

# 系统性金融风险对经济增长的影响及政策调控效果

贾妍妍<sup>1</sup> 武坤<sup>1</sup> 杨涛<sup>2</sup>

(1.天津财经大学金融学院,天津 300221;2.山东大学商学院,山东威海 264209)

**摘要:**稳增长与防风险是监管当局目前关注的重点。本文基于在险增长模型(GaR)考察了系统性金融风险对经济增长的影响,并从系统性金融风险的高低状态方面探讨了影响的异质性,同时探究了不同类型宏观政策对经济脆弱性的调控效果。研究结果表明,首先,从系统性金融风险对经济增长的影响来看,系统性金融风险对经济下行风险的影响比对经济上行风险的影响更为明显,系统性金融风险对经济增长的短期影响较长期影响更明显。其次,从系统性金融风险的潜在状态来看,高系统性金融风险状态会降低经济增长,低系统性金融风险状态会提高经济增长。最后,从政策调控效果来看,紧缩性价格型货币政策会提高经济脆弱性,宽松性数量型货币政策会降低经济脆弱性,宽松性财政政策会提高经济脆弱性。本文将系统性金融风险与经济增长纳入统一框架,为实现稳增长与防风险的动态平衡提供参考。

**关键词:**系统性金融风险;经济增长;在险增长模型;经济脆弱性;政策调控效果

**中图分类号:**F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)06-0052-14

## 一、引言

现阶段,我国化解系统性金融风险攻坚战取得了重大成效,但防风险仍然是金融服务实体经济目标中永恒的主题。党的二十大报告明确指出,当前中国“防范金融风险还须解决许多重大问题”,并提出要“加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险底线”。2021年8月,中央财经委员会第十次会议强调“要夯实金融稳定的基础,处理好稳增长和防风险的关系”。党的十九届六中全会通过的《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议》强调“坚持金融为实体经济服务,全面加强金融监管,防范化解经济金融领域风险”。

**收稿日期:**2023-06-21

**基金项目:**国家社会科学基金青年项目“‘稳增长’与‘防风险’双重目标的理论解构、量化评估与政策应对研究”(23CJY036)

**作者简介:**贾妍妍(1992—),女,河北邯郸人,天津财经大学金融学院讲师;

武坤(1992—),男,河南安阳人,天津财经大学金融学院博士生;

杨涛(1990—),男,山东威海人,山东大学商学院讲师,本文通讯作者。

系统性金融风险是指金融体系整体或局部受到破坏导致金融服务中断、对实体经济具有潜在负面影响的风险。金融风险的积聚借助金融系统的顺周期性和金融加速器效应放大金融冲击对实体经济的负面影响,导致经济环境的恶化。实体经济的发展离不开金融体系的支持。当多数金融部门共同受到负向冲击时,金融机构的资产负债结构将会恶化。为保证自身的安全性和流动性,金融机构会削减信贷或者筹集资金,但在宏观环境不利、金融部门资产负债表恶化的情况下,金融机构筹集资金难度较大。与此同时,当多数金融机构同时削减信贷,又会导致更加不利的宏观环境,使金融市场的融资功能进一步丧失,加剧实体经济融资难、融资贵的问题,从而阻碍实体经济的发展。此外,由于金融市场和实体经济之间存在双向信息反馈机制,金融市场的投资者情绪波动可能会被信息摩擦放大,并对实体经济产生较大冲击<sup>[1]</sup>。因此,坚持金融安全是维护经济安全的重要前提,警惕金融部门向实体经济的风险扩散,是提高金融服务实体经济能力的题中之义。

国内外文献同样支持了上述观点。Allen等(2012)构建系统性金融风险指标CATFIN,并证明其可以提前一年预测美国经济下滑<sup>[2]</sup>。Giglio等(2016)使用分位数回归模型研究了19种不同系统性金融风险指标对美国和欧洲实体经济活动的预测能力,发现系统性金融风险对实体经济活动的下行风险有显著的预测能力,但是系统性金融风险不能预测实体经济活动的上行风险<sup>[3]</sup>。Acharya等(2017)认为整个金融部门资本金短缺会对实体经济造成伤害<sup>[4]</sup>。在此基础上,Brownlees和Engle(2017)进一步解释了资本金短缺对实体经济的影响。当实体经济下滑,企业资产负债表恶化,银行资本金受损时,银行不愿也无法向实体经济投放足够的贷款,从而进一步影响实体经济<sup>[5]</sup>。Adrian等(2019)发现金融条件的恶化与GDP增长条件波动的增加和条件均值的下降有关<sup>[6]</sup>。黄乃静和于明哲(2020)发现系统性金融风险的升高会显著增加未来实体经济的下行风险,且金融机构特征指标在短期能很好地预测未来实体经济风险,金融市场指标则在中期和长期对实体经济风险有较好的预测效果<sup>[7]</sup>。刘晓星等(2021)通过金融市场系统性金融风险冲击对宏观经济指标的脉冲响应结果来测度我国宏观经济韧性<sup>[8]</sup>。

此外,众多文献关注到了系统性金融风险不同状态下的风险状况。李政等(2022)、杨子晖和戴志颖(2023)通过将行业波动率分解为好波动和坏波动考察了正负向冲击下的行业风险状况和风险传染关系,发现同向波动关联更紧密且负向冲击诱发风险共振更强烈、上行(下行)风险解释了牛市(熊市)期间的风险传染<sup>[9][10]</sup>。也有学者关注到了系统性金融风险的不同状态对实体经济影响的差异。Liliana等(2014)发现当金融周期不同时,金融风险对实体经济产生的作用会有差异<sup>[11]</sup>。张勇等(2017)从经济主体非理性行为范式角度探讨了金融压力对宏观经济的影响机制,并借鉴“情绪加速器机制”分析了不同压力状态下金融压力影响宏观经济的非线性效应<sup>[12]</sup>。欧阳资生和周学伟(2022)利用分位数对分位数方法,考察了系统性金融风险不同分位点对宏观经济不同分布的溢出效应<sup>[13]</sup>。

上述文献大多从系统性金融风险对实体经济预测的角度探讨了金融风险对实体经济的影响,但大部分研究多局限于金融风险对实体经济的条件均值提供点估计。然而经济增长的概率分布是不对称的,经济增长的真实风险,既可能发生在未来经济增长的平均水平上,也有可能发生在经济出现下滑的状态下。为此,Adrian等(2019)提出了在险增长模型<sup>[6]</sup>,可以构建未来实体经济增长的完全分布。张晓晶和刘磊(2020)基于在险增长模型分析了金融脆弱性对经济增长的影响。他们通过案例分析观察政策对经济增长的调控效果,但并未实施具体的数值分析,不足以准确测度政策的实施效果<sup>[14]</sup>。需要指出的是Adrian等(2019)、张晓晶和刘磊(2020)采用的金融条件指标仅考察季度或年度的宏观金融变量,没有考虑金融市场之间波动风险的溢出,同时其较低的频率也无法及时反映出系统性金融风险的变化,且他们并未考虑到系统性金融风险的不同状态对经济增长影响的异质性<sup>[6][14]</sup>。

基于此,本文首先通过在险增长模型考察了系统性金融风险对经济增长的影响。其次分析了系统性金融风险不同状态对经济增长的影响,以探讨金融风险对经济增长影响的异质性。最后,本文依据时变参数向量自回归(Time-Varying Parameter VAR,简称TVP-VAR)模型探究不同类型宏观政

策对经济脆弱性的调控效果,为我国宏观政策调控提供借鉴。本文的主要贡献可能在于以下三点:

第一,本文通过金融变量之间的相互风险溢出测度整体金融风险,并基于在险增长模型讨论经济稳定与金融稳定之间的关系。已有关于金融与实体经济关系的研究中,多采用金融条件指标进行分析。但金融条件指标仅考虑了金融变量之间的纵向关联,对金融变量之间的相互影响关注不足。随着跨市场金融工具的涌现、金融混业经营的深化以及金融自由化程度的提高,不同金融部门的业务联系更加紧密,金融子市场间的联动性不断提升。各子市场内部风险常常在跨市场传染过程中被放大,金融风险跨市场的传染性加剧,金融市场风险共振不断加强,对宏观经济的破坏力也随之增强。因此,本文通过构建网络模型考察不同金融子系统之间的相互影响,以此度量系统性金融风险指标,并基于在险增长模型刻画系统性金融风险对经济增长的影响。

第二,本文对比分析了系统性金融风险不同状态对实体经济影响的异质性。由于信息不对称,经济主体无法充分获知金融市场信息,因此会利用有限信息和自身情绪对市场表现做出反应。在金融风险的不同状态下,经济主体的情绪状态不同,这会影响到经济主体对预期损失的风险感知不确定性,进而影响其投资意愿,最终对经济增长产生影响。因此,本文基于马尔可夫区制转换模型识别系统性金融风险的高低风险状态,分析其对经济增长的影响异同。

第三,本文对比分析了不同类型政策对经济脆弱性的实施效果。本文使用 TVP-VAR 模型考察了价格型货币政策、数量型货币政策和财政政策对经济脆弱性的调控效果。TVP-VAR 模型一般用于研究时变的政策传导机制,较少有文献使用 TVP-VAR 模型来进行政策有效性评估。通过对比不同经济政策的实施效果,有助于更好地理解我国宏观政策调控理论,也有助于为实现不同类型宏观政策在稳增长与防风险目标下的有效协调联动提供理论参考。

## 二、模型与数据

本部分首先介绍了在险增长模型并将系统性金融风险与经济增长放置统一框架进行分析。具体而言,依次介绍了分位数回归模型、拟合概率密度函数和构建经济脆弱性指标的方法,然后介绍了基于 TVP-VAR 模型的政策有效性评估,最后描述了本文的数据情况,包括数据来源、指标选取和 risk 指标构建。

### (一)在险增长模型

1.分位数回归。为了刻画实体经济增长与系统性金融风险之间的关系,本文通过分位数回归得到实体经济几个关键分位数的回归系数。具体而言,将系统性金融风险 and 当期经济增长指标作为解释变量,将向前 h 期的经济增长指标作为被解释变量构建分位数回归模型。相比经典的计量模型,分位数回归可以估计出每个分位数上的模型参数。本文构建的分位数回归模型如式(1)所示:

$$y_{t+h}^{\tau} = x_t \beta^{\tau} + \epsilon_{t+h} \tag{1}$$

式(1)中, $y_{t+h}^{\tau}$ 表示向前 h 期的经济增长,并划分为不同的分位数  $\tau$ ,  $x_t$  表示解释变量向量,包括常数项、当期经济增长和系统性金融风险指标。 $\beta^{\tau}$  是一个系数矩阵,列为解释变量的回归系数,行为不同分位点的回归系数。h 表示预测期数,本文使用月度数据,分别用 h=1 和 12 表示短期(1 个月)和长期(12 个月,1 年),以分析系统性金融风险对经济增长的短期和长期影响。 $\beta^{\tau}$  的估计值为残差的分位数加权绝对值最小,形式如式(2)所示:

$$\hat{\beta}_{\tau} = \operatorname{argmin}_{\beta_{\tau} \in R^k} \sum_{t=1}^{T-h} (\tau \cdot 1_{(y_{t+h} \geq x_t \beta)} |y_{t+h} - x_t \beta_{\tau}| + (1 - \tau) \cdot 1_{(y_{t+h} < x_t \beta)} |y_{t+h} - x_t \beta_{\tau}|) \tag{2}$$

式(2)中, $1_{(\cdot)}$ 为示性函数,若括号内的逻辑关系成立,则为 1,否则为 0。该式的目的是根据残差项的大小给予残差绝对值以不同的权重。基于  $x_t$  的分位数回归中, $y_{t+h}$  的预测值为:

$$\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau|x_t) = x_t \hat{\beta}_{\tau} \tag{3}$$

Koenker 和 Bassett(1978)认为, $\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau|x_t)$ 是基于  $x_t$  条件下  $y_{t+h}$  分位数函数的一致线性估计<sup>[15]</sup>。相比于普通最小二乘回归(OLS),分位数回归有如下特点:(1)最小化残差的绝对值,而非残

差的平方。(2)根据残差项高于或低于分位数给予不同的权重。

2.拟合概率密度函数。将分位数回归结果和真实值结合,拟合出一个偏态 t 分布的概率密度函数。偏态 t 分布是在传统 t 分布的基础上加入表示偏度的参数,使钟形曲线可以表示出左偏或右偏的特质。偏态 t 分布可以弥补传统 t 分布得到的累积分布函数易受残差扰动和估计误差影响、具有较大不规则性等方面的不足。偏态 t 分布的概率密度函数如式(4)所示:

$$f(y; \mu, \sigma, \alpha, \nu) = \frac{2}{\sigma} t\left(\frac{y - \mu}{\sigma}; \nu\right) T\left(\alpha \frac{y - \mu}{\sigma} \sqrt{\frac{\nu + 1}{\nu + \left(\frac{y - \mu}{\sigma}\right)^2}}; \nu + 1\right) \quad (4)$$

式(4)中,  $t(\cdot)$  和  $T(\cdot)$  分别表示偏态 t 分布的概率密度函数和累积分布函数。 $\mu$  为期望,  $\sigma$  为标准差,  $\alpha$  为偏度,  $\nu$  为自由度。偏态 t 分布是在原始 t 分布的基础上加入表示偏度的参数  $\alpha$ 。当  $\alpha = 0$  时, 偏态 t 分布退化为一个简单的 t 分布; 当  $\alpha = 0$  且  $\nu = 0$  时, 偏态 t 分布退化为正态分布; 当  $\alpha \neq 0$  且  $\nu = \infty$  时, 偏态 t 分布转变为一个偏态正态分布。

对于每一期数据, 都可以通过使式(3)估计得到的条件分位数  $\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau | x_t)$  与式(4)表示的偏态 t 分布累积分布函数的反函数  $F^{-1}(\tau; \mu_t, \sigma_t, \alpha_t, \nu_t)$  之间的距离平方和最小化, 估计出偏态 t 分布的四个参数:

$$\{\hat{\mu}_{t+h}, \hat{\sigma}_{t+h}, \hat{\alpha}_{t+h}, \hat{\nu}_{t+h}\} = \underset{\mu, \sigma, \alpha, \nu}{\operatorname{argmin}} \sum_{\tau} (\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau | x_t) - F^{-1}(\tau; \mu, \sigma, \alpha, \nu))^2 \quad (5)$$

式(5)中,  $\hat{\mu}_{t+h} \in \mathbb{R}$ , 表示经济增长的期望值, 对其的估计既可通过式(5)实现, 也可通过外生设定得到, 例如将其设定为对经济增长的一致预期, 这种方法可以减少一个估计参数。 $\hat{\sigma}_{t+h} \in \mathbb{R}^+$ , 表示经济增长的标准差, 它决定了整体的波动性。 $\hat{\alpha}_{t+h} \in \mathbb{R}$ , 表示经济增长的偏度。该值大于 1 表示右偏; 小于 1 表示左偏, 实际中, 左偏的风险往往大于右偏。 $\hat{\nu}_{t+h} \in \mathbb{Z}^+$ , 表示概率分布函数的自由度, 其经济含义较为薄弱。

3.经济脆弱性指标构建。本文通过构建经济脆弱性指标度量系统性金融风险对实体经济影响的具体作用。经济增长概率分布存在非对称性, 真正的风险不仅体现在未来经济增长的均值上, 也体现在出现下行风险的概率上。对于市场参与者与政策制定者而言, 对期望的了解固然重要, 但也要综合考虑上行风险、下行风险以及不同时期风险的整体情况后才能做出更为理性的选择<sup>[8]</sup>。因此, 可通过经济上行风险和经济下行风险指标来考察实体经济应对系统性金融风险冲击的脆弱程度。

本文的经济脆弱性指标包括经济上行风险和经济下行风险两类指标。经济上行风险和经济下行风险指标的构建包括两种方法, 第一种是结合条件分布和无条件分布, 通过考察条件分布相对于无条件分布的“增量”信息在极端下行风险和上行风险条件下的概率密度计算得到下行熵(Downside,  $L^D$ )和上行熵(Upside,  $L^U$ ), 用以表示经济的下行风险和上行风险。第二种是直接通过条件分布的累积分布函数计算极端下行风险和上行风险的概率密度, 进而得到预期下行(Shortfall, SF)指标和预期上行(Longrise, LR)指标。其中预期下行(SF)指标类似于期望损失(ES)。期望损失的含义为当投资组合的损失超过在险价值(VaR)阈值时所遭受的平均损失程度。相比收益率波动幅度, 期望损失衡量的是投资组合的极端损失风险, 预期下行(SF)指标则衡量了经济下行的尾部风险。与期望损失不同的是, 预期下行考虑的是不同分位点的情况。

对比经济上下行风险构建的两种方法可以发现: 第一种方法得到的指标是一个相对概念, 即经济增长的条件分布的尾部行为超过了无条件分布的尾部行为。第二种方法得到的指标是一个绝对概念, 即经济增长条件分布的尾部行为。因此, 如果无条件分布和条件分布都是负偏斜的, 则第一种方法得到的指标将相对较低, 而第二种方法得到的指标将相对较高。

对于选定的目标概率  $\pi$ , 经济脆弱性的定义如式(6)~式(9)所示:

$$L_t^D(f_{y_{t+h}|x_t}; \hat{g}_{y_{t+h}}) = - \int_{-\infty}^{\hat{F}_{y_{t+h}|x_t}^{-1}(0.5|x_t)} (\log \hat{g}_{y_{t+h}}(y) - \log f_{y_{t+h}|x_t}(y|x_t)) f_{y_{t+h}|x_t}(y|x_t) dy \quad (6)$$

$$L_t^U(\hat{f}_{y_{t+h}|x_t}; \hat{g}_{y_{t+h}}) = -\int_{\hat{F}_{y_{t+h}|x_t}(0.5|x_t)}^{\infty} (\log \hat{g}_{y_{t+h}}(y) - \log \hat{f}_{y_{t+h}|x_t}(y|x_t)) \hat{f}_{y_{t+h}|x_t}(y|x_t) dy \quad (7)$$

$$SF_{t+h} = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} \hat{F}_{y_{t+h}|x_t}^{-1}(\tau|x_t) d\tau \quad (8)$$

$$LR_{t+h} = \frac{1}{\pi} \int_{1-\pi}^1 \hat{F}_{y_{t+h}|x_t}^{-1}(\tau|x_t) d\tau \quad (9)$$

式(6)、式(7)中,  $\hat{f}_{y_{t+h}|x_t}(y|x_t) = f(y; \hat{\mu}_{t+h}, \hat{\sigma}_{t+h}, \hat{\alpha}_{t+h}, \hat{\nu}_{t+h})$  为估计的偏 t 分布。  $\hat{F}_{y_{t+h}|x_t}(y|x_t)$  是与  $\hat{f}_{y_{t+h}|x_t}(y|x_t)$  相关的累积分布。  $\hat{F}_{y_{t+h}|x_t}^{-1}(0.5|x_t)$  是条件中值。  $\hat{g}_{y_{t+h}}(y)$  是通过匹配经济增长的无条件经验分布计算的无条件密度。

## (二) 政策有效性评估

为考察不同类型经济政策对经济脆弱性的调控效果, 本文基于 Primiceri(2005) 提出的时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)进行分析<sup>[16]</sup>。相比基准的 VAR 模型, TVP-VAR 模型可以更准确直观地量化分析政策变动对经济脆弱性的影响, 且不会损失样本信息。将纳入模型中的不同政策变量(价格型货币政策、数量型货币政策和财政政策)以及经济脆弱性指标列为  $m \times 1$  维的列向量, 记为  $y_t$ , 模型的形式如式(10)所示:

$$y_t = c_t + B_{1t}y_{t-1} + \dots + B_{st}y_{t-s} + e_t, e_t \sim N(0, W_t) \quad (10)$$

式(10)中,  $y_t$  是  $k \times 1$  维向量,  $c_t$  是  $k \times 1$  维的截距项,  $B_{it}$  是  $k \times k$  维的时变系数矩阵, 其第  $m$  行、第  $n$  列的元素代表在其它变量不变的情况下  $y_{n,t-s}$  对  $y_{m,t}$  的影响。本文在统一的框架下捕捉了价格型货币政策、数量型货币政策和财政政策以及经济脆弱性等两两之间的时变的相互作用。  $W_t \equiv A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t A_t^{-1}$ , 其中  $\Sigma_t \equiv \text{diag}(\sigma_{1t}, \sigma_{2t}, \dots, \sigma_{mt})$ , 而  $A_t$  是  $k \times k$  维捕捉  $y_t$  的同期相关的时变系数矩阵, 按照 TVP-VAR 模型常用的标准递归辨识方法, 定义为如式(11)所示的下三角矩阵:

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21,t} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1,t} & \dots & a_{k,k-1,t} & 1 \end{pmatrix} \quad (11)$$

本文将参数矩阵  $B_{1t}, B_{2t}, \dots, B_{st}$  进行堆积, 形成新的  $k^2 s \times 1$  参数向量  $\beta_t$ , 同时定义  $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-s})$ , 其中  $\otimes$  是克罗内克积。因此, 本文可将式(10)转换为式(12)形式:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I) \quad (12)$$

为了更好地展示参数是如何随时间变化的, 本文定义  $a_t \equiv (a_{21,t}, a_{31,t}, a_{32,t}, a_{41,t}, \dots, a_{kk-1,t})'$  为下三角矩阵  $A_t$  中元素的堆积向量, 而  $h_t \equiv (h_{1t}, h_{2t}, \dots, h_{kt})'$ , 其中  $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, \forall j = 1, 2, \dots, k, t = s+1, \dots, n$ 。本文假定参数向量  $\beta_t, a_t$  和  $h_t$  服从如式(13)所示的随机游走过程:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta t}, a_{t+1} = a_t + \mu_{at}, h_{t+1} = h_t + \mu_{ht}, \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{at} \\ \mu_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left( 0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \quad (13)$$

式(13)中  $t = s+1, \dots, n$ , 而  $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0}), a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0}), h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ 。

本文借鉴陈创练等(2018)<sup>[17]</sup>, 采用马尔可夫链蒙特卡洛(MCMC)模拟对 TVP-VAR 模型进行估计, 进行 10000 次抽样, 预烧抽样舍去前 2000 次, 设定先验分布及参数满足:  $\Sigma_{\beta} \sim IW(25, 0.01I)$ ,  $(\Sigma_a)_i^2 \sim IG(4, 0.02), (\Sigma_h)_i^2 \sim IG(4, 0.02)$ , 其中  $(\Sigma_a)_i^2$  和  $(\Sigma_h)_i^2$  分别代表矩阵  $\Sigma_a$  和  $\Sigma_h$  对角线第  $i$  个数, 而 IW 和 IG 分别表示逆 Wishart 和逆 Gamma 分布。本文估计了抽样参数的后验均值、标准差、95% 置信区间以及收敛概率 Geweke 检验等参数。在 5% 的显著性水平下, 大部分变量的 Geweke 检验无法拒绝估计参数收敛于后验分布的原假设, CD 收敛诊断值小于临界值, 样本收敛性良好。在时变参数估计基础上, 本文得到模型中政策变量对经济脆弱性的脉冲响应。

### (三)变量选取及来源情况

1.数据来源与指标选取。金融系统包括金融机构和金融市场两部分。首先,银行机构是我国最重要的金融机构,所以本文将金融机构分为银行机构和非银金融机构两类。其次,本文以股票市场、债券市场、外汇市场、货币市场和房地产市场作为金融市场的代表进行分析。股票市场、债券市场、外汇市场和货币市场是金融系统的重要组成部分,不仅是金融风险的主要载体,也是政策当局实施调控政策的主要场所<sup>[18]</sup>。同时,房地产市场的迅猛发展也催生了金融风险及各类资产泡沫<sup>[19]</sup>。因此,本文采用上证综指、中证全债、美元兑人民币汇率、银行间存款类金融机构7天回购利率(DR007)分别衡量股票市场、债券市场、外汇市场和货币市场。本文借鉴周开国等(2021)<sup>[18]</sup>,先得到房地产行业上市公司的股价数据,然后基于市值加权得到房地产市场指数。银行机构、非银金融机构指标的获取方式与此相同。最后,本文的样本期为2005年7月22日至2021年12月31日,采用周频数据以避免不同市场交易时间不一致性问题。数据来源于Wind经济数据库。

2.金融系统风险指标构建。借鉴方意等(2021)<sup>[20]</sup>,本文选取的货币市场的代理变量为银行间隔夜Shibor利率,该指标本质上是收益率的概念。其他金融市场收益率均采用对数收益率形式, $r_i = [\ln(p_{i,t+1}) - \ln(p_{i,t})] \times 100$ ,其中, $i$ 表示某个金融市场, $p_{i,t}$ 表示第*i*个市场的价格指数。杨志辉和杨嵩(2021)发现银行杠杆对经济增长没有显著作用,但银行杠杆波动风险对经济增长有显著的抑制作用<sup>[21]</sup>。因此,本文基于GARCH(1,1)模型计算各个金融子系统的波动率,以此表示各个金融子系统的个体波动风险。

借鉴Diebold和Yilmaz(2014)<sup>[22]</sup>,本文基于广义方差分解方法,构建金融子系统之间的风险溢出网络,计算得到系统性金融风险指标。本文构建一个包含各金融子系统波动率向量的VAR模型。根据BIC和SBC信息准则,选择的VAR模型的滞后期数为1期。由于本文的样本频率为周频,采用的预测期数为4期(约1个月)。

## 三、系统性金融风险对经济增长的影响

本部分首先考察了我国系统性金融风险与经济增长的概况,并分析了两者之间的关系。随后本文考察了重要风险事件下经济增长的概率分布情况。最后本文分析了经济脆弱性的情况。

### (一)我国系统性金融风险与经济增长状况

为了得到时变的系统性金融风险指标,本文采用滚动方法进行分析。借鉴周开国等(2021)<sup>[18]</sup>,本文采用的滚动窗口为52周(大约1年)。由于经济增长指标的数据频率为月度频率,本文将周度频率的系统性金融风险指标取月度平均转为月度频率。图1描述了系统性金融风险 and 经济增长的时序特征。

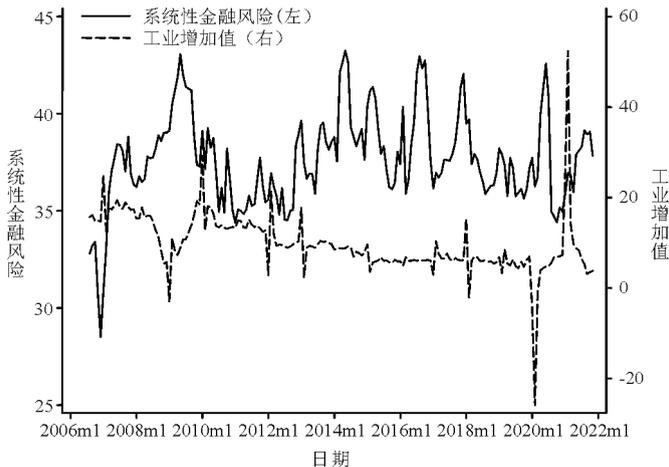


图1 系统性金融风险与经济增长的时序图

从系统性金融风险的走势来看,整体而言,我国系统性金融风险水平基本保持稳定,长期维持在28%~46%之间浮动,且在样本期内,系统性金融风险水平呈上升趋势。具体而言,我国系统性金融风险呈现阶段性特征。从2006年至2009年2月,系统性金融风险水平不断上升。2009年3月至2011年底,系统性金融风险水平在36%~40%之间浮动,波动幅度较小。自2012年起,系统性金融风险水平的波动幅度增大。系统性金融风险指标准确捕捉了我国经济金融系统的关键风险点。在2013年“钱荒”、2015年“股市异常波动”、2018年债券市场大规模违约和2020年COVID-19等风险事件时期,系统性金融风险水平明显增大。

从经济增长的走势来看,我国经济增长也呈现阶段性特征。从2006年至2008年6月,我国经济增长保持高位运行。从2008年7月至2009年初,受国际金融危机的影响,我国经济增长水平出现大幅下滑,并一度出现负增长。2009年,受“四万亿”等经济刺激计划的影响,我国经济增长快速反弹,并一度达到峰值。自2010年起,我国经济增长有明显的下行趋势。2020年初,受COVID-19事件的影响,我国经济增长明显下滑,但得益于我国有效的疫情防控政策,我国及时有效地控制住疫情,在2021年初,我国经济增长明显复苏。

从系统性金融风险与经济增长的关系来看,平均而言,系统性金融风险比经济增长的变动频率更高。系统性金融风险的周期性特征更为明显,在短时期内频繁出现上升下降趋势,而经济增长的变动频率较小,仅存在一定的趋势性特征。系统性金融风险与经济增长之间存在非线性关系。部分时期,系统性金融风险与经济增长呈正相关关系,如2020年中期开始,系统性金融风险与经济增长同时呈现下滑趋势。部分时期,系统性金融风险与经济增长呈负相关关系,如2008年7月至2009年底,系统性金融风险呈现先上升后下降趋势,而经济增长呈现先下降后上升趋势。系统性金融风险与经济增长之间存在非线性关系的原因可能与市场条件的变化、政策因素和投资者情绪有关。系统性金融风险与经济增长的极值有时会同时发生,在2010年1月、2013年1月和2018年1月等时期,系统性金融风险与经济增长同时出现峰值。

图2展示了预测1个月期和预测1年期的经济增长与当期经济增长、系统性金融风险的散点图,以及5%、50%和95%单变量分位数回归拟合线以及普通OLS回归拟合线。

从系统性金融风险来看,系统性金融风险与经济增长存在负相关关系。图2中,系统性金融风险与经济增长的拟合线整体呈下行趋势,该下行趋势在不同分位数和普通OLS回归中均有所体现,不同分位数和普通OLS回归的拟合线呈平行趋势,变动较小。这与Adrian等(2019)发现金融条件指数对经济的下行风险影响更大的结论有所不同<sup>[6]</sup>。此外,对比预测1个月期和预测1年期的结果,可

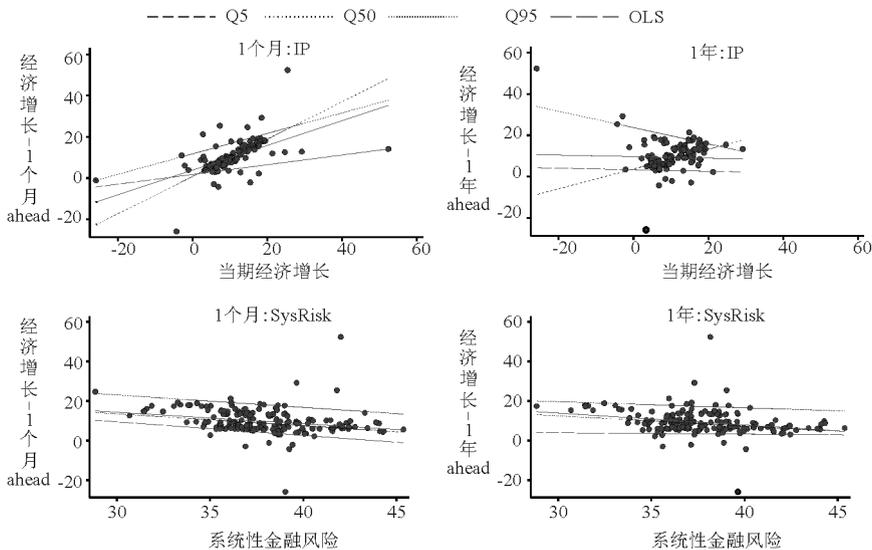


图2 预测期经济增长与当期系统性金融风险和经济增长的散点图

以发现系统性金融风险对经济增长的短期影响更为明显,相比预测 1 个月期,预测 1 年期回归的拟合线更平坦,斜率更小。

从当期经济增长来看,经济增长对其自身的短期影响和长期影响有所不同。从短期来看,经济增长与其自身存在正相关关系;从长期来看,经济增长与其自身存在负相关关系。图中预测 1 个月期的经济增长与当期经济增长的拟合线呈上行趋势,除 50%分位点外,预测 1 年期的经济增长与当期经济增长有一定的下行趋势。此外,不同分位点和普通 OLS 回归的拟合线交错,这表明当期经济增长对其自身下行风险和上行风险的影响并不完全一致。

### (二)重要风险事件下经济增长的概率分布

本文进一步考察了在不同的风险事件下,经济增长分布的变化情况。依次选择 2013 年 6 月中国银行业钱荒作为金融机构的代表性风险事件、2015 年 6 月中国股市异常波动作为金融市场的代表性风险事件和 2020 年 1 月开始的 COVID-19 作为外部冲击事件进行分析。借鉴张晓晶和刘磊(2020)<sup>[14]</sup>,本文依次选取事件发生当期以及事件发生前后相同时间样本的概率分布情况进行分析,以对比分析事件发生前后经济增长概率分布的变化状况,并分别选择预测 1 个月期和 1 年期表示经济增长预期的短期和长期影响。

1.中国银行业钱荒前后的概率分布。中国金融体系是以商业银行为主的间接融资体系,银行间市场的拆借和回购等交易是商业银行管理流动性的主要手段,也是传导货币政策的重要渠道。管理控制好银行风险,是防控系统性金融风险的重中之重。流动性风险也是银行风险的重要组成部分,2013 年中国银行业“钱荒”事件从一个侧面反映了银行业潜在的流动性风险,2013 年 6 月 20 日上海银行间隔夜拆借成交利率一度高达约 30%。银行间市场的流动性紧张问题也波及至货币基金市场、交易所债市以及黄金市场等。

依托 2013 年 6 月中国银行业钱荒事件,本文选取 2013 年 1 月、2013 年 6 月和 2013 年 12 月的概率密度分布来考察系统性金融风险对经济增长的影响,结果见图 3。由图 3 可以发现,2013 年 1 月,预测短期和长期经济增长的均值分别为 9.181%和 6.965%,长期经济增长下滑的风险已有所显现。从短期来看,2013 年 6 月和 2013 年 12 月,受中国银行业钱荒事件的影响,概率密度函数曲线明显左移,表明金融机构风险的增大给经济增长带来了负面影响。从长期来看,2013 年 6 月和 2013 年 12 月,概率密度函数曲线的均值有所增加,峰度明显下降。这表明钱荒事件对经济增长主要为短期影响,长期影响较小。此外,相比 2013 年 6 月,2013 年 12 月概率密度函数曲线虽与其较为一致,但明显右移。这进一步表明,钱荒事件对经济增长的影响较为短暂,市场对资金紧缺的恐慌效应得到有效控制,钱荒事件未对经济增长产生较为长远的影响。

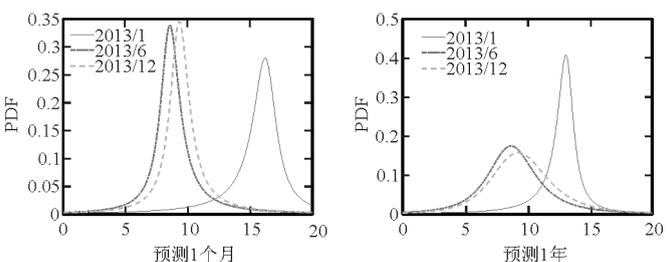


图 3 中国银行业钱荒前后经济增长的概率密度函数

2.中国股市异常波动前后的概率分布。股票市场是中国金融市场的重要组成部分,是现代市场经济的重要组成部分,是市场经济配置资源的重要途径。股票市场风险的有效控制对于系统性金融风险防范也十分重要,而股市波动是股票市场风险的主要表现之一。2015 年 6 月中国股市异常波动则是股票市场风险的一个缩影。自 2015 年 6 月以来,A 股形势急转直下,最大单日跌幅达到 8%,在 2015 年 6 月 15 日至 7 月 8 日的 17 个交易日里,上证综指下跌 32%,创下中国股市成立以来最大跌幅记录,整个股市基本上处于单边下跌态势。在此期间,大量获利盘回吐,各类杠杆资金加速离场,公

募基金遭遇巨额赎回,期现货市场交互下跌,市场频现千股跌停、千股停牌,流动性几近枯竭。依托2015年6月中国股市异常波动事件,本文选取2015年1月、2015年6月和2015年12月的概率密度分布来考察系统性金融风险对经济增长的影响,结果见图4。

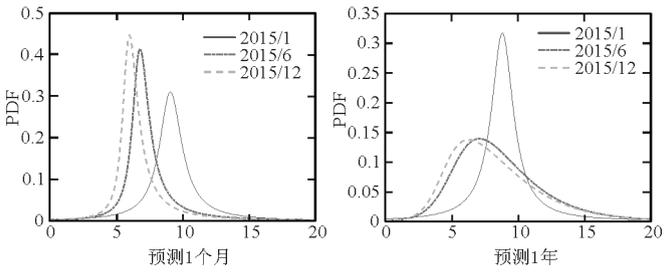


图4 中国股市异常波动前后经济增长的概率密度函数

由图4可以发现,2015年1月,预测短期和长期经济增长的均值分别为7.520%和8.086%,这可能是由于此时股市处于上涨行情,股市上涨使市场情绪高涨,系统性金融风险水平较低,对经济增长的预期良好。相比2015年1月,2015年6月和12月的概率密度曲线较为一致。受股市异常波动的影响,经济增长的概率密度曲线在2015年6月明显左移,但这一事件的影响在随后并未得到有效控制,在2015年12月,经济增长的概率密度曲线进一步左移。这可能因为中国股市异常波动冷却了各方经济主体的热情,使得它们对未来经济增长产生悲观预期。2015年6月和12月,在预测1个月时,概率密度曲线的均值分别为6.328%和6.810%;在预测1年时,它们的均值分别为7.306%和7.936%。相比预测1个月时,预测1年时的概率密度曲线的均值有所回升,这表明中国股市异常波动的短期影响较长期影响更明显,这可能是由于证券监督管理部门采取了各种救市措施,并加强了对股市的监管,使得经济主体对经济的信心有所回升。

3.COVID-19冲击前后的概率分布。2020年初,COVID-19暴发,并迅速演变为全球公共卫生危机事件,对世界各国的经济与社会生活均产生巨大的负面影响。COVID-19事件一方面通过供给端和需求端直接对实体经济产生影响,另一方面也引起金融市场剧烈震荡,几乎所有高风险金融资产与大宗商品价格同时下跌。对于金融体系与实体经济而言,COVID-19事件属于纯粹的外部冲击事件。本文借此考察在外部冲击事件下,系统性金融风险对经济增长的影响。

依托2020年1月开始的COVID-19冲击,选取2019年8月、2020年1月和2020年7月的概率密度分布来考察系统性金融风险对经济增长的影响,结果见图5。从图5可以发现,相比2019年8月,受COVID-19冲击影响,经济增长的概率密度曲线在2020年1月明显左移。得益于政府的有力政策,我国有效控制住了疫情的蔓延,最大程度地降低了其对经济的负面影响。此外,为了促使经济快速复苏,我国政府也出台了一系列政策措施,如地摊经济、小店经济和消费券等。地摊经济、小店经济有效扩充了就业岗位,消费券等打折促销活动,有效实现了聚集人气、增强信心、提振消费的目标,从而促进经济增长的恢复。这使得2020年7月的概率密度曲线明显右移,在短期,基本恢复至发生COVID-19事件前水平。

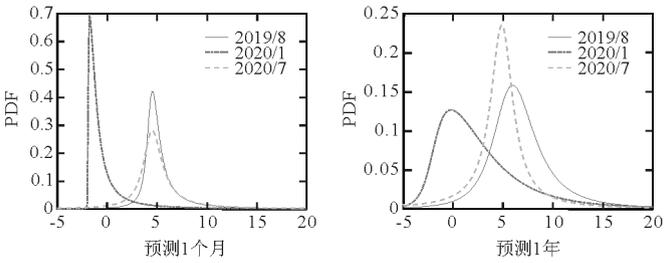


图5 COVID-19冲击前后经济增长的概率密度函数

### (三)经济脆弱性情况

图 6 展示了经济脆弱性的演变情况。图 6 的上半部分展示了上行熵(Upside)和下行熵(Downside)的特征,下半部分展示了预期上行(Longrise)和预期下行(Shortfall)的特征。左半部分展示了预测 1 个月期的结果,右半部分展示了预测 1 年期的结果。

从图 6 中可以发现,系统性金融风险对经济下行风险的影响比对经济上行风险的影响更为明显。从上行熵和下行熵的结果来看,整体而言,上行熵和下行熵的走势基本一致,但相对而言,下行熵的波动性比上行熵更大。从预期上行和预期下行的结果来看,整体而言,两者的走势也具有较高的一致性,但预期下行比预期上行的波动更为频繁。对比上下行熵和预期上行、预期下行的结果,发现尽管这两种测度指标的信息含量不同,但它们表现出了惊人的相似,这表明条件分布的非高斯特征在无条件分布中基本不存在。

此外,从图 6 中还可以发现,系统性金融风险对经济的短期影响较长期影响更明显。相比预测 1 个月期,预测 1 年期的结果,无论是上下行熵,还是预期上行指标和预期下行指标的变动浮动都变小。在预测 1 个月期,相对熵的变动幅度为 0~10,而预测 1 年期其变动幅度仅为 0~4。预期上行和预期下行在预测 1 个月期的变动幅度为-15~55,而在预测 1 年期的变动幅度仅为-15~28。这表明相对预测 1 年期,预测 1 个月期的经济脆弱性指标更能反映系统性金融风险对经济的影响。

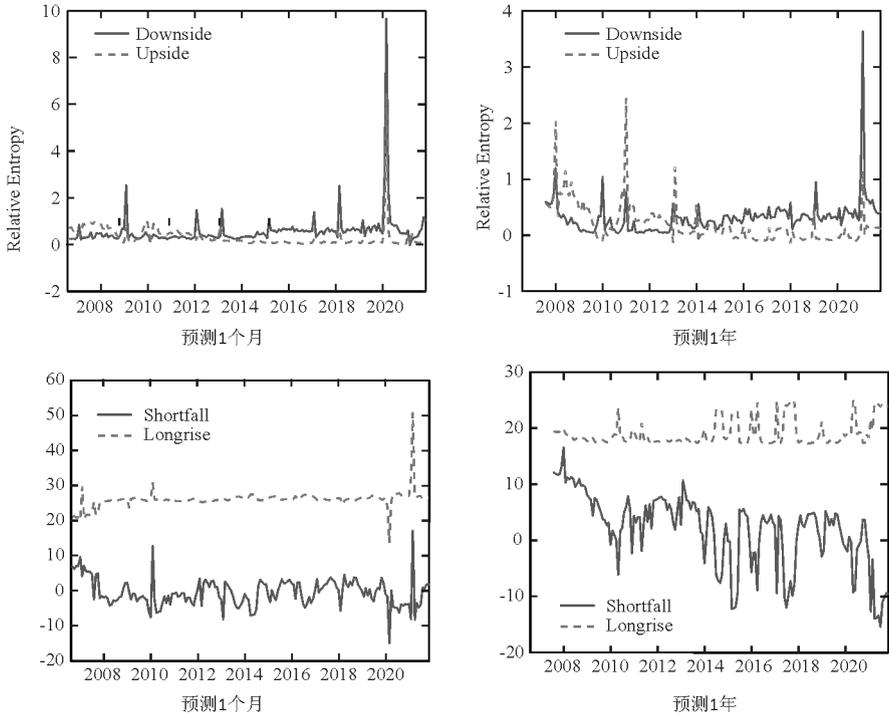


图 6 经济脆弱性演变情况

### (四)系统性金融风险的不同状态

为了考察系统性金融风险的不同状态对经济增长影响的异同,本文需对系统性金融风险的状态进行准确识别。传统的状态识别方法大多采用当期波动率是否超过平均波动率或某一分位点波动率作为判断风险状态的标准。这种传统方法识别得到的状态时点较为跳跃,特别是金融市场波动率本身变动幅度较大时,不容易得到完整的高风险时期。因此,借鉴宋凌峰和章尹赛楠(2022)<sup>[23]</sup>,本文采用马尔可夫区制转换(Markov Regime Switching)模型来判断系统性金融风险是否处于高风险状态。

由于马尔可夫区制转换模型是由马尔可夫区制转换自回归模型(MS-VAR)衍生而来,且 MS-VAR 模型认为不可观测的离散状态变量  $s_t$  可以决定时间序列向量  $y_t$ 。因此,本文通过构建马尔可夫区制转换模型将时间序列数据划分为 M 个状态或区制。MS-VAR 模型可以根据系统状态的转变

自动调整 VAR 模型参数,从而给出时间序列数据在各个状态之间转换的概率。

本文假设系统性金融风险仅存在高风险和低风险两种状态。在此模型中,系统性金融风险的动态变化过程仅存在两个区制(高风险区制、低风险区制)。模型中所有参数均状态依存且由区制状态变量控制,变量在两区制之间的状态转换概率满足离散取值的 1 阶马尔可夫过程。

本文识别出的高系统性金融风险状态时期包括 2006 年 8 月至 2007 年 7 月、2013 年 6 月至 2014 年 7 月、2015 年 1 月至 2015 年 6 月、2016 年 3 月至 2017 年 1 月、2019 年 1 月至 2021 年 9 月等,其余属于低系统性金融风险状态时期<sup>①</sup>。高系统性金融风险状态时期的确捕捉到了包括银行业钱荒、中国股市异常波动和 COVID-19 等风险事件,表明该指标具有较高的有效性。

不同风险状态下系统性金融风险和经济增长之间的分位数回归结果表明<sup>②</sup>:系统性金融风险不同状态对经济增长的影响存在异质性。高系统性金融风险状态会降低经济增长,低系统性金融风险状态会提高经济增长,且系统性金融风险不同状态对经济增长上行风险的影响较下行风险更明显。整体而言,无论是短期还是长期,高系统性金融风险状态与经济增长的回归系数为负数,对上行风险的回归系数绝对值高于下行风险。与此相对,低系统性金融风险状态与经济增长的回归系数为正数,且对上行风险的回归系数绝对值也高于下行风险。系统性金融风险不同状态的结果存在异质性可能与经济主体的情绪有关。在高系统性金融风险状态时期,经济主体可能情绪低落,对预期损失的风险感知不确定性增加,低估资产价值并高估风险,投资意愿减弱。相反,在低系统性金融风险状态时期,经济主体可能情绪高涨,对风险感知的不确定性下降,高估资产价值并低估风险,投资意愿增加。

#### 四、宏观政策的干预效果

为了考察宏观政策的实施能否缓解系统性金融风险对经济增长的外溢影响,本文以经济脆弱性表示系统性金融风险对经济增长的外溢影响,考虑到预期下行指标的经济学含义更为直观,这里以预期下行指标表示经济脆弱性。此外,本文选取 M2 同比增长率、银行间同业拆借加权平均利率、公共财政支出同比增长率分别作为数量型货币政策、价格型货币政策和财政政策的代理变量。

##### (一)重要时点的政策效果

参考前文所选取的重要风险事件,此处选取 2013 年 6 月、2015 年 6 月和 2020 年 1 月,考察不同时点下,不同类型政策对经济脆弱性的调控效果。不同类型政策的时点脉冲响应结果见图 7。

由图 7 可以发现,从政策作用方向来看,紧缩性价格型货币政策会提高经济脆弱性。宽松性数量型货币政策在预测 1 期会提高经济脆弱性,随后会降低经济脆弱性。宽松性财政政策会提高经济脆弱性,但在预测 4 期左右即收敛,这可能因为财政政策具有立竿见影的效果,使得其影响的持续性较

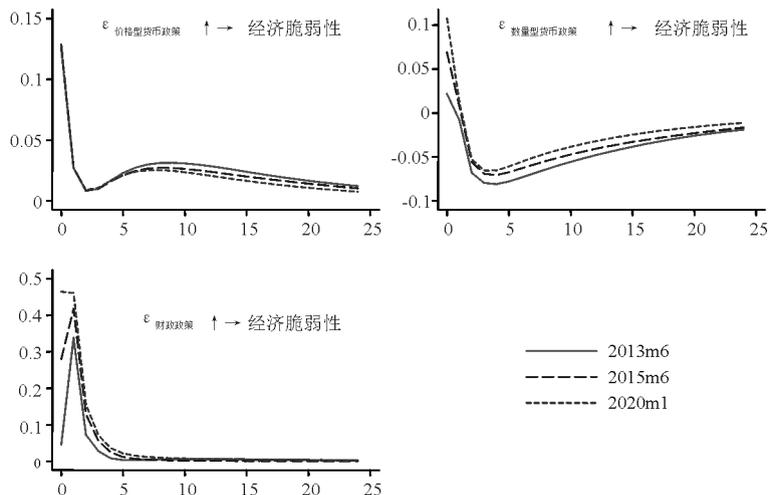


图 7 不同类型政策的时点脉冲响应结果

短。从政策作用效果来看,价格型货币政策在银行业钱荒时期的调控效果优于中国股市异常波动时期,在 COVID-19 时期的效果最差。数量型货币政策和财政政策的作用效果具有一定的相似性,它们在 COVID-19 时期的调控效果均优于中国股市异常波动时期,在银行业钱荒时期的效果最差。

## (二)时变的政策效果

为进一步考察宏观政策冲击对经济脆弱性影响的时变特征及其具体表现,本文选取预测 1 个月期、6 个月期和 12 个月期的脉冲响应进行分析,依次表示宏观政策对经济脆弱性的短期、中期和长期调控效果<sup>③</sup>。结果表明:首先,经济脆弱性对紧缩性价格型货币政策冲击的响应为正且具有明显的时变特征。经济脆弱性对价格型货币政策冲击响应的绝对值先上升后下降。其次,宽松性数量型货币政策引起经济脆弱性的响应总体为负,但短期影响部分时期为正。经济脆弱性对数量型货币政策冲击响应的绝对值先增加后减少。最后,经济脆弱性对宽松性财政政策冲击的响应为正且具有明显的时变特征。财政政策对经济脆弱性的短期影响较为明显,中短期影响较弱。

## (三)不同金融风险状态下的政策效果

本部分依据前文划分出来的系统性金融风险不同状态时期,将经济脆弱性对不同类型宏观政策冲击的脉冲响应取算术平均得到经济脆弱性对不同类型宏观政策冲击在不同金融风险状态下的平均脉冲响应,以考察不同金融风险状态下,宏观经济政策对经济脆弱性的调控效果<sup>④</sup>。结果表明:从政策作用方向来看,各类政策对经济脆弱性的影响方向在系统性金融风险不同状态以及不同风险事件时期,均具有较高的异质性,这表明本文的结果具有较好的稳健性。从政策作用效果来看,价格型货币政策对经济脆弱性的调控效果在低风险时期好于高风险时期,数量型货币政策和财政政策则相反,它们在高风险时期对经济脆弱性的调控效果优于低风险时期。因此,在高风险时期,应以数量型货币政策和财政政策为调控重心,而在低风险时期,应以价格型货币政策调控为主。

## 五、结论与政策建议

本文基于在险增长模型将金融风险与经济增长纳入统一分析框架,考察了系统性金融风险对经济增长的影响,然后从系统性金融风险不同状态方面探讨了金融风险对经济增长影响的异质性,并探究了不同类型宏观政策对经济脆弱性的调控效果。本文的主要结论如下:

第一,系统性金融风险对经济下行风险的影响比对经济上行风险的影响更为明显,且系统性金融风险对经济增长的短期影响较长期影响更明显。本文通过对三个重要风险事件的研究分析发现,钱荒事件对经济增长的影响较为短暂,市场对资金紧缺的恐慌得到有效缓解,从而并未对经济增长产生较为长远的影响。同时,中国股市异常波动的短期影响较长期影响更明显,这可能是因为证券监督管理部门采取了各种救市措施,并加强了对股市的监管,使得经济主体对经济的信心有所回升。在 COVID-19 事件中,得益于政府的有力政策,我国有效地控制住了疫情的蔓延,最大程度地降低了其对经济增长的负面影响。

第二,从系统性金融风险不同状态对经济增长的影响来看,高系统性金融风险状态会降低经济增长,低系统性金融风险状态会提高经济增长。系统性金融风险不同状态的影响存在异质性可能与经济主体的情绪有关。在高(低)系统性金融风险时期,经济主体情绪低落(高涨),从而对预期损失的风险感知不确定性增加(下降),这使得其低估(高估)资产价值并高估(低估)风险,投资意愿减弱(增加),从而降低(提高)经济增长。

第三,从政策调控效果来看,紧缩性价格型货币政策会提高经济脆弱性;宽松性数量型货币政策在预测 1 期会提高经济脆弱性,随后会降低经济脆弱性;宽松性财政政策会提高经济脆弱性。经济脆弱性对紧缩性价格型货币政策冲击的响应为正且具有明显的时变特征;宽松性数量型货币政策引起经济脆弱性的响应总体为负,但短期影响部分时期为正;经济脆弱性对宽松性财政政策冲击的响应为正且具有明显的时变特征。

根据上述结论,本文提出如下政策建议:

首先,政策调控要关注稳增长与防风险的平衡。系统性金融风险对经济下行风险比对上行风险的影响更为明显,因此为了实现实体经济的稳定健康发展,要努力防范化解系统性金融风险。应当注意对系统性金融风险进行有效监测,尤其注意重要风险事件以及异常波动时期,防范重要风险事件及高风险状态对经济下行的不利冲击。

其次,既要实施统一监管,又要兼顾分类监管,多措并举,统筹协调。不同金融部门之间的风险传递会对经济增长产生影响,不同金融部门自身风险变动也会对经济增长产生影响,且影响效果有所不同。因此,为了防范金融部门之间的风险传染,应进行统一监管,同时当应对不同金融部门风险的异质性时,应采取分类监管,对症下药。

再次,监管应把握一个度,将风险控制在一个适度范围内。高系统性金融风险状态会降低经济增长,但低系统性金融风险状态有助于促进经济增长。在金融服务实体经济的过程中,难免会出现一定的金融风险。适度的金融风险有利于促进经济增长,政策调控应针对相对极端风险状态,而不宜过度调控。

最后,价格型货币政策对经济脆弱性的调控效果在低风险时期好于高风险时期,而数量型货币政策和财政政策在高风险时期对经济脆弱性的调控效果优于低风险时期。因此,高风险时期以数量型货币政策和财政政策为调控重心,在低风险时期,应以价格型货币政策调控为主。

注释:

①~④限于篇幅,结果留存备案。

参考文献:

- [1] Benhabib, J., Liu, X., Wang, P. Sentiments, Financial Markets, and Macroeconomic Fluctuations[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 120(2): 420—443.
- [2] Allen, F., Babus, A., Carletti, E. Asset Commonality, Debt Maturity and Systemic Risk[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104(3): 519—534.
- [3] Giglio, S., Kelly, B., Pruitt, S. Systemic Risk and the Macroeconomy: An Empirical Evaluation[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 119(3): 457—471.
- [4] Acharya, V. V., Viral, V., Pedersen, L. H., Philippon, T., Richardson, M. Measuring Systemic Risk[J]. Review of Financial Studies, 2017(30): 2—47.
- [5] Brownlees, C., Engle, R. F. SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 48—79.
- [6] Adrian, T., Boyarchenko, N., Giannone, D. Vulnerable Growth[J]. American Economic Review, 2019, 109(4): 1263—1289.
- [7] 黄乃静,于明哲.系统性金融风险指标的比较分析——基于实体经济风险预测的视角[J].系统工程理论与实践, 2020(10): 2475—2491.
- [8] 刘晓星,张旭,李守伟.中国宏观经济韧性测度——基于系统性风险的视角[J].中国社会科学, 2021(1): 12—32.
- [9] 李政,石晴,温博慧,刘淇.好坏波动、行业关联与中国系统性风险防范[J].财贸经济, 2022(9): 53—68.
- [10] 杨子晖,戴志颖.中国上下行风险的非对称溢出冲击研究——基于高频数据合成网络的分析[J].中国工业经济, 2023(3): 77—95.
- [11] Liliana, D., Veronica, M. C., Lonela, M. O. Financial Cycles—the Synchronization with Financial Crises[J]. Management Intercultural, 2014, 2(31): 263—274.
- [12] 张勇,彭礼杰,莫嘉浩.中国金融压力的度量及其宏观经济的非线性效应[J].统计研究, 2017(1): 67—79.
- [13] 欧阳资生,周学伟.系统性金融风险对宏观经济的溢出效应研究——基于分位数对分位数方法[J].统计研究, 2022(10): 68—83.
- [14] 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(6): 4—21.
- [15] Koenker, R., Bassett, G. Regression Quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1): 33—50.
- [16] Primiceri, G. E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. The Review of Eco-

[17] 陈创练, 龙晓旋, 姚树洁. 货币政策、汇率波动与通货膨胀的时变成因分析[J]. 世界经济, 2018(4): 3—27.

[18] 周开国, 季苏楠, 杨海生. 系统性金融风险跨市场传染机制研究——基于金融协调监管视角[J]. 管理科学学报, 2021(7): 1—20.

[19] 陈创练, 戴明晓. 货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动[J]. 经济研究, 2018(9): 52—67.

[20] 方意, 和文佳, 荆中博. 中国实体经济与金融市场的风险溢出研究[J]. 世界经济, 2021(8): 3—27.

[21] 杨志辉, 杨嵩. 银行杠杆及其波动风险对经济增长影响的异质性[J]. 中南财经政法大学学报, 2021(4): 89—159.

[22] Diebold, F. X., Yilmaz, K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms[J]. Journal of Econometrics, 2014, 182(1): 119—134.

[23] 宋凌峰, 章尹赛楠. 政府救助降低了银行系统性风险吗——美国问题资产救助计划(TARP)的分析与启示[J]. 中南财经政法大学学报, 2022(6): 93—106.

## Research on Effect of Systemic Financial Risk on Economic Growth and Policy Regulation Effect

JIA Yanyan<sup>1</sup> WU Kun<sup>1</sup> YANG Tao<sup>2</sup>

(1. School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300221, China;

2. School of Business, Shandong University, Weihai 264209, China)

**Abstract:** The key concerns of regulatory authorities are stabilizing growth and preventing risks. Based on the growth at risk (GaR) model, this paper examines the impact of systemic financial risk on economic growth. Moreover, this paper analyses the heterogeneity of the impact based on the basis of the high and low states of systemic financial risk, and then explores the regulatory effects of different types of macroeconomic policies on the vulnerability of economy. The results show that, firstly, from the view of systemic financial risk's impact on economic growth, systemic financial risk has greater impacts on economic downside risk than on economic upside risk and has a short-term effect which is greater than a long-term one on the economic vulnerability. Secondly, in terms of different states of systemic financial risk, high systemic financial risk could reduce economic growth while low systemic financial risk could increase economic growth. Finally, from the perspective of policy regulation, price-type tight monetary policy could increase the economic vulnerability, and quantity-type loose monetary policy could reduce the economic vulnerability, while loose fiscal policies would increase economic vulnerability. This paper explores the concept of a single framework that integrates systemic financial risk with economic growth in order to provide a reference for achieving a dynamic balance between growth stability and risk control.

**Key words:** Systemic Financial Risk; Economic Growth; GaR Model; Economic Vulnerability; Policy Regulation Effect

(责任编辑:郭 策)