

部门杠杆率、政策不确定性、公众预期与风险的跨部门传染 ——基于债券市场的信息转移熵空间计量分析

陈芳 邓飞 朱柳泉 胡琪滢 王乾飞 何烈明 朱勇勇¹

摘要：本文基于我国债券市场数据，采用以信息转移熵方法改进的空间动态面板模型对政府、金融、国企、民企四个部门的风险形成和传染及其关键影响因素进行实证研究。研究发现：金融风险具有明显的路径依赖和部门溢出非对称性，金融部门更易受风险感染；高杠杆并不一定强化风险，而应把握和考量加杠杆背后的“本源”需求，不过应重视杠杆积累带来的风险；债券久期的部门差异逐步扩大，且久期对金融风险的影响日趋显著；政策不确定性对金融风险无显著影响，这很可能是由我国宏观调控政策的内在平衡机制和金融市场主体对政策敏感度不高两方面特征决定的；公众预期与我国宏观经济实际走势基本契合，但其对金融风险影响不显著，反映我国微观主体认知偏差改善，但行为与认知间的逻辑联系仍较为模糊。

Abstract: Using the spatial dynamic panel model improved by the method of information transfer entropy, this paper empirically studies the risk formation, contagion and key influencing factors of the government, finance, state-owned enterprises, and private enterprises based on China's bond market data. Main findings are as follows: Firstly, financial risk spillover follows an endogenous and asymmetric path, and financial sector is more vulnerable to risk infection. Secondly, high leverage does not necessarily increase the risk, which may depend on the "original" demand behind the increase of leverage. However, we should lay stress on the risk of leverage accumulation. Thirdly, the sector difference of bond duration is expanding, moreover, the impact of duration on financial risk is becoming increasingly significant. Fourthly, policy uncertainty has no significant impact on financial risk, which is possibly due to the internal balance mechanism of China's macro-control policy and the low sensitivity of financial market subjects to policy. Finally, public's expectation is basically consistent with the actual economic trend, which reflects that the cognitive bias of micro entities on the economic situation is not large. But the public's expectation index has no significant impact on financial risk, which may show that the logical relationship between behavior and cognition is still vague.

关键词：部门杠杆率；政策不确定性；公众预期；风险部门传染；信息转移熵；空间动态面板模型

声明：中国人民银行工作论文发表人民银行系统工作人员的研究成果，以利于开展学术交流与研讨。论文内容仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行。如需引用，请注明来源为《中国人民银行工作论文》。

Disclaimer: The Working Paper Series of the People's Bank of China (PBC) publishes research reports written by staff members of the PBC, in order to facilitate scholarly exchanges. The views of these reports are those of the authors and do not represent the PBC. For any quotations from these reports, please state that the source is PBC working paper series.

¹陈芳，中国人民银行贵阳中心支行，管理学博士，研究方向为普惠金融、金融风险，celinechenxx@163.com。邓飞，中国人民银行贵阳中心支行，管理学硕士，研究方向为经济金融分析。朱柳泉，中国人民银行贵阳中心支行，工学硕士，研究方向为金融风险。胡琪滢，中国人民银行贵阳中心支行，工学硕士，研究方向为人工智能。王乾飞，中国人民银行贵阳中心支行，经济学硕士，研究方向为宏观经济分析。何烈明，中国人民银行贵阳中心支行，管理学硕士，研究方向为财务分析。朱勇勇，中国人民银行黔东南州中心支行，工学硕士。研究方向为信用体系建设。本文为作者个人观点，不代表人民银行，文责自负。

一、引言

2008年金融危机爆发，深刻揭示了宏观经济体系的错综复杂性、金融部门的系统重要性及其对经济外生冲击的高度敏感性。风险的跨部门传递成为影响金融稳定的关键维度，同时，实现金融稳定也成为诉诸多个宏观管理部门协力合作的共同目标。

金融危机爆发以后，为应对危机带来的不利影响，中国果断实施了积极的财政政策和适度宽松的货币政策，实现了后危机时代中国经济的持续较快增长。同时，随着业务融合不断加强，对监管制度建设提出了新要求，投融资领域的市场秩序有待进一步规范，在此进程中积累了一些金融供给侧结构性问题，并带来了一系列局部风险暴露和系统性风险隐患。

在此背景下，近年来，杠杆率与金融风险之间的关系成为国内外研究的重点，部门杠杆率被视为影响金融稳定的重要变量之一，已被纳入宏观审慎和风险预警系统中。自2008年我国采取了以“四万亿”为代表的财政刺激计划应对金融危机以来，我国宏观杠杆率呈现总体攀升态势，2008-2015年期间杠杆率增长了86.2个百分点，平均每年增长超过12个百分点，直至2015年10月中央提出降杠杆任务，2016年杠杆率仍上升了12.9个百分点，2017年杠杆率仅增长3.8个百分点，2018年则回落0.3个百分点。至此，杠杆率快速攀升的局面得到了有效抑制。但在中美经贸摩擦加剧、经济下行压力加大情况下，2019年杠杆率攀升6.1个百分点（张晓晶，2019）。该现象引发各界对我国部门债务风险及其向系统性金融风险转化的担忧，关于杠杆率触发金融风险的相关研究也越来越多。本文认为，加杠杆是否形成风险，与加杠杆背后的微观驱动因素和宏观经济前置条件密切相关。一方面，在信息不完全背景下，金融市场交易主体的行为是有限认知和不完全理性的，投资者面对有限和复杂信息，风险识别能力不足，受金融市场“羊群效应”影响，投资者个体行为容易演化成群体行为，这是金融风险得以积累的关键内生性因素；另一方面，若加杠杆行为是由实体经济的内在需求所驱动，则高杠杆并不意味着高风险。因此，本文认为，在研究杠杆率对金融风险的影响时，应当将宏观经济环境以及影响投资者决策和行为的政策不确定性、公众预期引导等因素作为重要变量纳入考察范围。

二、文献综述

以下主要从研究方法和风险成因两方面进行金融风险形成及传染相关文献综述。

（一）研究方法以复杂网络分析和未定权益分析等非参数方法居多

从研究方法看，研究风险传染的典型文献可大致分为三类：一是运用复杂网络分析方法。由于金融市场是一个复杂的非线性动力系统，且蕴含丰富的微观样本和时间序列数据，利用复杂网络方法可以捕捉到更多的金融市场内部的复杂关系和演化特点，成为研究金融市场风险传染的常用方法（Kratz等，2018；Du和Escanciano，2016；杨子暉等，2019；邓向荣和曹红，2016）。二是采用未定权

益分析法（CCA）的扩展应用框架。主要是基于市场数据建立国民经济部门的资产负债表，将 CCA 模型拓展至宏观层面，从资产负债表间的关联考察风险在部门间的传导和扩散机制。宫晓琳（2012）利用我国 2000~2008 年相关数据，对宏观金融风险进行测度，并对风险在我国宏观金融网络结构中的传染机制进行了量化分析。三是运用空间计量方法。该方法最初是将空间效应引入传统经济计量分析，应用于城市经济和经济地理学等研究领域。近年来该方法的应用领域越来越广泛，并逐步拓展至金融领域的市场和行业关联性研究。Arnold 等（2013）基于股票收益率数据构建空间滞后模型进行风险预测；Zhu 和 Hui（2010）运用空间误差模型评估中国股票收益率对其他市场收益的影响；程棵等（2012）通过构建空间计量模型分析空间关系对风险传染的影响；李立等（2015）通过构建空间计量经济模型，分析了欧债危机期间多个经济体之间的风险传染；陈秀荣（2018）利用转移熵方法构造有向非对称经济空间权重矩阵对金融风险跨经济体的空间溢出效应进行捕捉与分析，并证实了基于转移熵方法构造空间权重矩阵比传统空间权重矩阵更能有效捕捉信息。

（二）从风险成因看，现有研究一般认为风险源于经济部门的内在脆弱性和部门间的风险关联性，近年来对政策因素和公众预期的关注也越来越多

从对风险成因的研究来看，现有研究普遍认为系统性风险诱因主要包括如下几类：一是自身内在脆弱性。马勇（2016）研究表明，金融杠杆率波动程度的加大会对经济增长和金融稳定带来负面影响；苟文均等（2016）发现债务杠杆的攀升会通过债务和股权渠道推高部门风险水平。二是部门间的关联与互动。李宗怡等（2005）对我国银行业风险通过同业拆借渠道传染进行了实证研究，并发现银行同业市场的传染风险正向银行与其他金融机构尤其是证券公司之间扩散；谢福座（2010）采用 CoVaR 的方法对债券市场和股票市场的风险溢出效应进行了考察，发现股市对债市的风险溢出效应大于债市对股市的溢出。三是政策与监管因素。监管缺位、决策失误等情况都有可能促使金融风险的发生，监管部门是否、何时以及如何改变现行监管政策等政策因素对经济主体投资行为的影响不断增强，成为需要重点考虑的风险诱因之一。孙永强（2018）研究发现，经济政策不确定性提高，会促使微观经济主体产生不确定预期，并从投资端和融资端两种渠道带来金融风险隐患。四是公众预期。行为经济学认为，市场主体行为与“理性人假设”相悖，投资者群体存在过度自省、羊群效应等非理性的心理（周小川，2011），使得投资者在决策时极易受到情绪波动的影响。互联网的飞速发展也加剧了公众情绪的传染力度和范围，可能导致资产价格出现跳跃性波动（李正辉，2018）。杨晓兰等（2016）通过文本构建情绪指数，实证检验了投资者对股票收益的影响取决于投资者情绪。

（三）文献评述及本文创新点

综上所述，既有研究对量化分析金融风险及其在宏观经济体系中的传染，具有重要参考价值，同时也存在一些局限。

一是研究方法上，非参数方法和参数方法均存在可以改进的空间。一方面，

不同的非参数分析方法存在一个共同的不足之处，即该类方法主要用于识别风险，而不能量化分析风险形成和传染的影响因素，很难直观准确地提出防控风险形成及传染的对策建议。具体来看，就 CCA 分析框架而言，由于目前对政府资产负债的概念界定尚不明确，相关研究中缺少内生的政府资产负债表分析，以及一个运用政府资产负债表进行宏观经济分析的系统框架，导致分析结论常常显得片面和不深入（王毅等，2019）；就复杂网络分析而言，由于股票市场数据较易获取，目前大多数文献用股票价格波动刻画和测度金融风险，并在此基础上分析金融市场的风险传染。但是，股票市场参与者未涵盖地方政府，仅利用股票市场信息无法捕捉地方政府行为，因而无从考察地方政府在风险形成和传染中的重要作用。另一方面，有少数文献运用空间计量分析方法弥补非参数方法的不足，但是普遍未脱离“空间”概念，局限于考虑地理单元之间的关联效应；而且，一般假定单元之间的相关性是对称的。

二是从影响风险形成及传染的因素看，还可以从两方面进行补充和完善。

一方面，关于杠杆率对风险的影响，既有文献尚未达成比较一致的结论，存在较大争议。部分专家认为，我国杠杆率过高，系统性金融风险不断加大，应大力推进“去杠杆”；也有部分专家认为，我国国情具有特殊性，在高储蓄率、低外债比例、外汇储备充裕的情况下，即使杠杆率水平较其他国家更高，也不会发生太大风险，应该避免政策反应过度（马骏，2018）。这说明对于杠杆率这一关键因素如何影响风险，仍需要更进一步的实证研究。另一方面，国内对政策不确定性和公众预期等相关问题的关注由来不久，当前主要关注某一项政策调整对微观经济主体行为和宏观经济变量的冲击影响，少有学者将政策不确定性作为一个政策环境变量引入风险模型开展实证分析。

三是从情景设定看，现有相关研究一般基于宏观经济处于一个稳定状态的假设开展分析，忽略了宏观经济前置条件对经济变量关系的重要影响。从经济现实情况看，我国经济自 2015 年由高速增长区转入中速增长区，GDP 增速回落至 7% 以下，加之世界经济形势愈发复杂、中美贸易摩擦、债务压力加剧等多方面因素叠加影响，我国经济进入“L”型调整阶段，这一时期经济金融的各方面表现和影响因素作用机理等与经济高速增长期是有明显区别的，忽略这一因素会导致研究结果产生偏差。

基于上述考虑，本文试图从以下几方面对相关研究领域作出一些边际贡献：一是从研究方法上，以国民经济部门为研究单元，假设以不同部门为发行主体的资产价格是相互影响的，以各部门资产价格的联动关系刻画部门间的相关性，构造有向非对称的空间权重矩阵，将其运用于空间动态面板模型中进行跨部门的金融风险传染及影响因素研究。二是从样本数据和周期划分上，基于债券市场的交易数据，以债券市场发行主体为研究对象，将样本划分为地方政府、民营企业、国有企业、金融机构 4 个部门，通过各个部门债券价格的联动性，考察部门之间的风险传递；同时基于数据分析发现的结构性特征，将样本区间划分为两个阶段，充分考虑不同宏观形势下变量关系的转变，分别对不同经济形势下风险传染情况

和作用机制进行分析。三是从影响因素看，一方面将部门宏观杠杆率作为影响风险形成和传染的外生因素而非风险本身，考察部门债务负担对风险形成和风险传染的影响；另一方面，将债券久期（分部门）、政策不确定性、公众预期作为影响风险的关键因素，运用文本挖掘方法构造公众预期指数，考察政策不确定性和公众预期对风险形成和传染的影响。

三、方法及模型介绍

（一）基于信息转移熵的空间计量模型

简单地讲，空间经济计量分析就是将空间效应（包括空间相关性和空间异质性）纳入经典的经济计量模型。本课题中，借鉴空间经济计量分析的逻辑和方法研究部门间的风险溢出，相当于将部门效应引入经典的经济计量模型。与普通空间计量模型的区别在于，本文构造的空间权重矩阵是基于部门之间的信息转移熵，而非空间单元间的“依地理（或经济）距离递减”关系。

1. 几种常见的空间计量模型

在经济计量模型中，空间相关性一般设定为变量的空间自相关形式，即通过在模型中加入空间滞后因子变量，将空间相关性纳入经典经济计量模型。

空间自回归模型（SAR, Spatial Autoregressive Model）。即在模型中设置因变量空间自相关项，用于分析一个机构、部门或地区的经济行为受其它机构、部门或地区经济行为溢出影响的情形。模型设定形式如下：

$$y = \lambda W y + X \beta + \varepsilon \quad (5)$$

其中， X 是 $N \times K$ 的控制变量矩阵， β 是控制变量参数， λ 为因变量空间自相关系数， ε 是随机扰动项，满足正态独立同分布条件。

空间误差模型（SEM, Spatial Error Model），即在对模型的误差项设置空间滞后项。该模型适用于分析机构、部门或地区之间的相互作用因所处的相对位置或环境不同而存在差异的情形。

空间误差自回归模型的设定形式为：

$$y = X \beta + u, \quad u = \rho W u + \varepsilon \quad (6)$$

其中，误差项 u 由其空间自相关项 Wu 和正态独立同分布的随机扰动项 ε 组成， ρ 为空间误差自相关系数。

此外，还可在模型中设定自变量的空间相关性，这种模型成为空间杜宾模型（Spatial Durbin Model, SDM），其模型设定形式如下：

$$y = \rho W y + X \beta + W X \xi + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I) \quad (7)$$

广义空间模型（GSM, General Spatial Model）是指包含了上述所有自相关结构的模型。其模型形式如下：

$$y = \lambda W_1 y + X \beta + W_2 X \xi + u, \quad u = \rho W_3 u + \varepsilon \quad (8)$$

其中， W_i ($i=1,2,3$) 是空间权重矩阵， ε 为满足正态独立同分布的随机扰动项。

2.空间效应的度量——基于信息熵的空间权重矩阵

在空间经济计量研究中,空间效应的度量一般遵循距离衰减原则,也就是说,两个观测单元间的空间距离越近,二者的空间关系也就越密切(Anselin 和 Getis, 1992)。随着经济金融联系的不断强化,经济金融单元间的关系也呈现出日趋复杂的特征,为有效捕捉空间单元间的交互影响,相关学者不断探索提出基于经济、社会等复杂因素构建空间权重矩阵的方法。如,空间单元间的经济发展差距、贸易关系、资金往来等。本课题构造一个基于不同部门债券交易价格信息转移熵的空间权重矩阵。

熵最初是由 Rudolf Clausius 提出的热力学概念,用来刻画物质体系的混乱程度,混乱度越大则系统的熵值越大。1948年,Shanon 将熵的概念用于信息论中,用来描述信源总体的不确定度,以解决信息的量化度量问题。随后,熵被广泛应用于人工智能、天体物理等众多领域中。对于一个连续的随机变量 $X: \{x_1, x_2, \dots, x_i\}$, $p(x)$ 表示 X 的概率密度函数,则 X 的信息熵定义如下所示:

$$H(X) = -\sum p(x_i) \log p(x_i) \quad (9)$$

信息熵值越大,说明序列的不确定程度越大。对于二元系统 $X: \{x_1, x_2, \dots, x_i\}$ 与 $Y: \{y_1, y_2, \dots, y_i\}$, 二者间的交互情况可以用互信息 $I(X; Y)$ 衡量。

$$I(X; Y) = H(X) - H(X|Y) = \sum_{x \in X} \sum_{y \in Y} p(x, y) \log \frac{p(x, y)}{p(x)p(y)} \quad (10)$$

其中, $p(x, y)$ 表示二者的联合概率密度函数。互信息反映两个变量之间的统计依赖程度,互信息越大,说明变量之间包含的共同信息越多。对应的,有

$$I(Y; X) = H(Y) - H(Y|X) = \sum_{y \in Y} \sum_{x \in X} p(y, x) \log \frac{p(y, x)}{p(x)p(y)} \quad (11)$$

由公式可知, $I(X; Y) = I(Y; X)$, 即从 X 中获取 Y 的信息量与从 Y 中获取 X 的信息量是等量的,说明互信息不具备方向性,仅能反映变量间互相包含的情况,却无法反映信息的动态流动性。对此,德国学者 Thomas (2000) 提出了转移熵的概念,用来量化测量时间序列间的有向信息流,判断时间序列之间的非线性因果关系,受到广泛关注。转移熵定义如下:

$$T(X \rightarrow Y) = I(X, Y | Y_{T+1}) \quad (12)$$

其中, X 、 Y 表示两序列的历史状态变量, Y_{T+1} 表示序列 Y 的未来状态,转移熵测量的是变量间实际可预测的转移量。国内现有的研究中,主要是将转移熵应用于对股票市场的分析。如,徐梅(2015)等人以转移熵为工具,检验股票市场的有效性;史文彬(2016)在转移熵的基础上提出有向耦合性交叉置换熵,来量化不同股票指数之间耦合性的强度。但转移熵也面临参数协调性问题,为解决这一问题,陈悦辰(2014)、康静(2014)在计算转移熵之前,先对序列进行符号化,再利用转移熵方法计算两个时间序列间的信息传递,明显提高了方法的适用性。

考虑到符号化转移熵的方法能简便有效地提取非线性系统的特征,计算时间序列的相关关系,因此,本文采用这一方法来构建有向加权的空间权重矩阵,描述不同国民经济部门间进行信息传递的有向非对称关系。

符号化转移熵的思路如下：假设存在两个平稳时间序列， $X: \{x_1, x_2, \dots, x_t\}$ 与 $Y: \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ 。首先，通过符号化操作，把连续的空间状态划分为离散的元胞。具体的，本文采用排列熵的符号化方法，此方法具有计算简单、抗噪声能力强、对时间的敏感性高、对突变信息识别性好等优点。引入划分 $N = (N_1, N_2, \dots, N_{n-1})$ （其中， $n > 1$ ）将原始时间序列 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 分割成 n 个互不重叠的区间，每个区间用不同的符号或数值表示，则可将数据序列 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 转化为符号序列 $\{I_t, t=1, \dots, T\}$ 和 $\{J_t, t=1, \dots, T\}$ ，即对原始序列按不同的阈值来划分，根据数据落入的区间来将数据映射到对应的符号标记。对每一个重构的向量 I_t 和 J_t 进行排序工作。然后，统计每种符号的出现次数得到各个状态转移概率，根据转移熵计算公式得到序列 $J \rightarrow I$ 的信息流动，即

$$T_{J \rightarrow I} = \sum p(i_{t+1}, i_t^{(k)}, j_t^{(l)}) \log \frac{p(i_{t+1} | i_t^{(k)}, j_t^{(l)})}{p(i_{t+1} | i_t^{(k)})} \quad (13)$$

其中， i_t 和 j_t 分别表示 t 时刻 I 和 J 出现的值， i_{t+1} 为其滞后一期的值。 p_i 为事件 i 发生的概率， $p(i_{t+1}, i_t^{(k)}, j_t^{(l)})$ 、 $p(i_{t+1} | i_t^{(k)}, j_t^{(l)})$ 、 $p(i_{t+1} | i_t^{(k)})$ 分别表示联合概率密度函数和条件概率密度函数。 $j_t^{(l)}$ 和 $i_t^{(k)}$ 分别表示 l 阶和 k 阶马尔科夫过程，通常情况下，我们设定 $k = l = 1$ ，即考察对下一期信息不确定的影响，则此时转移熵计算的是 t 时刻序列 J 的值为已知时，对下一时刻序列 I 的值的的不确定度的消除。对应的，可得序列 $I \rightarrow J$ 的转移熵，即

$$T_{I \rightarrow J} = \sum p(j_{t+1}, j_t^{(k)}, i_t^{(l)}) \log \frac{p(j_{t+1} | j_t^{(k)}, i_t^{(l)})}{p(j_{t+1} | j_t^{(k)})} \quad (14)$$

从式中可以看出，对于二元系统而言， $J \rightarrow I$ 的转移熵不一定等于序列 $I \rightarrow J$ 的转移熵。符号化转移熵既描述了两个时间序列间的相关关系，而且由于其具有非对称性，又能很好地捕捉到序列间动态的信息传递情况，能度量序列间的方向信息和动态信息。转移熵 $T_{J \rightarrow I}$ 越大，说明序列 J 对序列 I 的影响越强。本文采用符号化转移熵，计算分部门风险间的有向溢出效应，有效度量了一个部门风险变化对另一部门风险波动的影响，溢出效应是非对称的，打破了传统空间权重矩阵为对称矩阵的假定，更符合现实经济活动特征。

（二）政策不确定性和公众预期指数

1. 政策不确定性

本文同时将宏观综合政策不确定性和经济政策不确定性纳入模型，旨在体现宏观政策环境和经济领域专项政策对市场交易主体行为的影响差异。

针对宏观综合政策不确定性指数的研究较少，目前得到较为广泛应用的是 Weifeng Zhong 和 Julian TszKin Chan（2018）提出的政策变动指数（PCI）。两位作者认为，刊登在人民日报上的文章具有重要政策含义，而头版文章所指向的政策具有最高优先级别，他们通过机器学习算法处理人民日报数据，检测报道中政策问题优先排序的变化，提出了政策变动指数，该指数每个季度更新一次，并在互联网上发布，具有较好的拟合效果。

经济政策不确定性指数最早由 Baker 等（2013）编制，通过筛选新闻报道中

与经济政策不确定相关的关键词，得到与经济政策不确定性相关的文章数目，构建出政策不确定性指标。后来，Baker 等(2016) 编制了世界主要经济体的政策不确定性指数，在学术界得到了广泛运用。Yun Huang 和 Paul Luk (2018) 通过 10 份大陆报纸对中国政策不确定性进行了重构，编制了中国经济政策不确定性分类指数。

综合考虑，本文宏观综合政策不确定性沿用 Weifeng Zhong 等按月发布的中国政策变动指数²，经济政策不确定性指数沿用 Baker 等按月发布的中国经济政策不确定性指数³。

2. 公众预期指数的构造

(1) **数据来源。**考虑到新浪财经的专业性、权威性、代表性，本文选择新浪财经网站刊登的专栏评论作为公众情绪分析的文本来源。通过爬虫程序，获取了新浪财经从 2011 年 1 月 1 日-2019 年 3 月 31 日 49039 篇财经相关专栏评论，基于此完成情绪识别。

(2) **数据处理。**本文使用基于词典和规则的情绪识别方法完成专栏评论的情绪分析。具体处理过程如下：第一步，通过金融市场相关词频建立清洗规则，剔除不能表达投资者对于经济政策波动情绪的的专栏评论，共保留 20712 篇专栏评论；第二步，建立基准情绪词典，这里选择使用 HowNet 情绪词典，这也是中文情感词典资源方面国内较为全面知识库，其中积极情绪词典⁴将用于对文本做积极情绪识别，相应的消极情绪词典⁵将分析文本中的消极情绪倾向；第三步，利用 jieba 第三方库，对评论文本进行分词；第四步，基于停用词词库，去掉分词结果中类似“的”、“是”等不带情绪的词语；第五步，计算文本情绪倾向值，根据分词结果与情绪词典中词汇进行比对，判断该词是否为情绪词，成功匹配后继续判断该情绪词前是否存在程度副词及反问词。通过识别积极/消极情感词、程度副词、否定词等计算文本的情绪倾向值，具体公式为：

$$Expect_{i,t} = W_r * \left\{ \sum_i^m \left[\left(\prod_{j=1}^{n_1} W_{p_j} \right) * \left(\prod_{t=1}^{n_2} W_{n_t} \right) * W_{s_i} \right] \right\} \quad (15)$$

其中， $Expect_{i,t}$ 为专栏评论情感倾向分数， m 为评论的情感词数目， n_1 和 n_2 分别为第 i 个情感词前面程度副词数量和否定副词数量； W_p 和 W_n 分别为对应情感词前面的程度副词分值和否定副词分值。 W_r 和 W_s 分别为对应帖子标题的各情感词分值、反问词分值（张成功等，2012；李晨等，2017）。

²中国政策变动指数按月发布在 <https://policychangeindex.org/>

³中国经济政策不确定性指数按月发布在 <http://www.policyuncertainty.com/>

⁴包含词汇：突出、助益、高精度、坚决、中肯、积极、期望、狠抓、强势、敏锐等 4566 个词汇。

⁵包含词汇：压坏、无希望、劣势、严重、可容忍、未得到、不便、难达成、蔓延等 4370 个词汇。

四、模型、变量及数据说明

(一) 模型设定

本课题研究政府、金融机构、企业部门间的风险传染，考虑到国企和民企行为存在显著差异，我们将企业部门划分为国企部门和民企部门，因此，课题考察的是政府、金融机构、国企和民企四个部门间经济互动所带来的风险传染。为了充分提取高频交易数据中的信息，并避免纯粹的复杂网络模型在量化考察影响机制上的局限性，我们将信息论与空间计量分析方法相结合，利用信息论中的信息转移熵思想对空间权重矩阵构造方法进行扩展。一般空间动态面板模型形式如下，该模型将因变量空间相关性、自变量空间自相关和误差项空间相关均纳入考虑：

$$Y_{i,t} = \alpha + \gamma Y_{i,t-1} + \rho WY_{i,t} + \beta_1 Lev_{i,t} + \beta_2 WLev_{i,t} + \beta_3 PCI_{i,t} + \beta_4 EPUI_{i,t} + \beta_5 Expec_{i,t} + \beta_6 D_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

其中， $Y_{i,t}$ 、 $Y_{i,t-1}$ 分别表示部门 i 发行的债券在 t 期和 $t-1$ 期的价格波动率； $Lev_{i,t}$ 为部门 i 在 t 期的宏观杠杆率； W 为基于信息转移熵的空间权重矩阵，衡量债券价格波动在不同部门之间的联动关系； $PCI_{i,t}$ 为 t 期宏观综合政策不确定性指数， $EPUI_{i,t}$ 为 t 期的经济政策不确定性指数， $Expec_{i,t}$ 为 t 期的公众预期指数，假设 $PCI_{i,t} = PCI_{j,t}$ ， $EPUI_{i,t} = EPUI_{j,t}$ ， $Expec_{i,t} = Expec_{j,t}$ ，即对于不同部门而言，面临无差异的宏观综合政策不确定性、经济政策不确定性和公众对经济形势的预期指数⁶； $D_{i,t}$ 部门 i 在 t 期的修正久期。 ρ 为因变量债券价格波动率的部门相关性系数； β_1 为部门杠杆率对债券价格波动率的影响系数； $WLev_{i,t}$ 为杠杆率的空间滞后因子（本课题中“空间”即“部门”），其系数 β_2 衡量杠杆率对债券价格波动率的跨部门影响。

(二) 变量及数据说明

1. 资产价格波动率 (Y)

为从债券市场信息中有效提取反映各部门金融活动和风险状况的数据，我们收集各类主体发行的债券的逐笔交易明细，考虑到数据可得性等因素，选择样本区间为 2011 年 3 月至 2019 年 3 月。在此基础上统计各部门债券当月的成交均价，根据月度价格的一阶对数差分算出债券价格月度波动率。计算公式如下：

$$Y_{i,t} = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1} \quad (17)$$

其中， $Y_{i,t}$ 为部门 i 发行的债券在 t 期相对于 $t-1$ 期的价格波动率， $i=1,2,3,4$ ，分别代表政府部门、金融机构、国企部门和民企部门。 $P_{i,t}$ 和 $P_{i,t-1}$ 分别表示部门 i 发行的债券在 t 期和 $t-1$ 期的成交均价。

⁶鉴于三方面原因，我们对宏观综合政策变动指数、经济政策不确定指数和公众预期未作部门区分，即在每一个时点，各个部门面对着同样的宏观综合政策变动状况、经济政策不确定性和公众预期：一是公众对不同部门政策的认知趋同。一般而言，公众不会严格区分政策的出台部门，不同部门出台的政策背后都代表着政府信用和相应的政策意图。二是不同政策间的交互影响日趋增强。由于部门间的经济金融关系越来越错综复杂，政策间的交互影响也越来越明显，导致对政策进行部门划分的可行性和必要性也逐步降低。三是政策信息化趋势。近年来，由于互联网高速发展，信息传递在政策引导中的影响越来越大，政府通过信息型政策工具，搭建社会组织信息平台，加强了信息传递对公众认知的趋同化影响，也弱化了政策影响的部门差异。

$$P_{i,t} = \frac{\sum_{k=1}^n (p_{i,k,t} * \frac{q_{i,k,t}}{\sum_{k=1}^n q_{i,k,t}})}{\sum_{k=1}^n q_{i,k,t}} \quad (18)$$

其中， $p_{i,k,t}$ 为部门 i 发行的债券 k 在 t 期的交易价格， $q_{i,k,t}$ 为部门 i 发行的债券 k 在 t 期的交易量。

2. 债券修正久期 (D)

为了控制债券剩余偿还期限、息票利率等因素不同对债券价格波动的影响，本文将分部门的债券修正久期作为控制变量纳入模型，计算方法如下：

首先，从 Wind 上获取单只债券的修正久期 D_{it} ；

然后，对单只债券久期进行加权求和，得到分部门的平均债券久期，计算公式为

$$D_{Pt} = \sum_{i=1}^n \frac{V_{it}}{V_{1t} + V_{2t} + \dots + V_{nt}} D_{it} \quad (19)$$

其中， D_{Pt} 部门 P 在 t 时刻的修正久期， D_{it} 是第 i 只债券在 t 时刻的修正久期， V_{it} 为该债券的市值。即将该部门的全部债券视为一个债券组合，以单只债券市值占组合总市值的比重作为该只债券久期的权重，对所有债券的久期进行加权求和。

本文各个变量的定义、数据来源及处理过程详见表 1。

表 1 变量、数据来源及处理过程说明

变量	数据来源	原始数据	数据处理过程
资产价格波动率(γ)	Wind	2009年1月7日至2019年6月7日的政府债券(国债和地方政府债)、金融机构债券(商业银行债、商业银行次级债、同业存单、政策性银行债、保险公司债、证券公司短期融资债券、证券公司债、其他金融机构债)、国企信用债(央企和地方国企信用债)、民企信用债的月均价数据和交易量数据。	1. 按月逐笔采集2010年9月以来各支债券的成交价和交易量，根据交易量对价格做加权平均。 2. 利用式(17)计算价格波动率。 3. 将各部门的月度加权价格均值转化成季度均值。
修正久期(D)	Wind	2009年1季度至2019年1季度的政府债券(国债和地方政府)、金融机构债券(商业银行债、商业银行次级债、同业存单、政策性银行债、保险公司债、证券公司短期融资债券、证券公司债、其他金融机构债)、国企信用债(央企和地方国企信用债)、民企信用债的季度收盘价修正久期数据。	1. 按季度逐笔采集2009年1季度以来单只债券的收盘价修正久期。 2. 以同一时点单只债券的发行总额占分部门整体总额的占比计算权重。 3. 利用计算的权重对单只债券修正久期进行加权求和得到整个分部门的修正久期。

宏观杠杆率 (Lev)	国家资产负债表研究中心 (CNBS)	2011年一季度至2019年一季度的政府、金融、非金融企业部门宏观杠杆率 ⁷ 。	1. 引用 CNBS 的政府、金融部门宏观杠杆率数据； 2. 根据 Wind 的国企和民企信用债余额比例，计算国企与民企部门的债务比，将其各自的债务占比作为权重，乘以 CNBS 的非金融企业部门宏观杠杆率，得到国企与民企部门各自的宏观杠杆率。
	Wind	2011年一季度末至2019年一季度末国企和民企信用债余额数据。	
宏观综合政策变动指数 (PCI)	Bates White Economic Consulting	2011年1月至2019年3月的中国政策变动指数。	根据月度数据求季度均值，得到中国政策变动指数的季度数据。
经济政策不确定性指数 (EPU)	圣路易斯联邦储备银行	2011年1月至2019年3月的中国经济政策不确定性指数。	根据月度数据求季度均值，得到中国政策变动指数的季度数据。
公众预期指数 (Expec)	新浪财经	通过爬虫程序，获取了新浪财经从2011年1月1日-2019年3月31日49039篇财经相关专栏评论。	详见本文“三（二）公众预期指数的构造”。

（三）主要变量特征描述

1. 债券价格波动率

分部门的债券价格波动情况如图 1 所示，呈现出如下特征：一是国企债券价格波动范围最小。国企部门拥有政府信用背书，市场认可度高、预期稳，因此价格波动相对较小，波动范围仅为[-2.15%,1.86%]。二是政府债券价格波动范围略大于国企债券。从波动范围看，政府部门债券价格波动范围为[-2.46%,2.87%]，高于国有企业；从变动趋势看，2015 年来政府部门债券价格波动率明显高于国企和金融部门。主要是地方政府债价格与地方政府财力、债务水平等因素高度相关。近年来，尤其是国发[2014]43 号文出台以来，政府债券价格波动加大。三是民营企业债券价格波动幅度最大。民营企业债券价格平均波动幅度为 1.03%，是国企债券价格平均波动幅度的 1.58 倍，其价格的波动范围为[-8.01%,3.56%]，也远高出其他三个部门。可见，民企债券价格对企业经营情况、市场行情、政策调整等因素变动更为敏感，价格波动更为剧烈。

2. 债券修正久期

分部门久期水平及其变动趋势如图 2 所示，显示如下特征：一是政府和金融部门债券的久期水平相当，高于国企和民企部门，民企部门久期水平最低，这说明政府和金融部门债券价格对利率变动的敏感性较高，民企债券价格对利率变动的敏感性最低；从市场需求端看，也反映了投资者更为偏好长久期的政府和金融

⁷计算公式为：杠杆率=各部门债务/名义 GDP。其中，中央政府债务为国债余额；地方政府债务为地方债和地方政府的其他债务，2018 年之前包含一部分融资平台债务，与非金融企业债务重合的部分已从非金融企业部门去掉；金融部门债务为其他存款性公司对其他存款性公司负债、对其他金融性公司负债和债券发行；非金融企业债务包括企业贷款、企业债、信托贷款、委托贷款、未贴现银行承兑汇票和境外债务，其中包括部分地方政府融资平台的债务。

部门债、短久期的民企债。二是各部门债券久期普遍呈下行趋势，尤其民企下降幅度最大。这表明各部门债券价格对市场利率的敏感性是趋于下降的，其中民企债券对利率的敏感度下降最明显，可见，单从利率风险看，债券市场各部门风险处于下行趋势，且民企债券的利率风险最低；从市场需求端看，也反映了债券投资者风险偏好趋于降低。

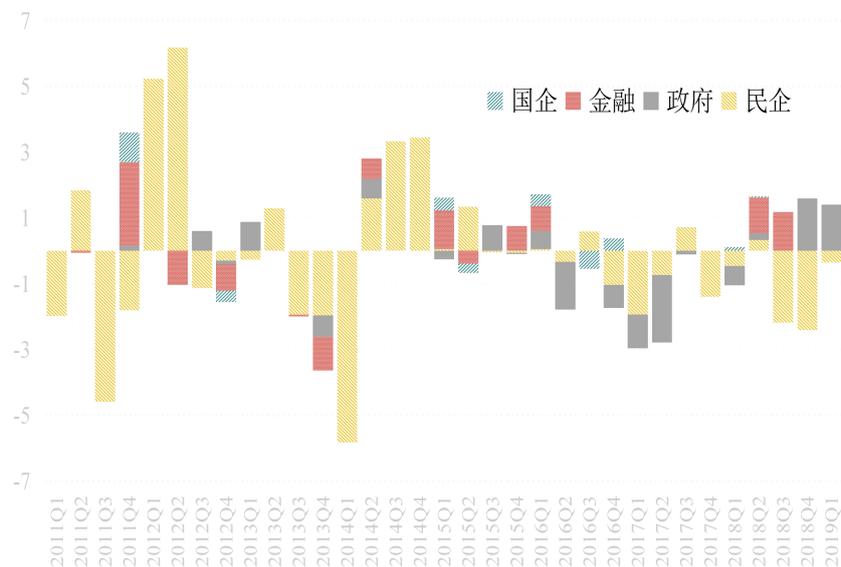


图1 各部门债券价格波动趋势

数据来源：根据Wind数据整理

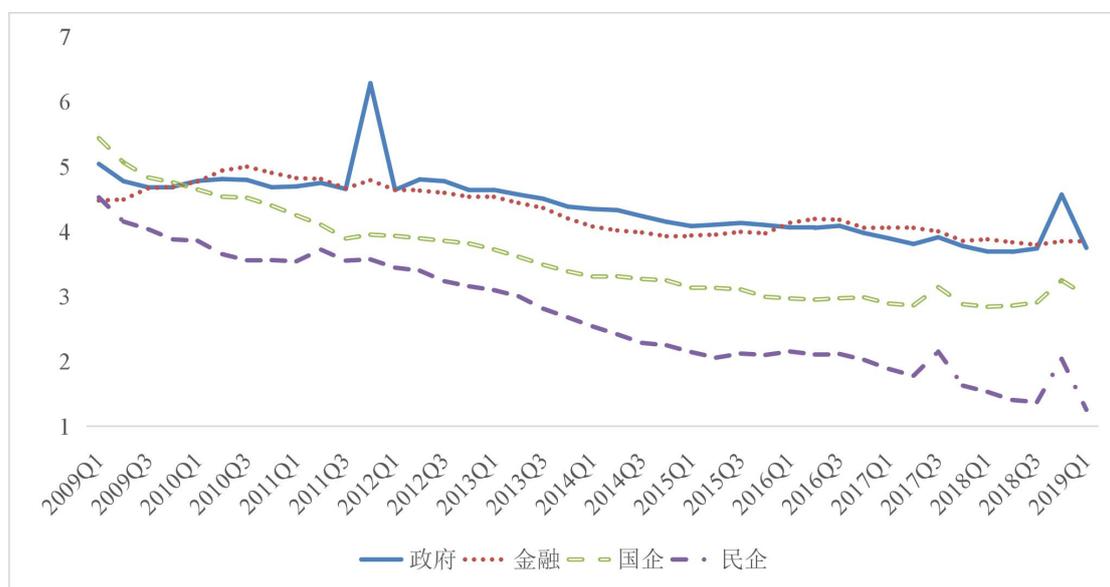


图2 各部门债券修正久期变动趋势

数据来源：根据Wind数据整理

3.公众预期指数

根据上述方法计算得到的公众预期指数如图3所示。结合经济背景分析公众情绪识别结果可知，本文基于词典的情绪分析方法可有效捕捉专栏评论中的公众情绪。如，2011年是“十二五”规划的开局之年，各项政策措施纷纷出台，为

经济社会发展营造了良好态势，社会情绪高涨，由图可看出 2011 年第一季度公众情绪倾向值居于高位。2012 年下半年，宏观经济呈现出国内需求降温，部分行业产能过剩，市场情绪走低，公众情绪倾向值在 2012 年第四季度下行至低位。2013 年，央行宣布自 2013 年 7 月 20 日全面取消贷款利率管制，利率市场化加快推进，相关政策逐步落地，市场预期逐渐明朗，公众情绪在 2013 年第三、四季度回温。2015 年下半年以来推行的“三去一降一补”供给侧结构性改革，呈现出“传统需求持续下降、新的市场需求有待培育”的局面，同期公众预期指数震荡下行。2017 年下半年以来推行的金融强监管政策叠加经济下行压力持续加大形势，公众情绪在 2017 年底跌入谷底。随着货币政策的结构性和边际微调，2018 年以来公众情绪稳步走强。

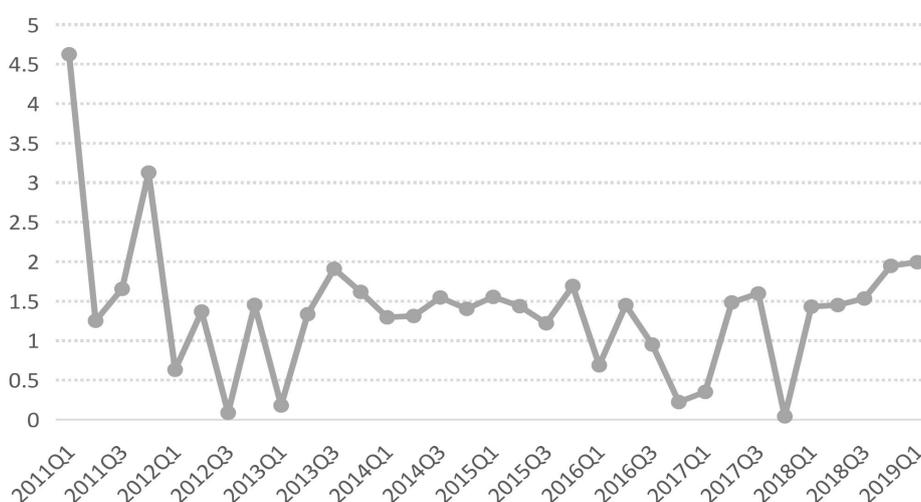


图 3 公众预期指数

数据来源：基于新浪财经专栏评论，采用情绪分析方法计算

4.各部门空间权重矩阵求解

本文采用符号化转移熵方法对分部门空间权重矩阵求解，以两两经济部门间的转移熵作为权重矩阵的元素，且设置矩阵对角线为 0，即认为部门对其自身没有影响。由于转移熵的非对称性，我们得到的空间权重矩阵也将有别于常规的对称性权重矩阵，更贴近于现实情况。

$$\begin{matrix} & G & F & S & P \\ \begin{matrix} G \\ F \\ S \\ P \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0 & T_{G \rightarrow F} & T_{G \rightarrow S} & T_{G \rightarrow P} \\ T_{F \rightarrow G} & 0 & T_{F \rightarrow S} & T_{F \rightarrow P} \\ T_{S \rightarrow G} & T_{S \rightarrow F} & 0 & T_{S \rightarrow P} \\ T_{P \rightarrow G} & T_{P \rightarrow F} & T_{P \rightarrow S} & 0 \end{bmatrix} & & & \end{matrix} \quad (20)$$

采用各经济部门发行债券的价格波动率，首先对数据进行符号化处理。本文设定离散份数为 35 份，将 4 个部门的波动率 $\{G, F, S, P\}$ 根据自身序列阈值区间映射到相应的符号区，得到符号化后的时间序列 $\{G', F', S', P'\}$ 。符号化后，根据如下公式计算部门间转移熵。

$$T_{j \rightarrow i} = \sum p(i_{t+1}, i_t^{(k)}, j_t^{(l)}) \log \frac{p(i_{t+1} | i_t^{(k)}, j_t^{(l)})}{p(i_{t+1} | i_t^{(k)})} \quad (21)$$

其中， P_i 表示事件 i 发生的概率，在实际操作过程中， P_i 等于元素 i 出现的频率。计算结果如表 2 所示。

表 2 各部门间的信息转移熵

	国企	民企	金融	政府	平均转移熵
国企		1.479275	1.556549	1.601223	1.54568
民企	1.380031		1.23776	1.422722	1.34684
金融	1.447014	1.211558		1.393797	1.35079
政府	1.679166	1.474078	1.512921		1.55539

由表 2 可知，部门间风险传递具有明显的非对称性，具体而言具有如下特征：一是政府和国企部门的对外风险溢出效应较大，金融和民企部门的对外风险溢出效应相对较小。政府、国企、金融和民企部门对其他 3 个部门的平均转移熵分别为 1.56、1.55、1.35 和 1.35。二是政府向金融部门的风险传递效应大于金融部门向政府的传递效应。金融部门对政府的转移熵为 1.39，而政府对金融部门的转移熵为 1.51。三是国企与金融部门的风险依存度明显高于民企与金融部门的风险依存度。金融部门向国企的风险传递效应（1.45）大于金融部门向民企的风险传递效应（1.21），同时国企向金融部门的风险传递效应（1.56）大于民企向金融部门的风险传递效应（1.24）。四是国企与政府的风险依存度明显高于民企与政府的风险依存度。国企向政府部门的风险传递效应（1.60）大于民企向政府部门传递效应（1.42），同时政府向国企的风险传递效应（1.68）也大于政府向民企传递效应（1.47）。

五、模型检验及估计

（一）事前检验

通过一系列模型设定检验，发现样本呈现出下列特征：

1. 变量关系存在明显的阶段性变化特征，拐点大致出现在 2015 年初

一是通过对资产价格波动率、杠杆率等核心变量进行单变量趋势分析发现，无论是部门资产价格波动还是部门杠杆率，在 2015 年前后呈现出较为明显的趋势性转换。如，2015 年以来，各部门加杠杆速度明显加快（图 4），但债券价格波动幅度明显收敛（图 1）。二是通过对不同时间长度的样本运行同一模型估计程序，发现 2015 年前后的模型估计结果存在非常显著的差异，变量间关系发生了明显的数量甚至方向转变，后文会对相关结果进行详细解读。三是通过对模型进行空间（即部门）相关性检验，发现 2015 年前后，风险的部门相关性也从“不显著”变为“显著”。基于上述三点特征，我们将全部样本按时间划分为第一阶段样本（2011Q1-2014Q4）和第二阶段样本（2015Q1-2019Q1）进行分段估计，以考察我国债券市场风险演化过程中的结构性变动特征。此外，本文检验发现的趋势性转换点与我国经济增长的阶段性拐点较为契合。统计数据显示，我国 GDP 增速于 2015 年降至 7% 以下，此后由于面临的内外部冲击较为复杂，经济重回高速增长

区间的压力持续加大。

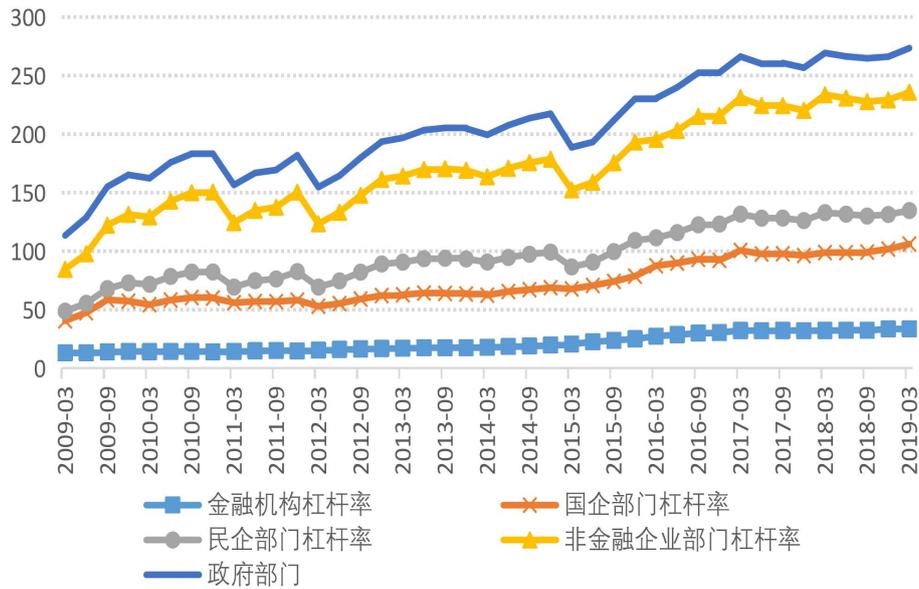


图4 各部门宏观杠杆率（单位：%）

数据来源：根据CNBS和Wind数据整理

2.债券久期部门差异呈扩大态势，且久期对债券价格波动的影响趋于显著。久期是反映债券价格对市场利率敏感度的指标，常用来分析单只债券或债券组合的利率风险。由于债券价格变动可能受到久期的影响，一般而言，久期越长，债券价格波动性越高。假设不同部门发行债券的久期存在显著差异，那么，以未根据久期调整的价格波动性作为风险代理变量，可能导致久期较长的债券风险被高估。若该假设成立，则需要模型中对久期因素进行控制。对此，我们进行了一系列检验和论证。结果显示：一是久期的部门差异确实存在，政府和金融部门债券的久期水平相当，高于国企和民企部门，民企部门久期水平最低，且差异呈扩大态势（图2）。二是久期对债券价格的影响在第一阶段不显著，到第二阶段变得显著。我们以部门债券久期作为解释变量，纳入以部门债券价格波动率为被解释变量的面板模型和空间动态面板模型中，全样本估计结果显示，无论是简单的面板模型还是空间动态面板数据模型，久期变量的估计系数均不显著。但分阶段看，久期对风险的影响在第二阶段变得显著。可见，有必要在模型中考虑久期差异对债券价格波动率的影响。

3.采用基于信息转移熵的空间动态面板模型，空间（即部门）相关性形式设定为空间自回归模型（SAR），个体效应选择固定效应

由于因变量资产价格波动率存在显著的路径依赖性，使得模型具有较强的内生性问题，因此我们采用 Han-Philips (2010) 提出的 GMM 方法估计空间动态面板模型。Wald 检验结果显示，各模型存在显著的固定效应（见表 3-表 5 中的 Wald 检验结果）；通过对比固定效应和随机效应模型估计结果，发现两者不存在显著差异，即选择任一设定方式都可，由于固定效应模型的估计结果稳健性较高，因

此，本文选择固定效应（FE）模型。从模型估计方法的可行性看，目前可用的空间动态模型估计方法仅适用于 SAR 和 SDM 模型；从模型对研究需求的适用性看，空间自回归模型（SAR）适用于研究当一个机构、部门或地区的经济行为受临近机构、部门或地区经济行为溢出影响的情形，空间误差模型（SEM）适用于分析机构、部门或地区之间的相互作用因所处的相对位置或环境不同而存在差异的情形，本研究关注的是不同部门之间因经济行为相互影响而产生的溢出效应，因此选择包含自变量（杠杆率变量）空间滞后项的 SAR 模型进行实证分析。综合模型估计方法的可行性和模型对研究需求的适用性，本文采用包含自变量（杠杆率变量）空间滞后项的 SAR 模型进行实证分析。

（二）估计结果

全样本（2011Q1-2019Q1）、第一阶段样本（2011Q1-2014Q4）和第二阶段样本（2015Q1-2019Q1）的估计结果如表 3-表 5 所示。

表 3 基于信息转移熵的空间动态面板模型估计结果

（全样本区间：2011Q1-2019Q1；SAR；固定效应；GMM 估计方法）

变量	模型O1	模型O2	模型O3	模型O4
$Y_{i,t-1}$	0.3855*** (3.90)	0.3854*** (3.77)	0.3961*** (4.13)	0.3870*** (3.82)
$WY_{i,t}$	0.1739*** (8.45)	0.1716*** (8.23)	0.1717*** (8.18)	0.1727*** (8.45)
$Lev_{i,t}$	-0.0200 (-0.76)	-0.0145 (-0.53)	-0.0019 (-0.07)	---
$Lev_{i,t-2}$	0.0338 (1.33)	0.0392 (1.48)	---	0.0285 (1.24)
$PCI_{i,t}$	0.3060 (0.08)	0.6956 (0.18)	1.0993 (0.29)	---
$EPU_{i,t}$	-0.0735 (-0.67)	-0.0007 (-0.65)	-0.0002 (-0.19)	---
$Expec_{i,t}$	-0.0068 (-0.04)	-0.0175 (-0.10)	-0.0050 (-0.03)	---
$D_{i,t}$	---	0.3298 (0.77)	0.1555 (0.37)	0.3877 (0.96)
常数项	-0.2786 (-0.30)	-1.3870 (-0.81)	-0.2448 (-0.16)	-1.7852 (-1.27)
样本量	128	128	128	128
AR^2	0.3980	0.3934	0.3947	0.4088
LL	-223.5297	-222.7094	-225.2046	-223.1305
$Wald$ 检验 (p值)	89.9675 (0.0000)	89.3553 (0.0000)	88.8222 (0.0000)	90.8040 (0.0000)
F 检验	12.8525 (0.0000)	11.1694 (0.0000)	12.6889 (0.0000)	22.7010 (0.0000)
AIC	2.2856	2.2921	2.3463	2.1674
SC	2.9205	2.9947	2.9979	2.5903

注：括号内为各估计系数的 t 统计量，“*” “**” 和 “***” 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。表中 AR^2 是调整后的拟合优度系数，LL 是对数极大似然值。

表 4 基于信息转移熵的空间动态面板模型估计结果
(第一阶段: 2011Q1-2014Q4; SAR; 固定效应; GMM 估计方法)

变量	模型F1	模型F2	模型F3	模型F4	模型F5
$Y_{i,t-1}$	0.4208*** (4.36)	0.4217*** (4.20)	0.3998*** (4.85)	0.3987*** (4.74)	0.3968*** (4.42)
$WY_{i,t}$	0.1885*** (6.03)	0.1987*** (6.18)	0.1979*** (6.26)	0.1970*** (6.31)	0.1953*** (6.42)
$Lev_{i,t}$	-0.2348** (-2.5)	-0.2932** (-2.81)	-0.2755** (-2.81)	-0.2714** (-2.81)	-0.2655** (-2.83)
$Lev_{i,t-2}$	0.1604*** (2.59)	0.1533** (2.47)	0.1517** (2.50)	0.1498** (2.50)	0.1495*** (2.53)
$PCI_{i,t}$	2.2997 (0.33)	2.5593 (0.37)	2.3552 (0.35)	---	---
$EPUI_{i,t}$	-0.4343 (-0.88)	-0.0030 (-0.60)	---	---	---
$Expec_{i,t}$	0.1667 (0.51)	0.2065 (0.63)	0.1140 (0.40)	0.0832 (0.31)	---
$D_{i,t}$	---	-1.1709 (-1.25)	-1.3286 (-1.47)	-1.3152 (-1.47)	-1.2556 (-1.46)
常数项	3.0428 (0.99)	7.5064 (1.60)	7.4023 (1.56)	7.4013* (1.58)	7.1644* (1.56)
样本量	60	60	60	60	60
AR^2	0.4861	0.4845	0.5186	0.5213	0.5168
LL	-116.2126	-115.2141	-114.9074	-115.0802	-115.0555
Wald检验 (p值)	61.8098 (0.0000)	62.4440 (0.0000)	69.5591 (0.0000)	69.2579 (0.0000)	67.1091 (0.0000)
F检验	8.8300 (0.0000)	7.8055 (0.0000)	9.9370 (0.0000)	11.5430 (0.0000)	13.4218 (0.0000)
AIC	4.0655	4.0657	3.8924	3.7866	3.6594
SC	5.9686	6.1809	5.7145	5.3683	5.0101

注: 括号内为各估计系数的 t 统计量, “*” “**” 和 “***” 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。表中 AR^2 是调整后的拟合优度系数, LL 是对数极大似然值。

表 5 基于信息转移熵的空间动态面板模型估计结果
(第二阶段: 2015Q1-2019Q1; SAR; 固定效应; GMM 估计方法)

变量	模型L1	模型L2	模型L3	模型L4	模型L5
$Y_{i,t-1}$	0.2639*** (2.65)	0.2646** (2.17)	0.2707** (2.32)	0.2719*** (2.25)	0.2886** (2.21)
$WY_{i,t}$	0.1727*** (5.44)	0.1597*** (5.06)	0.1591*** (5.15)	0.1604*** (5.23)	0.1663*** (5.69)
$Lev_{i,t}$	0.0214 (0.51)	0.0198 (0.49)	---	0.0201 (0.50)	0.0182 (0.46)
$Lev_{i,t-2}$	0.0067 (0.30)	0.0023 (0.11)	0.0016 (0.08)	---	---
$PCI_{i,t}$	1.7478 (0.49)	5.5777 (1.41)	5.2521 (1.36)	5.4121 (1.48)	5.2446 (1.43)
$EPUI_{i,t}$	-0.0223 (-0.28)	-0.0003 (-0.36)	---	---	---

$Expec_{i,t}$	0.1230 (0.59)	0.1240 (0.61)	0.1146 (0.57)	0.1237 (0.63)	——
$D_{i,t}$	——	1.2889** (2.02)	1.2750** (2.03)	1.2677** (2.04)	1.2391** (2.00)
常数项	-1.4767 (-0.70)	-4.3791* (-1.75)	-3.4109** (2.03)	-4.2712 (-1.79)	-3.9020 (-1.69)
样本量	64	64	64	64	64
AR^2	0.4047	0.4218	0.4404	0.4409	0.4437
LL	-79.3892	-75.7843	-76.1695	-76.1334	-77.0502
$Wald$ 检验 (p值)	48.8202 (0.0000)	48.8202 (0.0000)	54.5881 (0.0000)	54.6797 (0.0000)	54.2535 (0.0000)
F 检验	6.9743 (0.0000)	6.6193 (0.0000)	9.0980 (0.0000)	9.1133 (0.0000)	10.8507 (0.0000)
AIC	0.9869	0.9097	0.8650	0.8640	0.8617
SC	1.4302	1.3673	1.2120	1.2106	1.1674

注：括号内为各估计系数的 t 统计量，“*” “**” 和 “***” 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。表中 AR^2 是调整后的拟合优度系数，LL 是对数极大似然值。

综合分析上述模型估计结果发现⁸：

1. 金融风险表现出较强的路径依赖性和跨部门传染特征。空间动态面板模型估计结果显示，第一阶段（2011Q1-2014Q4）和第二阶段（2015Q1-2019Q1）因变量滞后项 $Y_{i,t-1}$ 的系数分别为 0.3968（表 4）和 0.2886（表 5），均表现出较强的显著性，表明资产价格变动率显著依赖于往期变动值。因变量空间滞后项 $WY_{i,t}$ 的估计系数在全样本、第一阶段、第二阶段也均显著为正，估计系数分别为 0.1727、0.1953 和 0.1663，这与本文的信息转移熵空间权重矩阵的计算结果具有较强的一致性，即金融风险表现出显著的部门间正向溢出效应。

2. 部门杠杆率对金融风险的影响表现出结构突变和滞后影响特征，高杠杆并非高风险的决定性因素，但应重视杠杆积累带来的后续风险。一是部门杠杆率对风险的影响存在一个显著的结构性拐点。第一阶段估计结果显示（表 4），杠杆率（ $Lev_{i,t}$ ）的估计系数显著为负（-0.2655），表明这期间部门高杠杆率并未带来部门高风险，相反地，呈现出显著的部门低风险特征。我们认为这很可能与 2011-2014 年实体经济发展内生需求较为旺盛有关，这期间加杠杆行为很大程度上由实体经济需求驱动。而第二阶段估计结果显示（表 5），杠杆率 $Lev_{i,t}$ 的估计系数均为正（0.0182）且不再显著，高杠杆与高风险之间的正向相关关系不明显。2011 年以来债券价格波动率和杠杆率数据也显示（图 1、图 4），高杠杆率对应的并非高风险，杠杆率不是风险积累的决定性因素。二是杠杆率滞后期对风险存在正向效应。全样本估计结果显示（表 3），杠杆率的滞后项 $Lev_{i,t-2}$ （滞后两个季度）对风险的影响为正（0.0285）；分阶段看，第一阶段估计系数显著为正（0.1604）；第二阶段杠杆率滞后项对风险的正影响不显著。这表明，不能忽视杠杆率对风险影响的滞后效应，应重视杠杆积累带来的风险。

3. 久期对金融风险的影响也表现出结构突变特征，从不显著的负向效应变为

⁸ 由于本文是按阶段对样本进行分组，实际上两个阶段研究对象是同一组样本，两个阶段的样本不存在主体特征的内生性差异，因此我们认为两个阶段的模型估计系数在数值上和统计显著性上是具有可比性的。

显著的正向效应，利率波动可能带来的债券市场波动风险应越来越受到关注。本文估计结果显示，久期 D 对资产价格波动率的影响在第一阶段为不显著的负向效应（-1.2556），第二阶段为显著的正向效应（1.2391）。这表明因债券久期差异而导致的债券价格波动性在第一阶段并不明显，到第二阶段，随着久期的部门差异趋于扩大（图 2），久期对债券价格波动性的影响变得显著。由于久期衡量的是债券价格对利率的敏感程度，本文研究结果表明，随着不同部门债券价格对利率的敏感程度差异逐步显现，在利率市场化进程中，利率波动可能带来的债券市场波动风险也应更加受到重视。

4. 宏观综合政策不确定性和经济政策不确定性指标对金融风险影响均不显著。一般而言，保持宏观政策的稳定性和连续性有利于防控金融风险。本文估计结果显示，宏观政策变动指数和经济政策不确定性对资产价格波动率的影响不显著，分阶段估计系数也不显著，这表明近年来我国金融风险形成及传染机制中，来自政策不确定性的作用并不突出。

5. 宏观经济形势的公众预期指数对金融风险的影响不显著。全样本、第一阶段和第二阶段估计结果显示，公众预期指数对风险影响均不显著。这表明公众对宏观形势的认知并未有效传导至其投资行为上。

六、主要结论

本文利用债券市场涵盖政府、金融、国企、民企等多类市场主体的优势，基于债券市场交易信息，运用信息转移熵构造部门相关权重矩阵，并借鉴空间计量分析方法研究金融市场风险的跨部门风险传染；同时，基于文本挖掘的情绪分析方法构造公众预期指数，并将其与部门杠杆率、债券修正久期、宏观政策不确定性、经济政策不确定性作为影响金融风险形成和传染的重要因素纳入模型，分析金融市场风险形成和跨部门传染的影响因素。在分析过程中，我们发现2015年前后发生了明显的结构性突变，于是我们将全部样本按时间划分为第一阶段样本（2011Q1-2014Q4）和第二阶段样本（2015Q1-2019Q1）进行分段估计，以考察我国债券市场风险演化的结构性变动特征。主要得到了以下结论：

（一）债券市场风险具有较强的路径依赖性和跨部门传染性，且风险传递呈现出明显的部门非对称特征，金融部门作为经济核心，更易受到其他部门风险传染

债券价格变动率显著依赖于往期变动值，说明风险具有自我增强的内生性特征。本文还发现，债券市场风险的跨部门溢出效应十分显著，且部门之间的风险溢出程度具有非对称特征：一是国企对金融部门的风险溢出性明显强于民企。一直以来，国企对金融部门的资金依赖性远远超过民企，Wind数据显示，2013年至2019年6月底，国企部门的信用债发行总规模为民企部门的7.2倍。一旦国企出现违约风险，金融部门可能面临较大的资产损失。二是单就债券市场而言，政府和金融部门之间的风险传递是双向互动的，但是政府风险向金融部门的传递力度大于金融向政府部门的传递力度。并且，若考虑国企信用债部分与政府隐性债务

相关，政府部门向金融部门的风险传递力度或比本文测算值更大。

（二）部门杠杆率对金融风险的影响呈现出非线性特征和滞后效应，加杠杆并不一定强化风险，而需把握和考量加杠杆的“本源”需求，但长期来看应重视杠杆积累带来的风险

加杠杆是否强化风险应考虑宏观形势等前置条件，尤其应将加杠杆是否符合“本源”需求纳入考虑。在经济向好形势下，杠杆承受主体的偿债能力较强，此时加杠杆不会造成系统性金融风险，反而可能符合金融市场稳定运行需要；反之，在经济下行压力较大时期，若加杠杆是用于保障实体经济“本源”需求，不会直接导致系统性金融风险。金融危机后，我国出台4万亿财政支出计划，我国经济主体内需大幅释放，投资的内生动力增强，部门的高杠杆更多表现为经济的内生需求，在此背景下的资产价格具有较强的韧性，因此各部门加杠杆不会加剧资产价格波动。2015年以来，经济增速回落，采取有效措施刺激经济内生增长动力，并提供与之相适应的货币金融环境，有助于同步实现稳增长和防风险的目标。

（三）债券久期的部门差异逐步扩大，民企债券久期最低且下降最快；久期对金融风险的影响日趋显著，债券发行主体特征对债券市场定价机制的影响作用也变得越来越重要

政府、金融、国企和民企四个部门中，政府和金融债券的久期较长，民企债券的久期最短，且四部门债券的久期差异逐步扩大，民企债券久期下降最快，民企债券价格对利率敏感度最低。此外，随着久期的部门差异趋于扩大，久期对债券价格波动性的影响变得显著，久期越长，债券价格波动性越大，这表明随着不同部门债券价格对利率的敏感程度差异逐步显现，债券发行主体特征对债券市场定价机制的影响作用也变得越来越重要，应重视利率波动可能带来的债券市场波动风险。

（四）政策不确定性对金融风险无显著影响，这也许是由我国宏观调控政策的内在平衡机制和金融市场主体对政策敏感度不高两方面特征决定的

从微观视角分析，由于政策不确定性对金融风险的微观作用机制主要是通过影响金融市场投资者需求而影响金融市场资产价格，政策不确定性对金融风险无显著影响说明我国金融市场投资者行为对政策变动不敏感。从宏观视角分析，近年来我国宏观调控政策以维护金融稳定为核心目标，政策调整具备内在平衡机制，尤其是自2008年国际金融危机以来，实体经济价格稳定与金融资产价格稳定彼此关联的观点成为学界和各国央行共识，在此背景下我国提出“双支柱”调控框架，通过强化货币政策和宏观审慎政策之间的协调配合，更好地实现金融和实体经济的共同稳定。

（五）公众对宏观经济形势判断与我国宏观经济形势变动基本契合，但宏观经济形势的公众预期指数对金融风险的影响不显著，说明微观经济主体的认知偏差不大，但认知与行为之间的逻辑联系仍不清晰

本文公众预期指数是指公众对宏观经济形势的感知情绪，指数越大表明公众对宏观经济形势的判断越乐观。一方面，根据本文对公众预期指数的单变量分析，

公众对宏观经济形势判断与我国宏观经济形势变动是基本契合的，这表明从认知角度，公众对政策和经济形势的把握日趋理性和有效。另一方面，模型估计结果显示，公众预期指数对风险影响均不显著。由于公众预期对金融市场资产价格波动的影响机制主要通过影响金融投资者投资行为来实现，说明从决策和行为角度，当前通过引导公众理性预期来维护金融市场稳定的微观传导机制尚不具有有效性，金融市场交易主体仍未能实现从认知到行为的有效传导。要通过引导公众预期避免大量投资失策带来金融风险，可能在短期内依然受到投资者素质的制约。

七、对策建议

基于本文的研究结论，针对如何谨防债务风险的跨部门传染，牢牢守住不发生系统性金融风险底线，提出如下对策建议。

（一）注重对金融风险跨部门传染及演变的动态考察，提高对全局风险的预判和掌控能力

鉴于部门间风险存在联动传染的情况，且政府、金融、国企和民企四个部门中，金融部门更易受到其他部门风险传染，要高度重视对金融风险渐进演变的动态考察，既要加强对金融市场极端性风险的监测，也要谨防“灰犀牛”通过叠加和传染演化为系统性风险，着眼于全局提高风险预判能力，为前瞻性政策制定提供及时、持续、有效的信息参考。

（二）坚持中长期稳杠杆的政策方向，注重各部门杠杆间的结构调整

应避免将各个部门割裂看待，简单地设定杠杆率阈值，而应着眼于全局和长远，从宏观审慎的角度，在契合经济周期保持杠杆总体稳定的基础上，结合各类经济主体的偿债承受能力加强杠杆的结构调整。尤其在经济下行压力较大时期，更要重视维护市场资产价格稳定，以免造成经济主体预期陡降，偿债压力过大。由于政府和国企的风险溢出力度较强，应着力于控制债务增量，化解存量，降低国企杠杆率；同时由于金融部门是经济核心，易受风险传染，因此应将风险的跨部门传染纳入宏观审慎管理范畴，增强金融部门的风险抵御能力。

（三）为市场主体营造公平竞争的发展环境，着力改善民企融资期限错配问题

当前，债券市场的长久期融资更多地流向了政府、金融机构和国有企业，而由于市场对民企信心不足，民企债券融资主要集中于短久期（见图2），存在资产负债期限错配的风险。要解决民企融资问题，应坚持竞争中性原则，提振市场对民营经济的信心，为国企和民企良性互动、齐头并进提供良好的市场和政策环境。发挥民营企业在激发经济内生动力的积极作用，有利于促进风险在部门间的平衡，降低风险积聚爆发的可能性。

（四）持续强化经济形势和政策效果研判，在保持宏观政策而环境稳定的基础上，把握好逆周期调节力度和节奏，高度重视和灵活运用政策引导和政策组合

从微观角度，随着投资者素质逐步提升，市场波动对政策变动的敏感性增强

是确定性趋势，因此在防范化解重大风险攻坚战中，尽量保持稳定的宏观政策环境是有必要的，稳定的宏观政策环境有助于稳定金融市场投资者预期，从而减少金融市场中的盲目投资行为，降低风险集聚和爆发的可能性。从宏观角度，我国宏观调控框架具备内在平衡机制，这是我国的制度优势所在，但是要持续把握好逆周期调节力度和节奏、做好政策的协调配合，很大程度上取决于是否能对宏观形势进行准确研判、对政策着力点和效果进行精准定位和预判。

（五）实施投资者素质提升工程，在此基础上加强舆情管理和公众预期的引导，不断夯实宏观调控框架的微观基础

近年来，我国投资者的整体认知水平有了明显提升，但从认知理性发展到行为理性仍然任重道远，总的来说当前我国宏观调控的微观基础并不稳固。有必要全方位实施投资者素质提升工程，着力减少政策传导至微观行为主体的扭曲，完善金融市场的价格发现机制，有力支持风险管理和宏观调控政策的实施传导。

参考文献

- [1]. 陈芳, 中国区域经济增长收敛的空间经济计量研究[D], 华南理工大学, 2011。
- [2]. 程棵、陆凤彬、杨晓光, 次贷危机传染渠道的空间计量[J], 系统工程理论与实践, 2012 年第 3 期: 483-494。
- [3]. 陈秀荣, 金融风险传染的 DAI 空间计量模型及实证研究[D], 电子科技大学, 2018。
- [4]. 陈悦辰, 基于转移熵方法的市场有效性评价及不同系统性风险股票与收益率之间的信息流分析[D], 北京交通大学, 2014。
- [5]. 邓向荣、曹红, 系统性风险、网络传染与金融机构系统重要性评估[J], 中央财经大学学报, 2016 年第 3 期: 52-60。
- [6]. 宫晓琳, 宏观金融风险联动综合传染机制[J]. 金融研究, 2012 年第 5 期: 56-69。
- [7]. 苟文均、袁鹰、漆鑫, 债务杠杆与系统性风险传染机制——基于 CCA 模型的分析[J], 金融研究, 2016 年第 3 期: 74-91。
- [8]. 李晨、朱世伟、魏墨济, 于俊凤, 李新天, 基于词典与规则的新闻文本情感倾向性分析[J], 山东科学, 2017 年第 1 期: 115-121。
- [9]. 李丹, 媒体关注度、投资者情绪与分析师盈利预测准确性[D], 上海外国语大学, 2018。
- [10]. 李立、田益祥、张高勋, 空间权重矩阵构造及经济空间引力效应分析——以欧债危机为背景的实证检验[J], 系统工程理论与实践, 2015 年第 8 期: 1918-1927。
- [11]. 李正辉、胡志浩, 网络舆情对金融资产价格的影响: 一个文献综述[J], 金融评论, 2018 年第 4 期: 110-117+122
- [12]. 马骏, 金融危机的预警、传染与政策干预[J], 新金融评论, 2018 年第 6 期: 69-97。
- [13]. 马勇、田拓、阮卓阳、朱军军, 金融杠杆、经济增长与金融稳定[J], 金融研究, 2016 年第 6 期: 37-51。
- [14]. 康静, 金融时间序列的若干问题研究[D], 北京交通大学, 2014。
- [15]. 史文彬, 时间序列的相关性及信息熵分析[D], 北京交通大学, 2016。
- [16]. 孙永强、尹力博、杜勇宏, 经济政策不确定性对经济波动的动态影响[J], 经济社会体制比较, 2018 年第 6 期: 129-137。
- [17]. 谢福座, 基于 CoVaR 方法的金融风险溢出效应研究[J], 金融发展研究, 2010 年第 6 期: 59-63。
- [18]. 王毅、郑桂环、宋光磊, 中国政府资产负债核算的理论与实践问题[J], 财贸经济, 2019 年第 1 期: 5-19。

- [19]. 徐梅、申来凤, 基于符号时间序列方法的金融异常波动与市场有效性关系分析[J], 数理统计与管理, 2015年第3期: 357-366。
- [20]. 许屹, 市场系统风险对债券信用利差的影响——基于中国公司债券月度面板数据的实证研究[J].上海金融,2017(06):65-70。
- [21]. 杨墨竹, ETF 资金流、市场收益与投资者情绪——来自 A 股市场的经验证据[J], 金融研究, 2013年第4期: 156-169。
- [22]. 杨晓兰、沈翰彬、祝宇, 本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据[J], 金融研究, 2016年第12期: 143-158。
- [23]. 杨子晖、陈雨恬、陈里璇, 极端金融风险的有效测度与非线性传染[J], 经济研究, 2019第5期: 63-80。
- [24]. 杨英, 基于新闻媒体文本挖掘和百度指数的投资者情绪指数研究[D], 哈尔滨工业大学, 2017。
- [25]. 张成功、刘培玉、朱振方、方明, 一种基于极性词典的情感分析方法[J], 山东大学学报(理学版), 2012年第47卷第03期: 47-50。
- [26]. 张晓晶, 稳增长与稳杠杆的平衡, 国家金融与发展实验室研究评论(2019年10月21日), <http://www.nifd.cn/ResearchComment/Details/1584>
- [27]. 周小川, 金融政策对金融危机的响应——宏观审慎政策框架的形成背景、内在逻辑和主要内容[J], 金融研究, 2011年第1期: 1-14。
- [28]. Anselin,L. & A.Getis., 1992, “Spatial Statistical Analysis and Geographic Information Systems”[J].The Annals of Regional Science, 26(1), pp.19-33.
- [29]. Arnold M. & S.Stahlberg & D.Wied,2013, “Modeling Different Kinds of Spatial Dependence in Stock Returns”, Empirical Economics, 44(2), pp.761-774.
- [30]. Asgharian H. & W. Hess & L. Liu. 2013, “A Spatial Analysis of International Stock Market Linkages”, Journal of Banking & Finance, 37(12), pp.4738-4754.
- [31]. Baker S.R. & N. Bloom & S. J. Davis, 2013, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, Chicago Booth Research Working Paper.
- [32]. Baker S.R. & N. Bloom & S. J. Davis, 2016, “ Measuring Economic Policy Uncertainty”, The Quarterly Journal of Economics, 131(4), pp.1593-1636.
- [33]. Du Z.C. & J. C. Escanciano, 2016, “Backtesting Expected Shortfall: Accounting for Tail Risk”, Management Science, 63, pp.940—958.
- [34]. Fernández A.G., M. J.Montero, A. G. Orlove, 2012, “Spatial Modeling of Stock Market Comovements”, Finance Research Letters,9(4), pp.202-212.
- [35]. Fernández V., 2011, “Spatial Linkages in International Markets”, Quantitative Finance, 11(2) pp.237-245.

- [36]. Gray D. F. & Z. Bodie & R. C. Merton , 2007, “New Framework for Measuring and Managing Macrofinancial Risk and Financial Stability”. Social Science Electronic Publishing.
- [37]. Gray D. F., 2009, “Modeling Financial Crises and Sovereign Risks”, Annual Review of Financial Economics, 1(1), pp.117-144.
- [38]. Gray D. F. & A. Jobst, 2010, “New Directions in Financial Sector and Sovereign Risk Management”, Social Science Electronic Publishing, 7.
- [39]. Huang Y. & P. Luk, 2018, “Measuring Economic Policy Uncertainty in China”, Hong Kong Baptist University working paper
- [40]. Kratz M. & Lok Y.H. & Mcneil A. J, 2018, “Multinomial VaR backtests: A simple implicit approach to backtesting expected shortfall”, Journal of Banking & Finance, 88, pp.393-407.
- [41]. Schreiber T, 2000, “Measuring information transfer”. Physical Review Letters.
- [42]. Shannon C.E. & W. Weaver, 1949, “The Mathematical Theory of Information”, Mathematical Gazette, 97(333) pp.170-180.
- [43]. Weifeng Zhong & Julian Tsz & Kin Chan, 2018, “Reading China: Predicting policy change with machine learning”, AEI Economics Working Papers 998561, American Enterprise Institute.