介效应值/总效应值。

具体来看，表6的第(1)列为主效应回归结果。第(2)列以地区金融资源\_对数(ln\_M)为被解释变量，结果显示房地产价格变动对地区金融资源\_对数回归系数在1%的显著性水平下显著为正，说明房价上涨提升土地、房产抵押品价值，增强地方政府与房企融资能力，推动银行信贷投放与区域贷款规模扩大[33]，同时带动上下游产业(建材、装修、家电等)活跃度提升与企业存款增加，并通过乐观预期吸引跨区域资本流入，进一步充实地区金融资源[34] [35]。

第(3)列是将解释变量房地产价格变动和地区金融资源\_对数变量同时对被解释变量进行回归，结果在1%的显著性水平上显著，且房地产价格变动的回归系数绝对值(-0.9689)较基准回归结果(-1.6647)有所减小，说明地区金融资源在房地产价格变动与降低城投债信用利差间发挥中介作用。充裕的金融资源畅通了城投平台再融资渠道，降低流动性风险与相应溢价；金融集聚释放区域经济稳健信号，增强市场对偿债能力的信心；此外，金融发展提升市场交易活跃度与风险分散能力，进一步压低利差。

根据表6脚注公式，中介效应值为0.2814，中介效应比例为0.1690，说明在房地产价格变动对城投债信用利差的负向影响中，约有16.9%是通过“提升地区金融资源”这一渠道完成的，通过效应分解量化了中介传导机制。

故研究假设H2得到检验。

## 5.6. 异质性检验

根据张军等(2016)研究结果,通过财政自给率均值对财政自给率进行高、低分组,高于财政自给率均值的为高财政自给率,从而进行异质性检验[36]。财政自给率分组结果见表7。

**Table 7.** Heterogeneity analysis results by fiscal self-sufficiency  
**表 7.** 财政自给率异质性分析结果

变量	(1) 高财政自给率	(2) 低财政自给率
x	-2.1631*** (0.0743)	-0.8386*** (0.1096)
pro	-0.7328*** (-0.0244)	-0.0895*** (0.0271)
vGDP	0.2226*** (0.0049)	0.1463*** (0.0064)
vCPI	0.6809*** (0.0137)	0.3273*** (0.0140)
Rating	-1.0776*** (-0.0214)	-1.0107*** (0.0243)
term	0.0525*** (0.0043)	-0.0018*** (0.0050)
时间效应	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.2293	0.1217
N	24356	20633

注: \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05; 括号内为标准差。

从表7中可以看出最显著的影响强度差异,在高财政自给率地区,核心解释变量x的回归系数为-2.1631,在1%水平下显著,低财政自给率地区核心解释变量x的回归系数为-0.8386,在1%水平下显著。

从传导逻辑看,高财政自给率地区财政自主性强,房价上涨带来的土地出让收入无需优先弥补日常财政缺口,可通过政府性基金预算直接定向用于城投平台债务偿还或基建项目回款,形成“房价上涨→土地资产增值→财力补充→偿债能力提升→信用利差下降”的完整传导链;而低财政自给率地区财政缺口大,土地出让收入更多被用于教育、医疗等经常性支出,房价上涨难以有效转化为债务偿还能力,导致房价对信用利差的改善效应被大幅稀释,仅能实现微弱的利差下降。这一差异也印证了房地产政策对债务风险的调控作用,在财政状况良好的地区才能充分发挥,而财政薄弱地区需依赖转移支付、债务重组等配套措施才能强化房价的正向传导。

## 6. 结论与启示

本文研究发现,房地产价格变动上升显著降低城投债信用利差,其中约16.9%的影响是通过地区金融资源的中介渠道实现的,且该效应在财政自给率较高的地区更为明显。这揭示了房地产市场、地方金融生态与财政实力在债务信用定价中的联动机制。

研究启示在于,政策上需建立覆盖房地产、地方财政与金融市场的风险联动监测框架,并对财政薄弱地区提供针对性支持,以降低对土地出让收入的依赖,同时持续推动城投债市场化定价。市场参与者

在风险评估中应综合考察区域房价、金融资源与财政健康状况，关注地区异质性，审慎做出投资决策。

## 参考文献

- [1] 管涛. 用改革的办法有效防范化解房地产风险[J]. 新金融, 2024(11): 10-13.
- [2] 陈瑞, 卞洋, 齐天翔. 房价波动对地方债规模的影响——基于省级数据的实证研究[J]. 财政研究, 2016(6): 86-94.
- [3] Quigley, J.M. (2001) Real Estate and the Asian Crisis. *Journal of Housing Economics*, **10**, 129-161. <https://doi.org/10.1006/jhec.2001.0284>
- [4] 徐荣, 郭娜, 李金鑫, 等. 我国房地产价格波动对系统性金融风险影响的动态机制研究——基于有向无环图的分析[J]. 南方经济, 2017(11): 1-17.
- [5] 刘金全, 张运峰, 毕振豫. 房地产价格波动、经济周期与货币政策效应[J]. 当代经济研究, 2022(1): 95-106.
- [6] 胡悦, 吴文锋. 城投债中的地方政府信用——隐性担保还是隐性担忧[J]. 投资研究, 2018, 37(9): 44-61.
- [7] 孙征, 胡志浩, 李慧. 城商行参与、地方政府救助与城投债违约风险化解[J]. 金融经济研究, 2024, 39(5): 53-66.
- [8] 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[J]. 金融研究, 2018(6): 56-72.
- [9] 谢璐, 韩文龙. 信息披露会降低城投债的信用风险吗?——基于城投债发行定价的检验[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2017, 38(12): 141-147.
- [10] 李亦沙. 显性担保和隐性担保与城投债信用利差[D]: [硕士学位论文]. 北京: 商务部国际贸易经济合作研究院, 2025.
- [11] 李伦一, 张翔. 中国房地产市场泡沫与空间传染效应[J]. 金融研究, 2019(12): 169-186.
- [12] 陈忱, 高然, 龚六堂. 中国货币政策传导的区域异质性——兼论现存研究争议的成因[J]. 兰州学刊, 2023(9): 58-77.
- [13] Gertler, M., Kiyotaki, N., 王崇宇. 无限期经济中的银行业、流动性与银行挤兑[J]. 经济动态与评论, 2016(2): 73-109, 277.
- [14] 汪莉, 陈诗一. 政府隐性担保、债务违约与利率决定[J]. 金融研究, 2015(9): 66-81.
- [15] 郑建伟, 党印, 陈磊. 金融资源优势、隐性金融担保与城投债发行——来自城商行成立及网点扩张的经验证据[J]. 金融评论, 2024, 16(4): 31-57, 156-157.
- [16] 高崧耀, 王佳欣, 崔百胜. 房地产市场调整、银行资产负债表与货币政策应对[J]. 金融研究, 2025(3): 40-57.
- [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[J]. 中国工业经济, 2022(4): 42-60.
- [18] 焦玮琳, 郑维伟, 郑旭. 城投债融资成本与风险传染——基于非标融资违约的视角[J]. 财经研究, 2024, 50(11): 50-64.
- [19] 方意, 荆中博, 马晓. 中国房地产市场对银行业系统性风险的溢出效应[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(6): 2037-2060.
- [20] 许贤云. 房价对地方政府债务风险的影响分析——基于城投债视角[J]. 福建金融, 2021(4): 17-25.
- [21] 黄勃, 张婕, 马光荣. 中国市级城投债发行的影响因素研究——基于土地财政与房产市场视角的分析[J]. 金融发展, 2019(1): 67-81.
- [22] Chen, R.D., et al. (2024) Impact of Implicit Government Guarantee on the Credit Spread of Urban Construction Investment Bonds. *Financial Innovation*, **10**, Article No. 150. <https://doi.org/10.1186/s40854-024-00722-3>
- [23] Ysmailov, B. (2025) Costly External Finance and Corporate Investment: The Role of Marketable Securities. *Finance Research Letters*, **83**, Article ID: 107751. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.107751>
- [24] 张晓朴. 系统性金融风险研究: 演进、成因与监管[J]. 国际金融研究, 2010(7): 58-67.
- [25] 王未卿, 肖勇贵, 李霞. 基于随机森林回归模型的城投债信用利差影响因素研究[J]. 数学的实践与认识, 2020, 50(12): 311-320.
- [26] 石军, 庄新田, 庄霄威. 房地产市场系统性风险空间关联及溢出效应[J]. 系统工程, 2023, 41(3): 28-46.
- [27] 肖璞, 刘轶, 杨苏梅. 相互关联性、风险溢出与系统重要性银行识别[J]. 金融研究, 2012(12): 96-106.
- [28] 王亚辉. 政府隐性担保与不同担保方式对城投债信用利差影响的实证研究[J]. 华北金融, 2019(9): 4-16, 23.
- [29] 汪伟立. 政府隐性担保与降低债券风险溢价——基于我国城投债的实证研究[J]. 宏观经济研究, 2017(11): 51-59.

- [30] 王伯英. 货币政策冲击、宏观经济变动与信用利差调整[J]. 南方金融, 2018(12): 32-40.
- [31] 袁乐平, 肖妍. 我国城投债发行利差影响因素研究[J]. 中国货币市场, 2017(6): 62-66.
- [32] 徐思, 潘昕彤, 林晚发. “一带一路”倡议与公司债信用利差[J]. 金融研究, 2022(2): 135-152.
- [33] 王立夫, 王一鸣. 债券违约冲击对不同债券市场信用利差的异质性影响[J]. 上海金融, 2021(12): 69-80.
- [34] 聂卓, 席天扬, 刘松瑞, 等. 地方财政压力与融资平台举债——基于“营改增”全面推广的研究[J]. 经济科学, 2023(1): 100-117.
- [35] 王永钦, 刘紫寒, 李嫦, 等. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界, 2015(12): 24-40.
- [36] 范子英, 张军. 粘纸效应: 对地方政府规模膨胀的一种解释[J]. 中国工业经济, 2010(12): 5-15.