

金融不确定性对我国系统性金融风险的 影响机制及其时变性研究

张蕊 马瑞婷 郭潇蔓 吴良¹

(四川大学 经济学院, 成都 610065)

【摘要】: 金融不确定性从理论和实践上都会增大一国的系统性金融风险, 但其作用效果在不同的经济金融环境下具有时变性和门限效应。本文从理论上厘清了金融不确定性对系统性金融风险的影响机制, 构建了能够充分反映现阶段中国金融资产结构特征的金融不确定性指数, 进而采用包含潜在门限因子的 LT-TVP-VAR 模型进行实证检验和时变性研究。研究发现: (1) 与预期相反, 金融不确定性带动我国资产价格上涨, 对经济增长的负面影响也逐渐降低。因此, 其影响系统性风险的传导机制受到严重制约, 作用逐渐减弱。(2) 我国房地产金融化加剧, 导致传统货币政策促进经济增长和防范系统性金融风险的作用受限, 需要结构型工具对金融不确定性的影响进行精准调控。

【关键词】: 金融不确定性 系统性金融风险 影响机制 LT-TVP-VAR 时变效应

【中图分类号】: F832.0 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006-2912(2022)06-0088-19

一、引言

2020 年初, 新冠疫情爆发并迅速在全球蔓延, 金融市场反应迅速, 金融不确定性陡增。图 1 美国 VIX 恐慌指数(芝加哥期权交易所波动率指数)在短期内出现陡升, 其峰值与 2008 年金融危机期间基本持平。2020 年 3 月 9 日, 预计疫情将会严重爆发的美国, 股市出现大幅震荡, 市场经历了自 1997 年来的第二次熔断, 并且在接下来的十天之内持续暴跌, 创十个交易日内连续五次熔断的历史纪录, 而且道指和标普 500 指数双双创下 1987 年股灾以来的最大单日跌幅, 道指同时创下史上单日最大下跌点数, 系统性金融风险一触即发。对此, 美国于 2020 年 3 月 23 日计划实施无限量 QE(Quantitative Easing)政策, 在暴跌的各个金融市场无限量提供流动性购买金融资产, 托底金融资产价格, 降低发生系统性金融风险的概率。

与此同时, 尽管中国疫情更加严重, 但各个金融市场表现却相对平稳。中国政府也没有大幅增加货币供应量和实施类似 QE 的操作, 而是采取多种穿透型宽松货币政策给实体经济尤其是中小企业提供流动性。而后, GDP 在短期负增长后开始缓慢恢复, 全年 GDP 仍保持缓慢增速。上述事实中有两点值得注意: 第一, 不确定性骤增确实大幅提高了一国发生系统性金融风险的概率; 第二, 不同经济金融环境下, 不确定性与系统性金融风险之间的关系存在着显著差异, 各国政府的应对措施及其效果也是不同的。

¹**作者简介:** 张蕊(1969-), 女, 四川成都人, 四川大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向: 宏观金融与金融风险; 马瑞婷(1997-), 女, 四川成都人, 四川大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 金融机构与金融市场; 郭潇蔓(1994-), 女, 四川成都人, 四川大学研究生院助教, 经济学博士, 研究方向: 宏观经济理论与政策; 吴良(1978-), 男, 四川成都人, 四川大学经济学院教授, 研究方向: 金融市场与金融风险。

基金项目: 国家社会科学基金项目“金融结构视角下系统性风险形成的微观机制与防范研究”(18BJL075), 项目负责人: 吴良

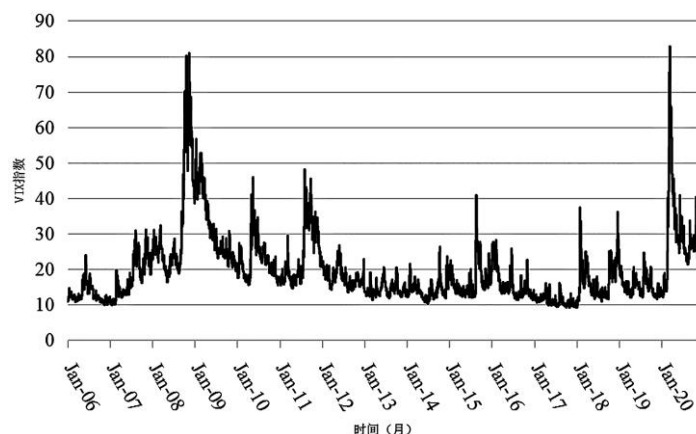


图 1 美国 VIX 恐慌指数(芝加哥期权交易所波动率指数)收盘波动

不仅外部突发事件会导致金融不确定性，金融市场或经济波动甚至政策变化预期都会带来不确定性，这些重大的外生和内生不确定性都有可能带来巨大的经济波动与金融风险。“守住不发生系统性金融风险的底线”、“防范化解重大金融风险”是我国经济稳定持续发展的基础。目前国内外疫情多有反复，全球已释放天量流动性，中、美以及全世界的经济贸易格局也面临较大变数，应警惕金融不确定性导致我国陷入系统性金融风险甚至金融危机的可能性，更应及时展开对不确定性对系统性风险的理论传导机制以及实际影响效果的深入研究，才能基于我国国情因地制宜地防范与化解潜在的 systemic 风险甚至金融危机。

二、文献综述与理论基础

不确定性是指人们无法预测的未来事件发生的可能性(Knight, 1921^[1])。金融不确定性是指在金融领域和金融市场发生的不确定性。目前在经济政策不确定性和宏观经济不确定性领域汇聚了大量研究，但对金融不确定性却鲜少研究。因为在传统经济学理论中，金融市场波动甚至危机往往是经济运行的结果。但最近二三十年的金融发展史表明，金融体系也有自己的运行规律，并且会反过来对实体经济产生巨大影响。这一思想在 2008 年世界金融危机发生后被普遍接受。因此，来自金融领域的不确定性，不仅会直接通过金融市场给金融体系带来风险，而且还会使得宏观经济产生波动(Ludvigson 等, 2020^[2])，从而进一步加剧系统性风险。特别是对于金融稳定来说，无论是外来突发事件还是由于金融市场和经济波动，甚至政策变化，所造成的金融不确定性无疑具有更为直接和重要的影响力。在此基础上，下面就金融不确定性对系统性金融风险的影响机制及其及时性进行文献梳理和理论建构。

(一) 金融不确定性对系统性金融风险的影响机制

金融不确定性通过金融市场、实体经济以及连接金融市场和实体经济的广义金融加速器效应促使系统性金融风险急剧累积甚至诱发金融危机。

首先，不确定性主要基于高风险溢价和金融市场协同对金融市场产生冲击从而影响系统性金融风险。

不确定性增加会导致高风险溢价，是金融市场波动的重要来源(黄卓等, 2018^[3])。而且高风险溢价拉高了全社会的资产收益率和利率，从而导致资产价格下跌，使得微观主体特别是金融机构的金融风险增大。在开放经济条件下，不确定性冲击还会通过短期资本流动、汇率预期、利率与资产价格变化等渠道影响中国系统性金融风险的累积和扩散(刘场等, 2019^[4]; Czudaj 等, 2017^[5])。

其次，金融不确定性也会导致金融市场间收益率、波动率尤其是流动性出现高协同运动，这也是发生系统性金融风险甚至金

融危机的重要原因。各个国家股票市场的系统性关联程度在由外部不确定性带来的冲击下会正向加深(叶五一等, 2018^[6]; 吴优和尹力博, 2021^[7])。杨子晖等(2019)^[8]发现, 随着中国金融混业经营发展, 地产与传统金融部门之间的风险传导也在不断增强, 不确定性通过房地产市场和产业对我国系统性金融风险产生推波助澜的作用。同时, Chordia 等(2000)^[9]指出, 流动性的协同运动可以横跨多个维度——跨市场、跨时间或者跨资产, 因此当某子市场的流动性出现剧烈波动或严重失衡时, 这种波动或失衡便会通过流动性联动机制在各市场或层级间传导扩散, 产生流动性循环(Liquidity Spiral), 严重时甚至会进一步引发金融危机。Nagel(2012)^[10]的研究也表明 2007–2009 年的金融危机是一场空前规模的流动性协同运动, 最终整个市场的流动性枯竭, 危机爆发。张宗新等(2020)^[11]的研究表明, 经济政策不确定性的增大在金融周期的拐点处提高了股债两市的流动性协同。

同时, 高不确定性具有较强的实体经济衰退效应, 这势必会进一步增加系统性金融风险。具体地, 高不确定性主要通过实物期权效应(Bernanke, 1983^[12]; Bloom, 2009^[13])和预防性储蓄效应(Bansal 和 Yaron, 2004^[14])降低消费、投资、总产出以及就业(Jurado 等, 2015^[15]; Bloom 等, 2018^[16])。在国内, 金雪军等(2014)^[17]、张浩等(2015)^[18]、田磊和林建浩(2016)^[19]发现经济政策不确定性对投资、产出都有抑制作用。陈国进等(2014)^[20]建立了一个 DSGE 模型并使用经济政策不确定性指数校准参数, 发现经济政策不确定性的提高会抑制家庭的消费和投资行为。

最后, 不确定性增加了金融摩擦, 并通过广义金融加速器效应加剧了实体经济与金融部门之间的正反馈, 进一步恶化了金融市场本身的风险和实体经济带来的风险。最近三十年金融加速器理论(Bernanke 和 Gertler, 1989^[21]; Bernanke 等, 1999^[22])和信贷周期理论(Gertler 和 Karadi, 2011^[23])成为联系实体经济与金融市场的重要桥梁, 二者合称为广义金融加速器理论。大量研究表明, 金融摩擦是不确定性从信贷市场向实体经济传导机制的核心(Gilchrist 等, 2014^[24]; Caldara 等, 2016^[25]; Alessandri 和 Mumtaz, 2019^[26]; Arellano 等, 2019^[27])。高不确定性导致的衰退效应抑制了企业和家庭的扩大生产或消费的融资需求, 同时通过高风险溢价增加了金融摩擦, 又进一步抬高了企业和家庭的融资成本, 减少了投资需求。实体经济和金融市场螺旋向下的正反馈效应快速开启, 广义金融加速器效应放大了系统性金融风险的可能性。

综上所述, 金融不确定性对系统性金融风险的影响机制总结如图 2 所示:

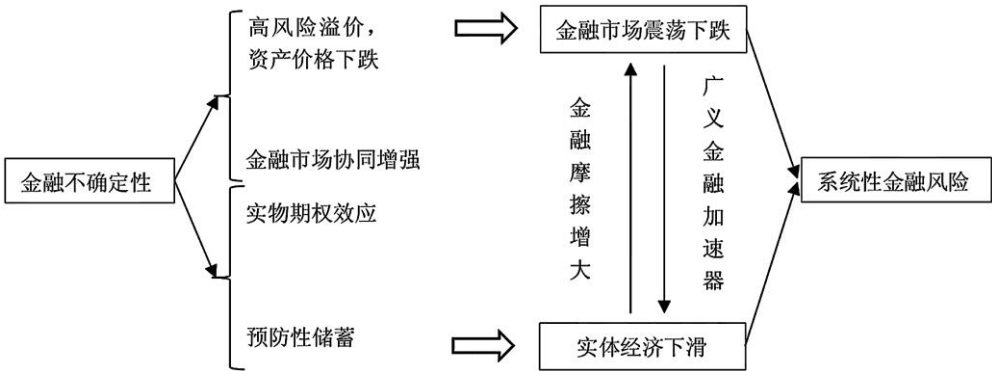


图 2 金融不确定性对系统性金融风险的影响机制

(二) 金融不确定性对系统性金融风险影响的非线性特征与门限效应

现有研究发现, 金融时间序列常常存在显著的非线性特征, 风险在金融系统间传递时, 传染强度与作用方向常常会发生非线性转变。Hurdle 等(2016)^[28]指出, 线性关系在复杂的高维系统中无法成立, 在对多部门的极端风险传导关系进行分析时, 使用更灵活的非线性假设显得尤为重要。Carriere 和 Cespedes(2013)^[29]、Alessandri 和 Mumtaz(2019)^[26]发现不确定性冲击对不发达、不稳定的金融市场和较差的资产负债表情形下的负面影响更大。杨子晖等(2020)^[30]发现经济政策不确定性与全球金融市场中风险跨市场传染具有非线性关联, 尤其在危机期间不确定冲击显著增强。张宗新等(2020)^[11]进一步认为, 经济政策不确定性对

多个金融市场流动性协同具有非对称性效应，一般情况下经济政策不确定性提高会降低股债两市流动性的正相关性，但在金融周期的拐点处转为加强两者的正相关性。Lhuissier 和 Tripier (2016)^[31]、喻世友和宋晓飞 (2020)^[32] 利用区制转移模型也发现在高金融摩擦区制下不确定性对宏观经济波动的影响更大。

特别需要注意的是，系统性金融风险的积累和释放并不是一个渐进的平稳演化过程，而是具有“缓积急释”的非对称特点，往往在受到超过一定强度的外部冲击和超过某项监管标准的上限后突然爆发，存在明显的非线性跃变 (宋玉臣和黄杉, 2020^[33])。因此，系统性金融风险与其他经济金融变量之间的相互作用也具有依赖于某些阈值的跃变特征。近年来已有相关文献利用带门限性质的计量模型从实证上验证了不同金融经济环境下金融稳定与其他相关变量的相互作用存在“门限效应” (周弘等, 2018^[34]; 李程和赵艳婷, 2021^[35]; 张蕊等, 2021^[36]); 同时, 我国货币政策对宏观经济金融变量的调控作用也具有“门限效应” (刘金全和解瑶姝, 2016^[37])。

综上所述, 通过对相关研究现状的梳理可以发现: 一方面, 金融不确定性对系统性金融风险影响的研究存在缺失。大量研究或者集中在不确定性的宏观经济效应, 或者集中在不确定性对金融市场某方面特征的影响, 如风险溢价, 金融市场协同等, 缺乏不确定性对系统性金融风险和金融稳定影响的研究。这种缺失既包括更准确、适当地度量金融不确定性, 也包括展开金融不确定性导致系统性金融风险的理论和实证研究以及防范和化解此类系统性金融风险的政策研究。另一方面, 关于不确定性对各种微观经济和金融变量影响的实证研究仍然基于线性范式, 但在对系统性金融风险这种涉及多个市场、多个地域的极端事件进行分析时, 基于线性框架下会导致结论产生显著偏差, 使用更灵活的非线性假设显得尤为重要。

有鉴于此, 本文基于上证综指、中债综合指数、国房景气指数、SHIBOR 的波动率构建了中国金融不确定性指数, 采用建立在严格一致性风险度量 ES 概念之上的 SRISK 指数度量系统性金融风险, 进而采用包含潜在门限因子的时变系数向量自回归模型 (Latent Threshold Time Varying Parameters Vector Autoregressive, LT-TVP-VAR 模型), 对金融不确定性对我国系统性金融风险的影响机制及其时变性进行实证研究。

本文对现有研究的贡献在于: 第一, 首先从理论上厘清了金融不确定性对系统性金融风险的影响机制, 并实证检验发现在中国现阶段该机制多处受阻; 第二, 在实证研究中采用包含潜在门限因子的时变系数向量自回归模型 (LT-TVP-VAR 模型), 捕获系统性风险演化和积累的动态非平稳过程和“缓积急释”的非线性特征。该模型在时间维度下还具有门限效应: 当金融不确定性或其他相关变量突破某一“阈值”时, 系统性金融风险有较大概率出现跃升, 甚至导致金融危机的发生。第三, 在股市、债市波动率基础上增加银行间市场和房地产市场的波动率作为核心指标构建了金融不确定性指数, 克服了现有研究忽略房地产和信贷市场不确定性、与现阶段中国实际金融资产结构脱节的缺陷, 度量金融不确定性更加全面准确并符合中国国情, 也使得最终实证结果与中国经济现实更加贴合。

三、研究方法与模型设定

(一) 金融不确定性指数的构建

现阶段针对不确定性的度量主要有以下三种方式:

第一, 采用相关经济金融变量的波动率进行度量, 最具代表性的是芝加哥期权交易所的市场波动率指数 (VIX) (Bloom, 2009^[13]; Caggiano 等, 2014^[38])。类似地, 王维国和王蕊 (2018)^[39]、马丹等 (2018)^[40] 也是通过提取变量波动率来构建不同类型的金融不确定性指数。方差代表了对均值 (往往就是预期) 的偏离, 所以这种方法比较符合不确定性的本质, 较适合客观度量金融和经济不确定性。第二, 基于经济金融指标的预测误差度量不确定性。Jurado 等 (2015)^[15]、黄卓等 (2018)^[3]、王霞和郑挺国 (2020)^[41] 基于这种思路, 选取数十个或数百个经济金融变量构造不确定性指数。这种方法的局限在于不确定性的准确程度高度依赖于预测模型的精度, 所有预测误差都被归为不确定性。第三, 采用文本挖掘技术从各种新闻媒体中提取信息, 进而用于测度不确定程

度。Baker 等 (2016)^[42] 基于报纸上关键词出现频率构造了经济政策不确定性。这种方法对外生不确定性的监测比较迅速，但不适合度量内生不确定性。

根据研究目的，本文采用相关经济金融变量的波动率度量金融不确定性。构建金融不确定性关键两步在于：第一步，选取关键的基础指标变量。现有研究一般基于数十甚至数百个中国金融市场指标，利用预测误差构造金融不确定性 (黄卓等, 2018^[43]; 邓创等, 2021^[43]; 方芳等, 2021^[44])。但这数十上百个金融市场变量几乎全部来自于股市和债市，只有个别指标反映信贷市场，如货币供应量和利率等，但很少包括房地产市场指标。信贷市场和房地产市场的信息几乎完全淹没于巨量股市和债市信息里。根据人民银行调查统计司的调查，在 2019 年城镇居民的家庭资产中，住房资产占比接近七成，而房地产通过居民和企业的抵押融资又形成银行的金融资产。同时，截至 2018 年末，在金融机构资金运用中，银行贷款仍占 44.2%，证券 (包括股票和债券在内) 只占 23.9% (易纲, 2020^[45])。因此，我国金融不确定性指数除了包含股票和债券市场的波动，更应该包含体现信贷市场不确定性的 SHIBOR 波动和房价波动，二者都是诱发系统性金融风险的重要根源。由于缺失了信贷和房地产市场的不确定信息，现有金融不确定性的度量并不适用于对中国金融市场和金融风险的研究。因此，依据现阶段中国金融资产结构，我们选择了股市、债市、SHIBOR 和国房景气指数的波动率作为关键的基础指标变量。第二步，选用合适的方法降维。本研究采用了 IMF 推荐的主成分分析法这一简单直接的降维方式，其特点是对所有变量一视同仁，不会因为指标间相关性等因素而给予某些变量以特别高的权重。同时，主成分分析法相对清晰，其本质就是基础指标的线性组合 (张晓晶和刘磊, 2020^[46])。

简而言之，本文首先收集股票市场指数、债券市场指数、国房景气指数和 SHIBOR 的数据，其次分别采用 GARCH 模型更新日度与月度波动率，然后统一为月度波动率，最后再基于主成分分析法构建金融不确定性指数。

(二) 基于资本短缺的系统性金融风险度量

目前对系统性金融风险的度量主要也有三类方法：第一类将一系列经济金融变量合成金融稳定指数或系统性风险指数。这种方法只能提供金融稳定程度的定性概念，究竟离风险有多远、风险损失有多大无从判断；第二类采用在险价值 VaR。这是常用的尾部风险测度指标，张蕊等 (2015)^[47] 基于 EVT-GARCH-CoVaR 模型动态测算了极端条件下单个金融机构对我国金融体系系统性风险的影响程度。但该方法存在缺乏次可加性与凸性、不满足一致性以及易规避监管要求等局限；第三类采用“期望损失” (Expected Shortfall, ES)，仍然侧重于对尾部极端风险进行有效测度。它不仅具有一致性，更具有有效性与敏感性 (Du 和 Escanciano, 2016^[48])。Brownless 和 Engle (2015)^[49]、陈国进等 (2021)^[50] 基于 ES 概念构建了 SRISK 指数，用来测度金融机构和金融体系的期望资本短缺，并作为系统性风险的度量。本文利用 DCC-GARCH 模型刻画不同金融市场的相关性，以非参数核估计和极值理论等方法更准确地度量了尾部极端风险，并充分利用金融市场信息和金融机构的杠杆率、资本等财务数据，将系统性金融风险具体到整个金融体系的资本短缺数量上。另外，通过动态更新金融机构数量、采取相对资本规模指标对现有方法进行改进，为金融监管和政策制定提供更加准确的量化依据。

为测定整个金融系统所面临的系统性风险，首先引入了一个变量 CS_{it} 来测算单个金融机构 i 在第 t 天面临的资本短缺，具体表达式如下：

$$CS_{it} = kA_{it} - W_{it} = k(D_{it} + W_{it}) - W_{it} \quad (1)$$

其中， W_{it} 是总资本， D_{it} 是总负债， A_{it} 是总资产， k 是资本充足率系数，通常设定为 8%。而 SRISK 用来衡量当系统性风险发生时，金融机构所面临的期望资本短缺，并将式 (1) 代入后具体表达式如下：

$$SRISK_{it} = E_t(CS_{i,t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) = kE_t(D_{i,t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) - (1-k)E_t(W_{i,t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) \quad (2)$$

其中, $R_{m, t+1:t+h}$ 表示在 $(t+1, t+h)$ 的时间区间内, 金融机构的多期算数市场收益率; $E_t(CS_{i, t+h} | R_{m, t+1:t+h} < C)$ 测度了当某一金融机构在时间范围 h 内, 收益率低于阈值 C 时, 所出现的预期资本短缺大小。

为了计算该资本短缺预期, 进一步假设预期债务恒定, 即 $E_t(D_{i, t+h} | R_{m, t+1:t+h} < C) = D_{it}$, 则可以得出:

$$SRISK_{it} = kD_{it} - (1 - k)W_{it}(1 - LRMES_{it}) = W_{it} [LVG_{it} + (1 - k)LRMES_{it} - 1] \quad (3)$$

其中, $LRMES_{it}$ 是长期边际期望损失 (Long Run Marginal Expected Shortfall), 定义如下:

$$LRMES_{it} = -E_t(R_{it+1:t+h} | R_{mt+1:t+h} < C) \quad (4)$$

LVG_{it} 是杠杆率, 定义如下:

$$LVG_{it} = (D_{it} + W_{it}) / W_{it} \quad (5)$$

本文为使得资本短缺的计算结果更准确, 将 W_{it} 改为某一金融机构在时间 t 总资本占整个金融系统总资本的相对资本规模, 即 $W_{it}/W_{systemt}$, 则系统性金融风险的 $SRISK$ 的计算如下:

$$SRISK_{it} = \sum_i [C_{it}/C_{systemt}] * (kLVG_{it} + (1 - k)LRMES_{it} - 1) \quad (6)$$

同时, 长期边际期望损失 ($LRMES$) 和短期边际期望损失 (MES) 存在如下的转换公式:

$$LRMES_{it} \approx 1 - \exp(-18 \cdot MES_{it}) \quad (7)$$

本文在日度 MES 的基础上求得季度均值, 进而得到 $LRMES$, 从而测算出整个金融系统的资本短缺, 即系统性金融风险指数。

(三) LT-TVP-VAR 模型

虽然论文的研究焦点在于金融不确定性对系统性金融风险的影响, 但系统性金融风险导致的金融市场波动和货币政策等因素也会增大金融不确定性 (Bollerslev 等, 2009^[51]; 祝梓翔等, 2020^[52])。金融不确定性既可能是外生的, 也可能是内生的, 甚至是混合的。因此, 各类 SVAR 模型往往成为研究不确定性与经济变量 (如经济增长、利率等) 相互作用的主要方法 (Bachmann 等, 2013^[53]; Ludvigson 等, 2020^[2]; Carriero 等, 2018^[54])。但这类模型不能捕捉不确定性与经济金融变量相互作用在不同的经济金融环境下表现出的时变性和非线性。尤其是系统性金融风险的变化存在“缓积急释”的特征, 其积累和释放可能在受到外部冲击和达到监管某一上限后突然爆发, 具有较明显的门限效应。因此, 本文利用包含潜在门限因子的时变系数向量自回归模型 (LT-TVP-VAR 模型), 研究金融不确定性、系统性金融风险、经济增长、金融资产价格和货币政策之间时变的相互作用, 重点在于金融不确定性对系统性风险的时变影响。

LT-TVP-VAR 模型由 Nakajima 和 West 于 2013 年推出^[55]。作者为研究美联储实施量化宽松政策后, 名义利率与产出增速、通

胀水平之间的时变作用机制，进而在 TVP-SV-VAR 模型的基础上引入潜在门限假定，构建了 LT-TVP-VAR 模型。该模型可以更精确地刻画金融变量和宏观经济变量之间相互作用存在的“门限效应”和结构性跃变，与实际情况更相符；同时可以有效降低协方差矩阵的估计误差，使得估计结果更为准确和稳健。

为便于描述 LT-TVP-VAR 模型的基本结构，首先引入 S-VAR 模型：

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + L + F_s y_{t-s} + \mu_t, t = s+1, L, n \quad (8)$$

其中， y_t 是 $k \times 1$ 维观测向量， A 为 $k \times k$ 维联立系数矩阵， F_1, L, F_s 为 $k \times k$ 维的滞后系数矩阵，扰动项 μ_t 是 $k \times 1$ 维的结构性冲击，这里我们假设 $\mu_t \sim N(0, \Sigma)$ 。

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & L & 0 \\ 0 & \sigma_2 & O & M \\ O & O & O & 0 \\ 0 & L & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & L & 0 \\ a_{2,1} & O & O & 0 \\ M & O & O & M \\ a_{k,1} & L & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

设， $\beta_t = A^{-1}F_1$, $X_t = I_s \otimes (y_{t-1}, L, y_{t-s})$, $\otimes$ 表示克罗内克乘积。引入时变参数后，方程可以进一步简写为：

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t, t = s+1, L, n \quad (10)$$

借鉴 Primiceri (2005)^[56] 对时变模型中 Cholesky 系数的设定，此处假定模型方差、协方差以及时变系数遵循如下的演进过程：

$$\begin{aligned} \beta_t &= \mu_\beta + \Phi_\beta (\beta_{t-1} - \mu_\beta) + v_t, t = s+1, L, n \\ \alpha_t &= \mu_\alpha + \Phi_\alpha (\alpha_{t-1} - \mu_\alpha) + \zeta_t, t = s+1, L, n \\ h_t &= \mu_h + \Phi_h (h_{t-1} - \mu_h) + \xi_t, t = s+1, L, n \end{aligned} \quad (11)$$

$$V = Var \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_n & 0 & L & 0 \\ 0 & \Omega_\beta & O & M \\ M & O & \Omega_\alpha & 0 \\ 0 & L & 0 & \Omega_h \end{pmatrix} \quad (12)$$

上述式子是典型的 TVP-SV-VAR 模型，其中， β_t 和 α_t 为模型参数矩阵堆叠构成的向量， $h_t = \log(\sigma_t^2)$, v_t, ζ_t, ξ_t 分别为相应的随机波动。这里的 LT-TVP-VAR 模型是基于 TVP-SV-VAR 模型进行搜索并设定潜在门限的，重新设定参数 b_t 和 a_t ：

$$\begin{aligned} b_t &= \beta_t \cdot I(|\beta_t| \geq d_b) \\ a_t &= \alpha_t \cdot I(|\alpha_t| \geq d_a) \end{aligned} \quad (13)$$

这里， $I(\cdot)$ 为示性函数 (取值为 0 或 1)， d_b 和 d_a 分别是时变参数与联立系数的潜在门限水平。同时借鉴 Nakajima 和 West (2013)^[55] 的抽样估计过程，以拓展的 MCMC 算法对参数进行估计，令 $u_t = A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$ ，则 u_t 的协方差矩阵 Ω 可表示为：

$$\Omega_t = A_t^{-1} \sum_i \sum_i A_t^{-1} \quad (14)$$

对包含潜在门限时变 VAR 模型进行迭代，可以得到 VMA(∞) 的表达式：

$$y_t = \sum_{h=0}^{\infty} \Theta_{h,t} u_{t-h} \quad (15)$$

其中 $\Theta_{0,t} = I_k$ ， $\Theta_{h,t} = J' \beta_t J$ ， β_t 和 J 的矩阵形式如下：

$$\beta_t = \begin{bmatrix} \beta_t \\ I_{k(p-1)} : 0_{k(p-1) \times k} \end{bmatrix} \text{ 和 } J = (I_k : 0_{k \times k(p-1)}) \quad (16)$$

则 LT-TVP-VAR 的结构化脉冲响应函数为：

$$\Phi_t = (\Theta_{0,t}' : L : \Theta_{H,t}')' A_t^{-1} \sum_i \quad (17)$$

四、数据处理与变量构建

基于上述指数的构建方法，本文选取上证综指、中债综合指数、SHIBOR 一周拆借利率的日度数据以及国房景气指数的月度数据，采用主成分分析法建立金融不确定性指数，SHIBOR 最早推出于 2006 年第 4 季度。然后基于资本短缺的角度建立系统性金融风险指数：选择在上海证券交易所和深圳证券交易所上市的银行、证券公司、保险公司、信托公司合计 90 家金融机构，以及上海证券交易所发布的上证 180 金融指数作为整个金融系统的指数。在计算系统性金融风险时需要上市金融机构的杠杆率和资本，必须采用季报数据。因此，实证部分采用了研究期为 2006 年第 4 季度至 2020 年第 4 季度的季度数据。研究期的设置既考虑到 SHIBOR 的推出，也考虑到大多数金融机构的上市时间。风险度量模型中置信水平平均被设定为 99%。金融类和财务类数据均来源于 Wind 数据库和国泰安数据库，LT-TVP-VAR 模型中涉及的宏观数据来自国家统计局。

(一) 金融不确定性指数

与宏观经济不确定性与经济政策不确定性相比，金融不确定性指数可以更好地反映金融市场自身与金融体系的风险。四个金融市场的月度波动率如图 3 所示。从整体上看，股票市场的波动率最大，债券市场的波动率最小。

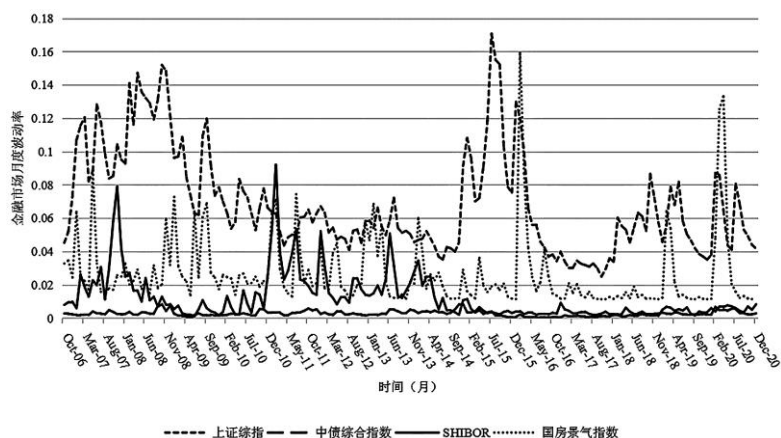


图 3 四个金融市场月度波动率的走势

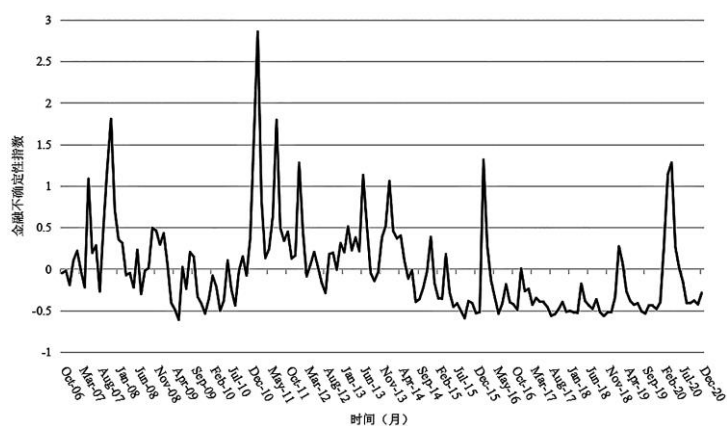


图 4 金融不确定性指数的走势

金融不确定性指数如图 4 所示，在重大外部事件发生时，金融不确定性指数出现明显的大幅上升。具体来说，2007-2008 年、2013-2014 年、2016 年初以及 2020 年上半年，金融不确定性指数的高峰分别对应着 2007 年中国股市大幅波动和随后的次贷危机、2013 年钱荒和 2016 年股市多次熔断以及 2020 年新冠疫情。这与一些学者利用大数据方法构建的金融不确定性指数基本一致，如图 5 所示。本文构建的不确定性指数与其他指数的差异在于 2011 年末出现了明显的高峰，其他指数则没有。从图 3 可以发现，此高峰的出现是由于当时 SHIBOR 和国房景气指数的波动高峰重合。而根据 Baker 等(2016)^[42]论文构建的中国经济政策不确定性指数以及王霞和郑挺国(2020)^[41]构建的中国宏观经济不确定性指数，同样在 2011 年末出现了高峰。从图 6 看，这一高峰正对应美国国家主权信用评级下调，次贷危机开始席卷欧洲。同时国内也进行了较大力度的宏观调控，重点是稳定物价、房地产价格和加强结构调整等。而如果金融不确定指数构建时不包括 SHIBOR 与房地产价格波动，就不会出现这个不确定性高峰，这反映了加入信贷市场和房地产市场波动率的金融不确定性指数更具有科学合理性。因此，本文构建的金融不确定性指数对自 2006 年发生的重大事件进行了比较明确、客观的刻画和反映，可以对我国金融市场和金融体系整体的不确定性程度进行较好的衡量。

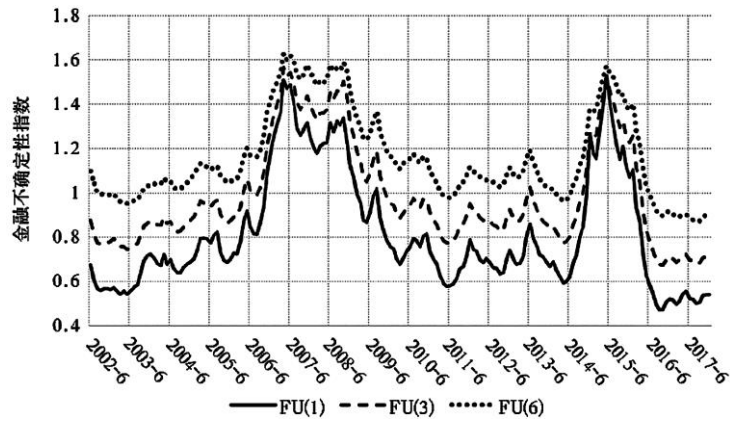


图 5 采用大数据方法构建的金融不确定性指数

资料来源：黄卓，邱晗，沈艳，童晨. 测量中国的金融不确定性——基于大数据的方法[J]. 金融研究，2018(11):30-46. 黄卓等共计选择 280 个月度经济金融变量，利用变量预测误差的波动率度量不确定性。



图 6 经济政策不确定性指数

资料来源：<http://www.policyuncertainty.com/>。数据统计截至 2018 年 12 月 31 日。

(二) 金融资产价格指数

金融资产价格在不确定性向系统性金融风险传导中起到重要作用。按照与构建金融不确定性类似的思路，本文基于资产负债表，选取上证综指、中债综合指数、中证基金指数和商品房平均销售价格分别作为股票、债券、基金和房地产的价格指数，采用主成分分析法构建了包含股票、债券、基金和房地产等主要金融资产，可以综合反映我国整体资产价格态势的金融资产价格指数，从而可以比较全面、准确地度量资产价格¹。所有原始数据均来源于 Wind 数据库和国家统计局，研究期间同上。

(三) 中国系统性金融风险指数

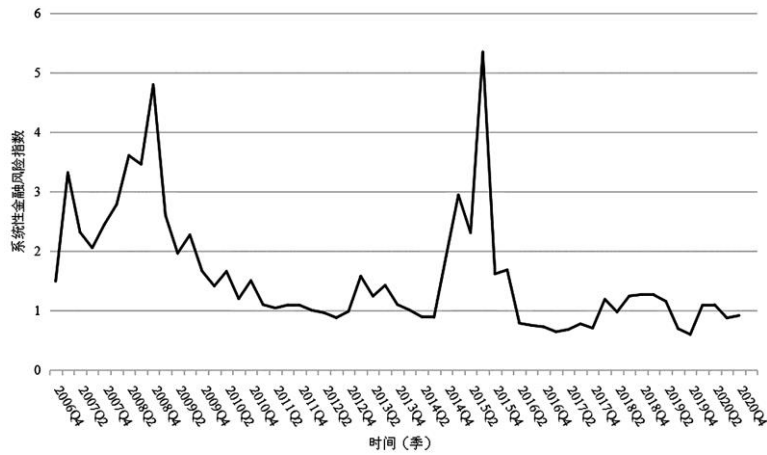


图 7 系统性金融风险指数的走势

中国系统性金融风险指数见图 7。2006 年底至 2009 年期间，系统性金融风险指数出现了一个显著高峰。这是因为在 2008 年金融危机由美国向全球蔓延期间，中国的股票市场、债券市场、房地产市场等关键金融市场同样受到明显冲击，系统性风险在短期内迅速累积。在此情形下，我国政府也前后出台了多项货币和财政政策缓解市场面临的潜在风险，刺激市场的交易活力，促使中国宏观经济逐步回暖。因此，2009 年以后，系统性金融风险的程度呈现下降趋势。

而 2013 年的小幅上升对应于“钱荒”时期；2015 年前后，系统性金融风险指数再次出现一个高峰，且最高点已超过 2008 年金融危机时期。究其原因，2015 年我国股票市场经历剧烈震荡，股价的大幅波动使得系统性风险快速上升，政府采取提供大量流动性的强力救市措施，系统性风险快速回落。而 2016 年起，我国政府开始逐步实施去杠杆、严管影子银行等措施，同时严控资本市场及房地产市场价格的大幅上升及波动，进而使得系统性金融风险逐渐趋于稳定，且相对较低。

由此可见，本文构建的系统性金融风险指数可以较好地捕捉自 2006 年以来系统性风险变化较大的重点时期，对系统性风险发生时间和资本短缺程度有很好的监管价值。

五、模型估计与实证结果分析

本文 LT-TVP-VAR 模型中的变量除了金融不确定性和系统性金融风险之外，还设置了金融资产价格、经济增长和货币政策三个变量，以反映金融不确定性通过金融市场和实体经济两个渠道以及两者相互作用对系统性金融风险的影响，进而深入分析这一传导机制的时变性。当然，系统性金融风险也会反过来影响其他经济变量，包括金融不确定性，这也是采用向量自回归模型的原因。其中，中国系统性金融风险(SFR)和金融不确定性(FU)按照前文叙述所得；经济增长(GDP)选取 GDP 季度同比增长率作为代理变量，货币政策(R)则选用货币供应量 M2 增长率；中国金融资产综合价格指数为金融资产价格(FP)的代理变量。

(一)模型的基本检验

首先，对模型中的变量进行了 ADF 平稳性检验。如表 1 所示，除 FP 在 5%的显著水平下为平稳序列外，GDP、SFR、R、FU 均在 1%的显著水平下为平稳序列。

表 1 ADF 平稳性检验

变量	检验类型 (C, T, L, D)	ADF 统计值	1%临界值	5%临界值	结论
----	-------------------	---------	-------	-------	----

GDP	(C, 0, 1, 0)	-5.977	-3.573**	-2.926*	平稳
SFR	(C, T, 0, 0)	-4.290	-4.137**	-3.494*	平稳
R	(C, 0, 2, D)	-2.511	-2.403**	-1.676*	平稳
FP	(C, T, 1, 0)	-3.580	-4.139	-3.495*	平稳
FU	(C, 0, 0, 0)	-5.386	-3.572**	-2.925*	平稳

注：检验类型中的 C、T、L、D 分别表示检验模型中的常数项、时间趋势、滞后项和漂移项，数值为 0 表示没有此项；临界值一列中带**的数值表示 1%显著水平下的显著，带*的数值表示 5%显著水平下的显著。

LT-TVP-VAR 模型属于 SVAR 模型，因此当变量之间存在同期影响关系时，模型中的变量顺序非常重要。对此，本文依据各变量的外生程度，将模型的变量顺序设定为：金融不确定性、金融资产价格、货币政策、经济增长和系统性金融风险。为了防止顺序设定可能产生的偏误，本文还对变量进入模型不同顺序的结果进行了敏感性检验，结果显示该模型对变量进入顺序并不十分敏感，变量间脉冲响应关系未因顺序调整发生较大变化。Carriero 等(2018)^[54]认为存在金融指标是“快速变量”这一事实，即金融变量对宏观冲击作出同期响应，且我们的后续实证检验也发现金融不确定性的影响具有较强的短期性。加之系统性金融风险是季度数据，样本数量受限，因此本文将模型的滞后期设置为 1。同时，LT-TVP-VAR 模型的 MCMC 抽样次数为 20000 次，利用 OxMetrics6 软件基于 MCMC 估计方法对模型进行估计。

表 2 是模型的参数估计结果。其中 CD 统计量和无效因子是判断 MCMC 模拟和估计效果的重要依据，CD 统计量检测了马尔科夫链的收敛性，无效因子可用于识别模拟所产生的不相关样本个数，当这两个参数通过检验时，才能证明模型估计的有效性。如表 2 所示，在 5%的置信水平下，CD 统计量均小于 1，且基本上大于 0.05，表明模型估计有效，同时不能拒绝趋于后验分布的原假设，预烧期可以使马尔科夫链较好地趋于集中；而从整体上看，模型估计的无效因子大部分小于 100，只有一个为 310.15，表明模型估计是有效的。

表 2 参数估计结果

变量	均值	标准差	95%置信区间	CD	无效因子
μ_{β}	0.1307	0.0839	[-0.0079, 0.2849]	0.000	132.25
Φ_{β}	0.8611	0.1097	[0.5852, 0.9935]	0.073	69.39
$(\Omega_{\beta})_1$	0.0227	0.0027	[0.0182, 0.0287]	0.970	49.85
μ_{α}	-0.1312	0.2953	[-0.6871, 0.5168]	0.096	79.73
Φ_{α}	0.8930	0.0905	[0.6619, 0.9951]	0.039	57.81
$(\Omega_{\alpha})_1$	0.0914	0.0315	[0.0452, 0.1677]	0.090	166.40
μ_h	0.1398	0.1453	[0.0061, 0.4479]	0.000	247.71
Φ_h	0.8987	0.1151	[0.5948, 0.9989]	0.000	140.42

续表 2

变量	均值	标准差	95%置信区间	CD	无效因子
$(\Omega_b)_1$	0.4848	0.5624	[0.0518, 2.1032]	0.007	310.15
$(d_b)_1$	0.1632	0.1371	[0.0084, 0.4687]	0.370	41.10
$(d_b)_2$	0.2925	0.2116	[0.0174, 0.7465]	0.000	151.22
$(d_a)_1$	0.6291	0.5963	[0.0354, 2.1278]	0.063	53.93
$(d_a)_2$	1.5136	0.7633	[0.8675, 3.2644]	0.699	99.95

资料来源：作者绘制。

进一步地，表 3 表明了潜在门限值的可接受率，参数结果表明不能拒绝“无门限效应”的原假设，说明模型在统计学意义上是具有科学性的。如表 3 所示，联系数数门限值可接受率分别为 38.9% 和 51.2%，同期约束门限关系值可接受率分别为 50.2% 和 45.5%，四者均大于 30%，最大值为 51.2%，表明金融不确定性、金融资产价格、价格型货币政策、经济增长、系统性金融风险之间存在显著的门限效应，变量的变化具有波动性和结构突变性而非平滑调整，因此本文选用 LT-TVP-VAR 模型是合理的。

表 3 潜在门限值的可接受率(%)

参数	$(d_b)_1$	$(d_b)_2$	$(d_a)_1$	$(d_a)_2$
潜在门限可接受率	38.9	51.2	50.2	45.5

(二)变量结构冲击的随机波动特征

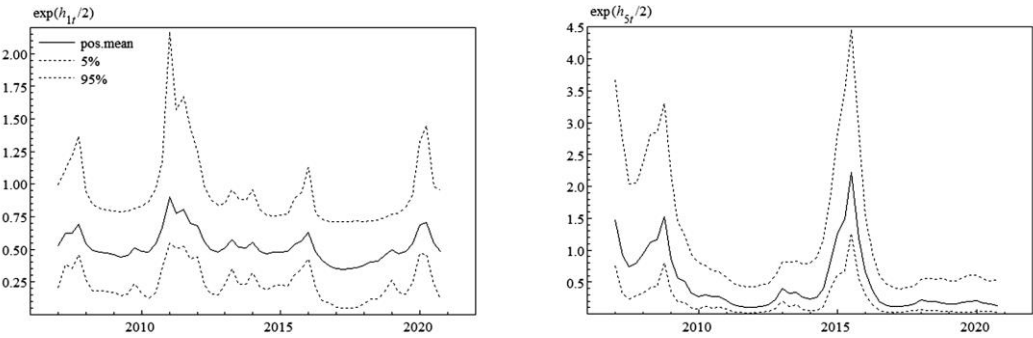


图 8 金融不确定性和系统性金融风险的随机波动率

图 8 显示了金融不确定性和系统性金融风险具有明显结构突变和时变波动性特征。2008 年、2011 年、2016 年、2020 年四个波动率变化较大的时点分别对应 2008 年的美国次贷危机、2011 年美国主权债务评级下调诱发的欧债危机、2015 年的股市震荡及熔断、2020 年的新冠疫情，印证了对结构冲击波动率采取时变假定的必要性。另外，系统性金融风险在 2008 年及 2016 年

出现明显的波动率上升，且 2016 年的幅度最大。这表明我国系统性金融风险更易受到我国股市波动影响，在 2015 年股市震荡和 2016 年初多次熔断期间，系统性金融风险不仅最高，波动幅度也是最大的。2016 年后，系统性金融风险波动率变化频率和幅度基本保持稳定。

(三) 等时间间隔脉冲响应函数

下面基于 LT-TVP-VAR 模型的时变冲击脉冲响应函数，具体分析不同经济金融环境下金融不确定性与系统性金融风险以及其他宏观变量之间的动态关系以及货币政策的调控效果。通过等时间间隔和特定时点的脉冲响应函数得到的脉冲响应图众多，为了聚焦研究重点，仅选择与研究目标密切相关的部分进行深入分析。

在研究期内每个时点上对自变量施加一单位正向冲击，绘制因变量在相同滞后期所产生的变化即为等时间间隔脉冲响应图。本文主要选取提前 2 个季度、4 个季度和 6 个季度冲击的脉冲响应分别分析自变量变化对因变量产生的短期、中期以及长期影响。

1. 金融不确定性影响系统性金融风险传导机制的时变性。

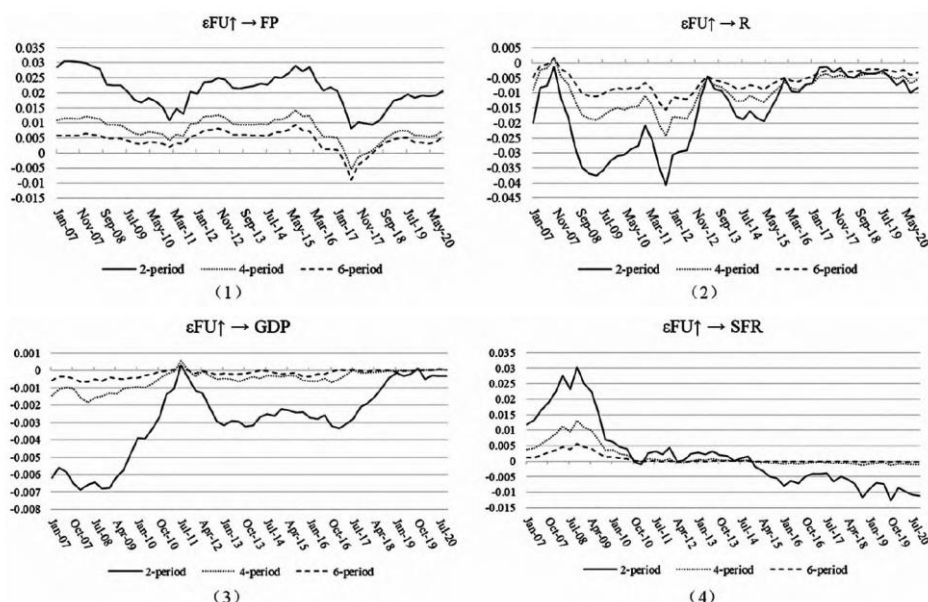


图 9 金融资产价格、利率、经济增长和系统性金融风险对金融不确定性冲击的等时间间隔脉冲响应

图 9(1)1 描绘了金融资产价格对金融不确定性冲击所产生的的脉冲响应曲线，响应曲线都在正值区域，意味着实际脉冲响应过程与理论预期存在差异：通常情况下，金融不确定性增加将会导致金融资产价格下跌。但我国金融不确定性的上升却推高了金融资产价格。而且在不同的时期，这种推高价格的作用程度存在差异：在不确定性更大的金融危机、股市震荡以及疫情期间，不确定性持续上升对金融资产价格上涨的影响更大。从 2005 年我国房地产价格开始持续上涨以后，房地产日益成为存款、股票等常规金融资产的替代资产，在我国资产结构中占比很大。在传统股市、债市风险激增时，房地产成为了唯一的避险资产，价格反而上升，这与严格控制房地产价格泡沫化的国家有较大的区别。甚至在 2020 年疫情后有少量中小企业专项救助贷款又改头换面进入了房地产市场。

图 9(2)描绘了利率对金融不确定性冲击所产生的脉冲响应曲线，再次显示实际响应与理论预期不符：从理论上不确定性增

加显然会提高资产风险溢价和利率，但图中显示不确定性增加降低了利率，尤其在 2015 年以前。其原因在于 2015 年以前我国利率更多体现为货币政策工具，并不是市场决定的均衡利率。2007-2008 年的全球金融危机给我国金融体系带来了很大不确定性，但国家快速反应，2008 年底就推出了四万亿经济刺激计划，提供了巨量流动性，大幅降低了利率。另外，在 2015 年夏股市剧烈震荡，国家也多方面出手，仅“国家队”买入股票市值就超过一万亿元，提供了大量的流动性(李志生等，2019^[57])。但随着近年来我国利率市场化进程加快和国家宏观调控的精细化、精准化，在 2020 年如此严重的疫情下，国家却没有依靠粗放的大水漫灌型货币政策，而是采用了更多直达实体经济的新型货币政策。

图 9(3)描绘了经济增长对金融不确定性冲击所产生的脉冲响应曲线，可以看出不确定性对经济增长的影响具有很强的短期性，在 2 个季度之后确实降低了经济增长，但 4 个季度之后几乎没有影响。另外在研究期内，金融不确定性对经济增长的消极影响也在逐渐减弱：在 2008 年金融危机期间，大幅降低了经济增长，2012-2018 年消极影响减弱，2018 年以后影响已经非常小了。其原因在于：由于国家及时调控，金融不确定性并没有抬升利率，也不会降低家庭和企业主要金融资产的价格，因此预防性储蓄与实物期权效应的影响都有限。

图 9(4)描绘了系统性金融风险对金融不确定性冲击所产生的脉冲响应曲线，具有非常显著的时变性。可以看出，在 2012 年前金融不确定性与系统性金融风险之间具有显著的正相关性，2008 年出现正向峰值，即不确定性会引发严重的系统性风险。但从 2012 年起，金融不确定性对系统性金融风险的影响已非常微弱，研究期末甚至出现轻微的负相关性。

根据本文图 2 所提出的金融不确定性对系统性风险影响的传导机制，结合上面的分析可以发现：由于房地产和房地产市场成为重要金融资产和金融市场的一部分，房地产成为传统金融市场震荡时期的避险资产，导致了金融不确定性并不会导致金融资产价格大幅下跌，传统金融体系与房地产市场也不会出现显著协同，这无疑削弱了金融不确定性通过金融体系诱发系统性金融风险的可能，同时也大大阻断了金融加速器效应。另外，由于我国及时和强有力的宏观调控，金融不确定性通过利率和消费者、投资者信心影响实体经济的渠道也受到大幅削弱。由于上述金融不确定性对系统性金融风险影响的整个传导机制多处受阻，所以从整体上看，自美国次贷危机以来金融不确定性对我国系统性金融风险的影响日益减小。特别典型的是面对 2020 年严重疫情，我国政府并没有如以往、也没有像其他国家一样提供庞大的救助包，而系统性风险却没有显著增加。

喻世友等(2020)^[32]也发现：中国不确定性冲击的宏观经济效应并未被高金融摩擦放大，这与现有文献关于国外经济的研究结论不同(Alessandri 和 Mumtaz, 2019^[26])。其原因是：在高不确定发生时，中国货币当局通过降低政策利率，有效降低信贷利差，及时对不确定性冲击做出了响应，对冲了不确定性冲击对宏观经济的不利影响。这部分支持了本文对不确定性对我国系统性风险传导机制的结论。

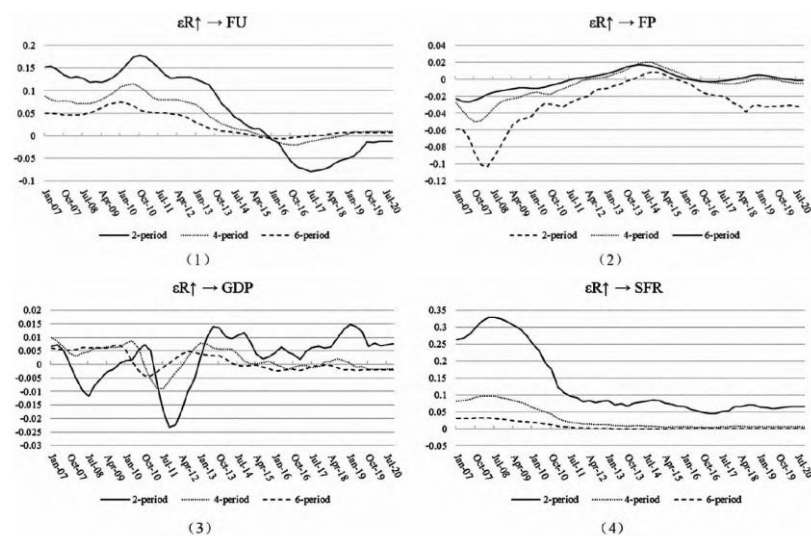


图 10 金融不确定性、金融资产价格、经济增长、系统性金融风险对利率冲击的等时间间隔脉冲响应

当然系统性金融风险除了受到金融不确定性影响外也会受到其他宏观经济变量的影响，在此不再赘述。

2. 常规货币政策对金融不确定性与系统性金融风险的作用。

研究金融不确定性和系统性金融风险关系的一个重要目的是为了更及时地采取适当的宏观调控政策降低不确定性、防范金融风险，因此这二者对货币政策的反应也是关注的焦点。

图 10(1)、(2)、(3)、(4) 分别描绘了金融不确定性、金融资产价格、经济增长、系统性金融风险对价格型货币政策——利率冲击所产生的等时间间隔脉冲响应曲线。研究期内，四者对利率的响应都在逐渐减弱。研究期初，利率提升(下降)显然会提高(降低)金融不确定性，降低(提高)金融资产价格，2015 年以后该效应已趋近于零；利率提升(下降)显然会降低(加速)经济增长，2015 年以后该效应减弱；利率提升(下降)显然会提高(降低)系统性金融风险，2012 年以后这一效应仍然存在，但作用已大幅减弱。即使大幅降低利率增加市场流动性，其对降低系统性风险的作用也是有限的。该研究结论与郑尊信等(2020)^[58]的发现一致，即随着商品金融化程度加深(在中国典型表现是房地产金融化)，使得货币政策效果更集中在存量库存(存量房产)形成的泡沫，而非实体经济，弱化了对实体经济的推动效应，加大货币政策调控难度与成本。

特别是，未来中国将会和发达国家趋势一致，表现出低利率甚至接近零利率，传统货币政策有效性受到更大的制约。进而更多研究重点将落到如何采用新的结构型货币政策以及宏观调控手段如何相互配合，从而降低金融不确定性和系统性金融风险。

(四) 不同特定时点的脉冲响应函数

本文进一步选择了中国发展历程中数个金融震荡剧烈和比较平稳的典型时期作为特定时点进行脉冲响应分析：2008 年第 3 季度对应金融危机、2011 年第 1 季度对于欧洲债务危机、2015 年第 3 季度对应股市震荡、2020 年第 1 季度对应新冠疫情阶段，而 2014 年第 2 季度、2018 年第 1 季度则是作为金融稳定阶段的参照。我们的研究重点在于：在不同的经济金融发展阶段，金融不确定性冲击对经济增长、金融资产价格、利率和系统性金融风险影响的时变特征。

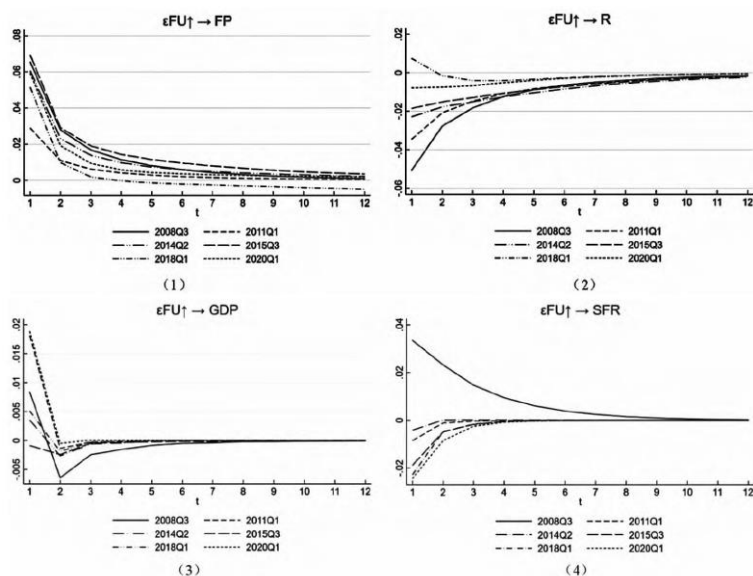


图 11 金融资产价格、利率、经济增长、系统性金融风险对金融不确定性冲击的特定时点脉冲响应

图 11(1)是金融资产价格在六个时点对金融不确定性冲击的响应函数。可以看出,各时期响应函数的走势基本一致,由第 1 期的正向反应逐渐向 0 附近衰减,在 3 个季度以后影响已经很小,说明其具有较强的短期性。其中,2015 年的响应函数处于相对较高的位置,而 2011 年则处于相对较低的位置。从整体上看,无论金融市场是否稳定,金融不确定性的上升都会对金融资产价格产生正向冲击,这也证实了图 9(1)的分析结论,即在我国房地产成为重要替代性金融资产的特殊国情下,金融不确定性越大,反而助长市场购入房地产的意愿,使得金融资产价格整体上呈现出上升趋势。

图 11(2)是利率在六个时点对金融不确定性冲击的响应函数。可以看出,不同时期的脉冲响应函数存在显著差异,提供了利率作为货币政策工具而不是内生变量的证据:2008 年、2011 年、2014 年、2015 年表现出显著的负向反应,因为这几个时期国家为了应对 2008 年次贷危机,2013 年的“钱荒”和 2015 年的股市震荡,都提供了大量的流动性。而 2018 年我国经济环境相对稳定,2020 年也没有采用提供巨量流动性的应对措施,所以 2018 年的利率反应基本符合理论预期:不确定性上升,金融市场利率上升。这与图 9(2)得出的结论一致:我国利率的市场化程度仍有待提高。

图 11(3)是经济增长在六个时点对金融不确定性冲击的响应函数。可以看出,除了 2008 年我国受到全球金融危机的不确定冲击后,经济出现明显下滑,其他各阶段由于宏观调控应对及时,基本上对实体经济影响不大,包括 2020 年严重疫情后生产恢复也很快。而且这二十年中国经济确实处于稳定增长阶段,基本没有明显的下跌时期,最多增速放缓。

图 11(4)是系统性金融风险在六个时点对金融不确定性冲击的响应函数,再次验证了我国特殊国情对二者关系的深刻影响。2007-2008 年次贷危机带来的不确定性严重打击了我国的实体经济,大大提高了我国系统性金融风险。然而,随着我国房地产价格攀升,日益成为重要替代性金融资产,不确定性对金融资产价格和金融市场的影响减小。同时,政府宏观调控政策及时,抑制利率攀升,保持了实体经济稳定增长,金融不确定性对我国系统性金融风险的影响日益减弱,2015 年后趋近于零甚至呈现轻微的负效应。这与图 9(4)的结论一致:由于我国现阶段的国情,金融不确定性影响系统性金融风险的传导机制受到严重制约,无论是金融市场,还是实体经济,甚至金融加速器效应均相应减弱,从而使得金融不确定性对系统性风险的影响大为减弱。

类似的,通过绘制和分析六个典型经济时点上金融不确定性、金融资产价格、经济增长与系统性金融风险对利率冲击的脉冲响应图,我们也得到这些宏观经济金融变量对价格型货币政策的敏感性逐渐降低的结论。

六、研究结论与政策建议

本文从理论上建立了金融不确定性对一国系统性金融风险影响的传导机制,并基于 LT-TVP-VAR 模型,采用 2006 年第 4 季度到 2020 年第 4 季度的中国数据,发现这一机制正逐渐受到严重制约,金融不确定性对我国系统性金融风险的影响日趋减弱。同时,金融不确定性与系统性金融风险对常规价格型货币政策调控的敏感性也逐步降低。具体研究结论和政策建议包括:

第一,在研究期内,金融不确定性的增加不会导致中国金融资产价格下跌,甚至带动房地产等金融资产价格上涨,这主要源于房地产逐渐在社会金融资产组合中占据较大比重。在金融不确定性上升的情况下,市场投资者会转而投资具有替代作用的房地产,进而带动金融资产价格上升;金融不确定性的增加虽然会给经济增长带来负面影响,但由于我国最近二十年一直处于增长通道,宏观调控日益成熟,民众预期持续向好,因此其对实体经济的负面影响也在逐渐减少。

第二,在研究期内,不确定性对金融市场和实体经济的影响减弱,金融资产价格与实体经济之间正反馈作用被阻断,广义金融加速器效应减弱,金融不确定性影响系统性风险的传导机制受到严重制约,金融不确定性的影响大为削弱。

第三,金融不确定性与系统性金融风险对常规价格型货币政策的敏感性逐步降低。因此,宏观调控对金融不确定性无需过度反应,大水漫灌的低利率政策并不能改善经济增长和缓释系统性金融风险,只会推高金融资产价格,国家需要更精细的直达实体经济新型货币工具或调控政策组合。

第四,我国利率市场化程度较低,虽然过去使用常规价格型货币政策进行宏观调控效果较好,但利率很难起到资金价格信号的作用,无法实现通过有效配置金融资源进而提高经济效率的目的。因此,应该进一步推动利率市场化,在经济金融的效率和稳定之间取得更好的平衡。

参考文献:

- [1]Knight, F. H. Risk, Uncertainty and Profit[M]. New York: Hart, Schaffner and Marx, 1921.
- [2]Ludvigson S C, Ma S, Ng S. Uncertainty and Business Cycles: Exogenous Impulse or Endogenous Response?[EB/OL], <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/mac.20190171&&from=f>, 2020.
- [3]黄卓, 邱晗, 沈艳, 童晨. 测量中国的金融不确定性——基于大数据的方法[J]. 金融研究, 2018(11):30-46.
- [4]刘场, 蔡松捷, 王学龙. 外部不确定性对中国系统性金融风险的影响研究——基于跨境资本流动视角与渠道[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2019, 40(11):136-143.
- [5]Czudaj, Robert, Beckmann, Joscha. Exchange Rate Expectations and Economic Policy Uncertainty[J]. European Journal of Political Economy, 2017, 47(Mar.):148-162.
- [6]叶五一, 曾海歌, 缪柏其. VIX 指数对股票市场间联动性影响的实证研究[J]. 统计研究, 2018, 35(06):68-76.
- [7]吴优, 尹力博. 不确定性与股票市场系统性关联的时变特征[J]. 管理科学, 2021, 34(01):130-141.
- [8]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, 54(05):63-80.
- [9]Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Commonality in Liquidity[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 56(1):3-28.
- [10]Nagel S. Evaporating Liquidity[J]. Cepr Discussion Papers, 2012, 25(7):2005-2039.
- [11]张宗新, 林弘毅, 李欣越. 经济政策不确定性如何影响金融市场间的流动性协同运动? 济政基于我国金融周期的视角[J]. 统计研究, 2020, 37(2):37-51.
- [12]Bernanke B S. Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1983, 98(1):85-106.
- [13]Bloom N. The Impact of Uncertainty Shocks[J]. Econometrica, 2009, 77(3):623-685.
- [14]Bansal R, Yaron A. Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(4):1481-1509.
- [15]Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring Uncertainty[J]. American Economic Review, 2015, 105(3):1177-1216.

-
- [16] Bloom N, Floetotto M, Jaimovich N, Saporta-Eksten I. Really Uncertain Business Cycles[J]. *Econometrica*, 2018, 86(3):1031-1065.
- [17] 金雪军, 钟意, 王义中. 政策不确定性的宏观经济后果[J]. *经济理论与经济管理*, 2014(02):17-26.
- [18] 张浩, 李仲飞, 邓柏峻. 政策不确定、宏观冲击与房价波动——基于 LSTVAR 模型的实证分析[J]. *金融研究*, 2015(10):32-47.
- [19] 田磊, 林建浩. 经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应吗?来自中国的经验证据[J]. *南开经济研究*, 2016(02):3-24.
- [20] 陈国进, 张润泽, 姚莲莲. 政策不确定性与股票市场波动溢出效应[J]. *金融经济研究*, 2014, 29(05):70-78, 99.
- [21] Bernanke B S, Gertler M. Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations[J]. *The American Economic Review*, 1989, 79(1):14-31.
- [22] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1(PART C):1341-1393.
- [23] Gertler M, Karadi P. A Model of Unconventional Monetary Policy[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58(1):17-34.
- [24] Gilchrist S, Sim J W, Zakrajsek E. Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics[J]. *NBER Working Paper*, 2014.
- [25] Caldara D, Fuentes-Albero C, Gilchrist S, Zakrajsek E. The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks[J]. *European Economic Review*, 2016:185-207.
- [26] Alessandri P, Mumtaz H. Financial Regimes and Uncertainty Shocks[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2019, 101:31-46.
- [27] Arellano C, Bai Y, Kehoe P J. Financial Frictions and Fluctuations in Volatility[J]. *Journal of Political Economy*, 2019, 127(5):2049-2103.
- [28] Hurdle W K, Wang W, Yu L. Tenet: Tail-Event Driven Network Risk[J]. *Journal of Econometrics*, 2016, 192, 499-513.
- [29] Carriere-Swallow Y, Cespedes L F. The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies[J]. *Journal of International Economics*, 2013, 90(2):316-325.
- [30] 杨子晖, 陈里璇, 陈雨恬. 经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究[J]. *经济研究*, 2020, 55(01):65-81.
- [31] Lhuissier S, Tripier F. Regime-Dependent Effects of Uncertainty Shocks: A Structural Interpretation[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2016.

-
- [32]喻世友,宋晓飞.不确定性冲击对宏观经济变量影响效应的差异性研究——基于金融摩擦区制的视角[J].中山大学学报(社会科学版),2020,60(05):170-181.
- [33]宋玉臣,黄杉.股票市场系统性金融风险积聚与释放的非对称特征[J].内蒙古社会科学,2020,41(04):109-115,213.
- [34]周弘,张成思,何启志.中国居民资产配置效率的门限效应研究:金融约束视角[J].金融研究,2018(10):55-71.
- [35]李程,赵艳婷.实体经济各部门杠杆率、房地产价格与金融风险联动研究[J].金融监管研究,2021(03):92-114.
- [36]张蕊,郭潇蔓,马瑞婷.资产价格变动对系统性金融风险影响的门限效应检验[J].统计与决策,2021,37(11):155-159.
- [37]刘金全,解瑶姝.瑶新常态”时期货币政策时变反应特征与调控模式选择[J].金融研究,2016(09):1-17.
- [38]Caggiano G,Castelnuovo E,Groshenny N.Uncertainty Shocks and Unemployment Dynamics in U.S.Recessions[J].Journal of Monetary Economics,2014,67:78-92.
- [39]王维国,王蕊.经济不确定性测度——基于 FAVAR-SV 模型[J].经济问题探索,2018(12):21-29.
- [40]马丹,何雅兴,翁作义.大维不可观测变量的中国宏观经济不确定性测度研究[J].统计研究,2018,35(10):44-57.
- [41]王霞,郑挺国.基于实时信息流的中国宏观经济不确定性测度[J].经济研究,2020,55(10):55-71.
- [42]Baker S R,Nicholas B,Davis S J.Measuring Economic Policy Uncertainty[J].Quarterly Journal of Economics,2016,131(4):1593-1636.
- [43]邓创,吴超.中国经济、金融不确定性的交互影响动态与宏观经济效应分析[J].系统工程理论与实践,2021,41(07):1625-1639.
- [44]方芳,苗珊,黄汝南.金融不确定性对国际证券资本流动的影响研究[J].国际金融研究,2021(04):57-66.
- [45]易纲.再论中国金融资产结构及政策含义[J].经济研究,2020,55(03):4-17.
- [46]张晓晶,刘磊.宏观分析新范式下的金融风险与经济增长——兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长[J].经济研究,2020,55(06):4-21.
- [47]张蕊,贺晓宇,戚逸康.极端市场条件下我国金融体系系统性风险度量[J].统计研究,2015,32(09):30-38.
- [48]Du Z,Escanciano J C.Backtesting Expected Shortfall:Accounting for Tail Risk[J].Management Science,2016,63,940-958.
- [49]Brownlees C,Engle R.SRISK:A Conditional Capital Shortfall Index for Systemic Risk Measurement[J].Social Science Electronic Publishing,2015.

[50]陈国进, 蒋晓宇, 刘彦臻, 赵向琴. 资产透明度、监管套利与银行系统性风险[J]. 金融研究, 2021(03):18-37.

[51]Bollerslev T, Tauchen G E, Zhou H. Expected Stock Returns and Variance Risk Premia. The Review of Financial Studies, 2009, 22(11):4463-4492.

[52]祝梓翔, 高然, 邓翔. 内生不确定性、货币政策与中国经济波动[J]. 中国工业经济, 2020(02):25-43, 1-15.

[53]Bachmann R, Elstner S, Sims E. Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2013, 5(2):217-249.

[54]Carreiro A, Clark T E, Marcellino M G. Endogenous Uncertainty[J]. Working Paper, 2018.

[55]Nakajima J, West M. Bayesian Analysis of Latent Threshold Dynamic Models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2013, 31(2):151-164.

[56]Primiceri G E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(3):821-852.

[57]李志生, 金陵, 张知宸. 危机时期政府直接干预与尾部系统风险——来自 2015 年股灾期间“国家队”持股的证据[J]. 经济研究, 2019, 54(04):67-83.

[58]郑尊信, 姜春艳, 徐晓光, 朱福敏. 货币政策、商品金融化与物价波动[J]. 经济研究, 2020, 55(07):76-91.

注释:

1 详细计算请见:张蕊, 郭潇蔓, 马瑞婷. 资产价格变动对系统性金融风险影响的门限效应检验[J]. 统计与决策, 2021, 37(11):155-159.