

金融周期视角下的不确定性冲击和经济政策调控效果测度

刘金全 王梓任 陈润东

(广州大学,广东 510006)

内容提要:本文运用门限向量自回归随机波动率(SV-TVAR)模型研究金融周期视角下不确定性冲击对我国经济的非线性影响,并测度了不同金融周期阶段,财政政策和货币政策的宏观调控效果。研究发现,无论是金融紧缩时期还是金融扩张时期,不确定性冲击都具有产出紧缩、通货紧缩和金融紧缩的多重效应;但在金融紧缩时期,不确定性冲击的负面影响更大更持久。我国经济政策应对不确定性冲击的反应是“逆周期”和扩张性的。进一步的政策分析结果表明,金融紧缩时期的财政政策对熨平不确定性冲击和稳定经济增长的效果远远高于金融扩张时期,也高于同时期的“数量型”和“价格型”货币政策。对比不同金融周期阶段“数量型”和“价格型”货币政策的调控效果,发现“数量型”货币政策在熨平不确定性冲击方面效果更好,而“价格型”货币政策则在稳定经济增长方面效果明显。因此,要充分重视财政政策在熨平不确定性冲击和稳定经济增长中的主体地位,同时加强“数量型”货币政策和“价格型”货币政策在不同调控维度上的优势互补。

关键词:金融周期 不确定性冲击 财政政策 货币政策

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2022)08-0014-15

一、引言

不确定性冲击作为经济周期波动的重要来源,一直是政策分析和学术研究关注的焦点。近年来,世界经济发展遭受到更强和更多样化的不确定性

冲击,局部战争爆发、地缘政治争端、逆全球化浪潮、国际贸易摩擦、主权债务危机、自然灾害和公共卫生事件等时有发生,这些都通过各种渠道传导至经济层面,形成经济不确定性。与此同时,自2008年国际金融危机爆发后,金融冲击^①成为引致经济

[收稿日期]2022-03-30

[作者简介]刘金全,经济与统计学院,教授,长江学者特聘教授,经济学博士,博士生导师,研究方向为数量经济学;王梓任(通讯作者),硕士研究生,研究方向为宏观经济学;陈润东,硕士研究生,研究方向为财政政策。

[基金项目]国家社会科学基金重点项目“经济周期形态变异、子类经济周期划分、子类经济周期与经济周期关联机制研究”(批准号19AJY005);国家社会科学基金重大招标项目“健全目标优化、分工合理、高效协同的宏观经济治理体系的理论与实践研究”(批准号国家社科基金重大项目21ZDA042)。

①金融冲击泛指对金融市场(或金融部门)的扰动和冲击。

波动和阻碍经济复苏的另一因素 (Caldara 等, 2016)^[1], 世界范围内的金融周期现象^①愈加显著。这些都促使人们重新思考金融因素在经济发展中所扮演的重要角色, 将金融特征纳入分析框架已成为宏观经济学研究的新范式 (陈雨露, 2015)^[2]。鉴于经济不确定性和金融周期现象已成为当前我国经济运行常态化特征, 以及金融市场可能会放大不确定性冲击负面影响的考虑, 本文将从金融周期的视角重新审视不确定性冲击对我国经济的非线性影响, 并进一步测度不同金融周期阶段财政政策和量价货币政策熨平不确定性冲击和稳定经济增长的效果。

在经济学层面, 不确定性是一个相对宽泛和模糊的概念 (Bloom, 2014)^[3], 并不存在唯一的客观衡量标准 (Jurado 等, 2015)^[4], 基于不同的定义和不同的测度方法, 实证文献所构建的不确定性指数也存在差异。最常见的是用金融市场波动率衡量经济不确定性, 例如 Bloom (2009)^[5] 和 Caggiano 等 (2014)^[6] 采用的芝加哥期权交易所 VIX 指数。也有学者利用商业调查资料将事前预测和事后数据的横截面差值作为经济不确定性的衡量 (Bachmann 等, 2013)^[7], 或是运用文本挖掘技术抓取报纸和杂志中的关键词频率构建经济政策不确定性指数 (Baker 等, 2016)^[8]。为了充分考虑大量宏观经济变量的信息, Jurado 等 (2015)^[4] 使用因子模型提取因子预测误差作为经济不确定性, 王霞和郑挺国 (2020)^[9] 基于混频动态因子模型构建高频的实时宏观经济不确定性指数。这些探索极大丰富了不确定性的经济内涵

和测量方法, 本文提供了一个新的思路, 即从随机波动率的视角刻画出时变的经济不确定性。虽然也有使用随机波动率模型研究经济不确定性的, 例如, 祝梓翔等 (2020)^[10] 运用 SVAR 均值波动率模型研究内生不确定性的经济影响, 刘玉荣等 (2019)^[11] 运用 SV-GARCH 模型度量金融市场波动, 但它们都是线性的, 本文使用非线性的门限向量自回归随机波动率模型 (SV-TVAR), 可将金融周期和经济不确定性冲击两大重要经济特征纳入同一计量分析框架。

众所周知, 不确定性冲击的重要特征是不可预测性, 这种特性会通过“预防性储蓄”和“实物期权”渠道降低私人部门的消费和投资意愿, 压抑总需求, 驱动经济周期下行 (Basu 和 Bundick, 2017; 陈乐一和张喜艳, 2018)^[12-13]。由于经济个体具有风险规避倾向, 不确定性会使得消费者增加预防性储蓄, 企业推迟不可逆转的投资并减少雇佣人数, 甚至会弱化货币政策调控效果 (Aastveit 等, 2017)^[14]。Fajgelbaum 等 (2017)^[15] 还提出含有信息流动机制的内生不确定性和经济周期理论模型, 认为经济不确定性可以通过影响经济部门之间的信息流动改变经济主体的预期和决策, 从而产生持久的经济效应, 即便是短期冲击也可能导致长期衰退。当然, 经济不确定性的影响并非全然都是负面的, 例如, 有些研究认为经济不确定性可能激励企业更加注重创新, 或者促使企业投资周期长、回报率高的行业, 从而促进长期经济增长, 产生所谓的“增长期权效应” (Bloom, 2014; Kraf 等, 2018)^[3, 16]。但这些研究都没有充分考虑金融市场在不确定性冲击传导过程中的重要性。

新近研究开始注意到“金融摩擦^②”可能充当不确定性冲击负面效果的放大器。Gilechrist 等 (2014)^[17] 发现, 在没有金融摩擦的世界, 不确定性冲击对产出的影响极其微弱。Alessandri 和 Mumtaz (2019)^[18] 发现在金融压力^③高的时期不确定性冲击对实体经

①金融周期现象是指某经济体在内外冲击下, 通过金融市场传导至实体经济, 造成金融市场和实体经济的持续性和周期性波动的现象, 反映了各类金融指标 (利率等) 在不同金融波动阶段的变化趋势。
②金融摩擦由金融市场的不完善 (比如信息不对称等) 产生。一般地, 发生金融危机时, 金融压力比较大时, 金融摩擦会增大。
③金融压力是金融风险在形成、累积、转化和扩散的一个过程, 一般由金融压力指数测度。金融压力越大说明金融紧缩程度越强, 其极端值代表金融危机。此外, 金融市场波动较小时则称之为金融平稳时期。

济产生更强的负面影响,金融危机期间的不确定性冲击对产出的影响是金融平稳时期的六倍。Caldara 等(2016)^[1]证明,允许信贷条件对不确定性冲击作出反应对于衡量不确定性冲击的经济影响至关重要,金融冲击和不确定性冲击的交互作用是导致大衰退的重要原因。Alfaro 等(2018)^[19]在其论文中发现不确定性冲击对资本和劳动力产生负向的“实物期权效应”,这导致企业囤积现金和削减债务以应对未来冲击,特别是对高金融摩擦时期具有更强信贷约束的企业。金融摩擦强化不确定性冲击的负面影响主要是通过影响企业外部融资成本来实现,在不确定性更高的时期,由于金融中介对经济前景的担忧和规避风险的倾向,企业通常需要付出更高的利息成本才能获得融资,高度经济不确定性和深度金融摩擦可能存在相互强化的正反馈机制。Carriere-Swallow 和 Cespedes(2013)^[20]的研究也表明,在金融市场不发达的国家,不确定性冲击的影响通常更为强烈。这些研究都注意到金融市场或信贷市场的发展状况和运行态势对于不确定性冲击影响实体经济的重要性。考虑到金融条件时刻在变化,不确定性冲击可能随着金融周期波动产生非线性效应,本文将探讨不确定性冲击在不同金融周期阶段是否会对我国经济系统产生差异性影响,这正是国内研究所欠缺的,也是本文的贡献之一。

金融周期理论的发展,始于费雪的“债务-通缩理论”,深化于明斯基的“金融不稳定性假说”,并脱胎于托宾的“银行体系关键论”(支俊立等,2020)^[21]。金融周期作为一种以金融因素为核心的子类经济周期表现形式,持续期长、波动性大,并与经济周期之间存在着复杂的联系(付一婷等,2020)^[22]。不确定性冲击经由金融市场或信贷市场对实体经济产生负向乘数效应,是导致经济波动和总需求低迷的重要原因,也是金融周期加剧实体经济周期性波动的

重要方式。测度金融周期视角下不确定性冲击对于识别金融条件和不确定性冲击的交互效应、预防多种风险聚集具有极大的现实意义。同时,该研究的深入自然引出一个更为重要的问题,即当不确定性冲击真正来临时,政府采取何种政策手段能更有效地降低经济不确定性和稳定经济增长,是财政政策还是货币政策,以及这些经济政策的效果是否会随着金融周期阶段的不同而改变。现有文献对于不同金融周期阶段经济政策调控效果的研究还处在初级阶段,国内的相关研究几乎是空白。为此,本文将对不同金融周期阶段的不同政策工具的调控效果,从而获取不同政策工具在不同调控维度的优劣势。

当今世界正面临百年未有之大变局。新冠肺炎疫情打断了世界经济复苏的趋势,对全球产业链、价值链和宏观经济增长造成严重冲击,同时加速了全球经济和政治格局的重构,后疫情时代成为经济不确定性大大增强的时代。我国当前也面临着稳增长、调结构和防风险的挑战。“十四五”规划明确将“扩大内需”作为一个重要的战略基点,也提出要“构建金融有效支持实体经济的体制机制”。这不能绕开“金融周期”和“不确定性冲击”交互对内需和实体经济的影响。研究金融周期视角下的不确定性冲击和经济政策调控效果,对认识金融和不确定性冲击之间的内在关联以及更有效地防范化解经济风险具有重要现实价值和理论价值。从国内研究状况看,对金融周期、经济不确定性、财政政策和货币政策的单独研究非常之多,但很少有文献从金融周期的视角对不确定性冲击的非线性效应和经济政策有效性进行挖掘。因此,本文的贡献主要体现在以下两个方面:(1)从金融周期视角探讨不确定性冲击对我国经济系统的非线性影响;(2)研究不同金融周期阶段我国财政政策和货币政策降低经济不确定性和

稳定经济增长的效果,为更有针对性地选择政策工具提供思路和参考。

二、计量模型结构和实证测算思路

(一)门限自回归随机波动率模型

参照 Alessandri 和 Mumtaz(2019)^[18]的做法,本文将传统的门限向量自回归模型拓展到具有时变随机波动率的形式。SV-TVAR 模型有两个重要目标:一是测度出经济不确定性,二是分别测度在金融紧缩时期和金融扩张时期经济不确定性对产出、通胀等变量的影响。因此,首先必须要有一个衡量经济不确定性的变量,学术界一种通用的做法是用随机波动率 λ_t 代表经济不确定性,这就是本文为何在门限向量自回归模型的基础上添加波动率的原因。其次,由于经济不确定性会影响产出、通胀等变量,因此在建模的时候,要把随机波动率影响内生变量 Y_t 的行为纳入模型中,这就是为什么模型(1)会有 $\sum_{j=0}^J \gamma_{1j} \ln \lambda_{t-j}$ 和 $\sum_{j=0}^J \gamma_{2j} \ln \lambda_{t-j}$ 两部分的原因,它们的存在刻画了经济不确定性会影响 Y_t 。模型形式具体如下:

$$Y_t = \left(c_1 + \sum_{j=1}^P \beta_{1j} Y_{t-j} + \sum_{j=0}^J \gamma_{1j} \ln \lambda_{t-j} + \Omega_{1t}^{1/2} e_t \right) \tilde{S}_t + \left(c_2 + \sum_{j=1}^P \beta_{2j} Y_{t-j} + \sum_{j=0}^J \gamma_{2j} \ln \lambda_{t-j} + \Omega_{2t}^{1/2} e_t \right) (1 - \tilde{S}_t) \quad (1)$$

其中, Y_t 为 $N \times 1$ 维内生变量, $\{c_i, \beta_{ij}, \gamma_{ij}\}_{i=1,2}$ 为不同金融区制下模型待估参数向量或矩阵, P 和 J 分别为内生变量 Y_t 和随机波动率 λ_t 的滞后阶数,结构残差 $e_t \sim N(0, I_N)$ 。 \tilde{S}_t 为二元虚拟变量,若金融周期指数 F_{t-d} 小于或等于金融门限值 Z , 则, $\tilde{S}_t = 1$ 代表金融紧缩状态,否则 $\tilde{S}_t = 0$, 代表金融扩张状态。参数 d 和金融门限值 Z 都由模型内生估计得到。

假设不同金融区制下的模型残差均具有时变的协方差矩阵:

$$\Omega_{it} = A_i^{-1} H_i A_i^{-1'}, i=1,2 \quad (2)$$

$$H_i = \lambda_i S \quad (3)$$

$$S = \text{diag}(s_1, s_2, \dots, s_N) \quad (4)$$

其中, A_i 为 $N \times N$ 维下三角矩阵, S 为 N 维对角矩阵,随机波动率 λ_t 不仅影响内生变量均值,还影响模型残差的协方差矩阵。假设随机波动率服从如下的对数自回归过程:

$$\ln \lambda_t = \alpha + \delta \cdot \ln \lambda_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

其中, α 为常数, δ 为自回归系数, η_t 服从方差为 Q 的独立同分布。随机波动率 λ_t 驱动着模型残差协方差矩阵的时变性,这个过程被视为经济不确定性。因此, λ_t 是经济不确定性的衡量,其数值越大,不确定性越强,而 η_t 被定义为不确定性冲击。从经济意义上,不确定性冲击 $\eta_t > 0$ 会推高经济不确定性 λ_t , 导致模型协方差矩阵向上偏移,从而降低经济个体对未来 k 期变量 Y_{t+k} 的预测能力,这意味着经济风险和不可预测性增强。将 λ_t 纳入方程(1),允许经济变量和政策变量对时变经济不确定性做出内生调整,有利于刻画不确定性冲击对实体经济和经济政策立场的影响。模型的区制转移特征容纳在两组参数集 $\{c_i, \beta_{ij}, \gamma_{ij}, \Omega_{it}\}_{i=1,2}$ 内, 本文将根据脉冲响应函数分析,研究不确定性冲击对经济系统的潜在影响如何随着金融周期的变化而变化。

这种基于模型测度的不确定性与经济主体预测经济基本面的能力直接相关。相比于 Jurado 等(2015)^[4]所使用的因子预测模型,本文所使用的均值波动率模型将经济的一阶和二阶动态纳入了内在统一的框架,这是一个明显的优势。在 SV-TVAR 模型中,经济主体将不确定性视为一个普通的状态变量 λ_t , 根据其持续性(用 δ 刻画)来预测它,同时考虑不确定性对经济系统的影响($\gamma_{ij} \neq 0$),最终形成对未来的预期 $E_t Y_{t+h}$, 这些都被整合进入脉冲响应函数分析中。因此,该模型能将经济不确定性和不确定性冲击的经济效应同时测算出来,而不是先测度经

济不确定性,再利用其他回归模型分析不确定性冲击的影响。当然,该模型对经济不确定性的测度结果与所选择的内生变量紧密相关,必须选择具有代表性的经济变量才能比较准确得到不确定性的历史趋势。

此外,模型假设 λ_t 不会被内生变量 Y_t 的滞后阶数所影响,且结构冲击 e_t 和不确定性冲击 η_t 是正交的,即 $E(e_t\eta_t)=0$,该外生性设定可以极大地简化脉冲响应函数的计算。在计算不确定性冲击的脉冲响应函数时,由于并不关注内生变量本身结构冲击的影响,因此不需要对模型残差的协方差矩阵结构施加额外的理论约束。

(二)门限自回归随机波动率模型估计思路

1.内生变量选取和构建

本文选取实际 GDP 同比增长率、消费者物价指数、财政支出同比增长率、广义货币供应量 M2 增速和金融周期指数作为模型内生变量,数据区间为 1997 年第一季度-2020 年第四季度,季度频率的金融周期指数根据月度金融周期指数加权平均得到。

我国金融周期指数的构建是识别不同金融周期阶段的前提,具体如下:金融周期的扩张与收缩受到货币政策、外汇市场、股票市场、银行体系、信贷条件、资产价格等因素的共同影响,因此尽可能纳入相关信息将更具代表性。基于数据可得性,本文选取全国房地产开发景气指数、广义货币供应量 M2 月度同比增速、上证综合指数月度收益率、深证综合指数月度收益率、银行利差(人民币贷款基准利率与银行同业 7 天拆借利率的差值)、实际有效汇率指数、外汇储备月度同比增速、金融机构人民币贷款月度同比增速总共 8 个指标,分别使用 HP 滤波提取这些变量的周期性成分(滤波参数按照标准做法设置为 14400),然后对周期性成分进行标准

化^①,再进行主成分分析,提取出第一主成分(该主成分的贡献率达到 90%),作为金融周期指数的代理变量。数据区间为 1997 年 1 月-2020 年 12 月。构建 FCI 的变量数据,以及后文所有使用到的变量数据,均来源于中经网统计数据库和国家统计局。

图 1 为金融周期指数的时序图,阴影部分为 SV-TVAR 模型所识别出来的金融紧缩区制,其余则为金融扩张区制。本文仅将金融周期划分为两个区制,区制的划分是由模型内生确定,而不是根据一般的金融周期研究中“波峰波谷”的识别方法来决定。金融周期指数越低,代表金融压力越大,金融紧缩程度越强。该序列较好地刻画出金融周期的总体特征和趋势走向,其中 1997 年亚洲金融风暴、2008 年国际金融危机、2015 年股票市场泡沫破裂和 2020 年第一季度新冠肺炎疫情时期的负面影响尤为显著。实际上,金融周期的扩张与收缩不仅取决于金融市场自身的运行状态,还与政策当局的偏好、立场和调控力度紧密相关。一个典型的例子是,由美国次贷危机引发的国际金融危机对我国金融稳定造成了巨大的负面冲击,但财政部和中央银行出台的超宽松财政政策和货币政策很快就抑制了金融周期的下行,甚至产生了金融过热的迹象,但随后的政策收紧又再次抑制了金融持续扩张的势头,这些都可以在本文构建的金融周期指数的走势中得到体现。当经济发展进入后危机时期,政策当局愈发重视金融稳定的作用,新冠肺炎疫情虽然对实体经济造成巨大冲击,但对我国金融市场的影响有限,其中一个重要原因便是得到了逆周期经济政策的支持。

2.滞后阶数确定

滞后阶数过短不足以捕捉数据动态特征,过长易导致“过度参数化”,加之我国可利用的季度

^①具体方法是(各期值-均值)/标准差。

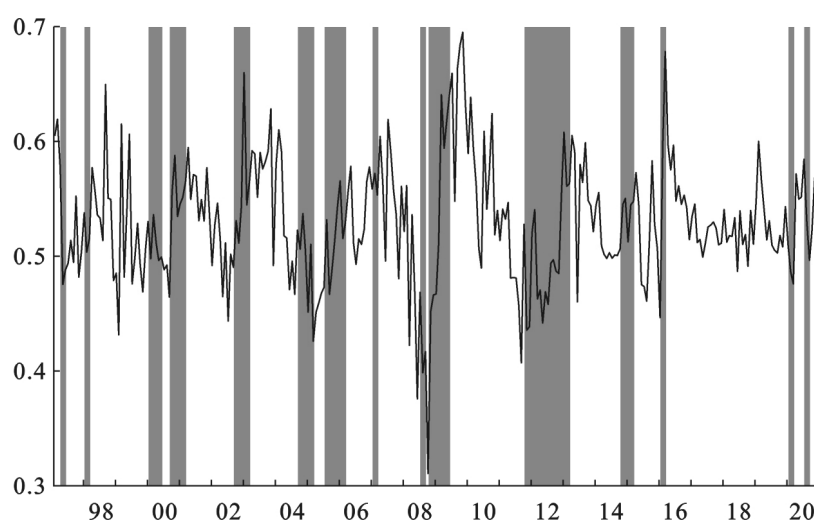


图1 我国金融周期指数演变路径

数据较少, 本文将内生变量滞后阶数和随机波动率滞后阶数均定为 4, 以便将一年内的变量信息容纳进来。

3. 模型先验参数设计和后验分布估计

首先, 设置各参数的先验分布。假设 VAR 模型参数 $\{c_i, \beta_i\}$ 先验服从自然共轭分布, 先验均值由每个内生变量一阶自回归过程的 OLS 回归系数决定。金融门限值 Z^* 假设服从正态先验分布, 即 $P(Z^*)N(\bar{Z}, \bar{V})$, 其中 $\bar{Z} = 1/T \sum_{i=1}^T Z_i$ 并且 $\bar{V} = 1$ 。由于金融周期指数的数值介于 -1 到 1 之间, 样本方差仅为 0.002, 先验方差为 1 是一个相当宽松的先验值。门限变量的滞后阶数 d 的取值范围为 [1, 4], 这主要由于数据频率为季度而设置。对角矩阵 S 的元素先验服从逆伽马分布, 即 $P(s_i) \sim IG(S_{0,i}, V_0)$, V_0 的自由度设为 1。 $S_{0,i}$ 由回归方程 $\bar{\lambda}_i = S_{0,i} \bar{\lambda}_i + \varepsilon_i$ 获得, $\bar{\lambda}_i$ 为随机波动率 $\bar{\lambda}_i$ 提取的第一主成分, $\bar{\lambda}_i$ 由单均值波动率模型获得。矩阵 A_1 和 A_2 的下三角元素均服从 $N(\hat{a}^{ols}, V(\hat{a}^{ols}))$, 其中 \hat{a}^{ols} 是 \hat{v}^{ols} 的 Cholesky 分解的逆矩阵的下三角元素, $V(\hat{a}^{ols})$ 假设为对角矩阵, 且相应的对角元素数值等于 \hat{a}^{ols} 对应位置元素的 10 倍绝对值。对数波动率

的无条件均值 μ 服从正态先验分布 $N(\mu_0, Z_0)$, 其中 $\mu_0 = 0, Z_0 = 10, \mu = \alpha / (1 - \delta)$ 。方差 Q 先验分布为 $IG(Q_0, V_{Q0})$, Q_0 为单均值波动率模型估计的迁移方程 (5) 的方差均值, 而 $V_{Q0} = 5$ 。 δ 的先验分布为 $N(\delta_0, H_0)$, $\delta_0 = 0.8$ 且 $H_0 = 1$ 。

其次是模型各参数后验分布的估计。估计思路是比较直观的, 使用 Jacquier 等 (2002)^[23] 为波动率模型开发的独立 Metropolis 算法估计状态变量 λ_t , 一旦确定了随机波动率 λ_t , SV-TVAR 模型将退化为具有已知异方差的 TVAR 模型。通过模型广义最小二乘 (GLS) 转换, 非线性的 VAR 参数、金融门限值和滞后阶数 d 的条件后验分布与标准 TVAR 等价。本文使用吉布斯采样算法进行 10000 次迭代模拟, 将前 9000 次丢弃。更多细节详见 Alessandri 和 Mumtaz (2019)^[18], 这里不再赘述。

4. 不确定性冲击的非线性效应识别

在获得模型参数的后验分布后, 可以利用 Koop 等 (1996)^[24] 的蒙特卡洛积分计算内生变量对不确定性冲击的广义脉冲响应函数。向前 k 期的脉冲响应函数被定义为如下两个条件期望的差值:

$$IRF_{t,k} = E(Y_{t+k} | \Psi_t, Y_{t-1}^s, \mu) - E(Y_{t+k} | \Psi_t, Y_{t-1}^s) \quad (6)$$

其中, $S=0$ (代表金融扩张区制) 或 $S=1$ (代表金融紧缩区制), Y_{t-1}^s 为特定区制的历史数据, Ψ_t 代表模型所有参数和超参数的信息集, k 是所要考察的预测期数, μ 代表不确定性冲击。根据后验参数, 本文对不同金融区制分别进行 500 次吉布斯抽样, 每次抽样均进行 100 次随机模拟计算脉冲响应函数并取均值, 从而获得每个区制中最具代表性的脉冲响应函数。需要注意的是, 即便是在特定区制的脉冲响应函数计算中, 经济仍然可以自由地从金融扩张区制迁移到金融紧缩区制 (或从金融紧缩区制迁移到金融扩张区制), 这取决于不确定性冲击的强度和方向。换言之, 区制转换是内生的, 模拟过程同时考虑了内生变量和参数集的动态变化。

(三) 经济政策调控效果检验方法

为了进一步测度不同金融周期阶段的经济政策效果, 本文根据 SV-TVAR 模型估计的金融门限值将数据样本划分成金融扩张和金融紧缩

两区制, 分别构建贝叶斯 VAR 模型, 纳入实际 GDP 同比增长率、财政支出同比增长率、经济不确定性指数和货币政策变量, 根据 Cholesky 识别的脉冲响应函数, 检验不同金融周期阶段财政政策和货币政策熨平不确定性冲击和稳定经济增长的效果。

三、我国不确定性指数时变趋势和不确定性冲击的非线性效应

(一) 我国经济不确定性指数时变趋势

图 2 呈现了我国经济不确定性 (即模型随机波动率) 的时变趋势, 阴影部分为迭代模拟所得到的 68% 置信区间。通过数值的相对水平可以比较不同时期的经济不确定性程度, 以此判断重大经济事件的影响力大小。该指数能够较为客观地刻画我国经济不确定性的总体态势, 最为显著的三个经济不确定性阶段分别对应亚洲金融风暴、国际金融危机和新冠肺炎疫情时期。亚洲金融风暴发生后, 我国经济不确定性水平虽然较高, 但伴随经济成功实现软

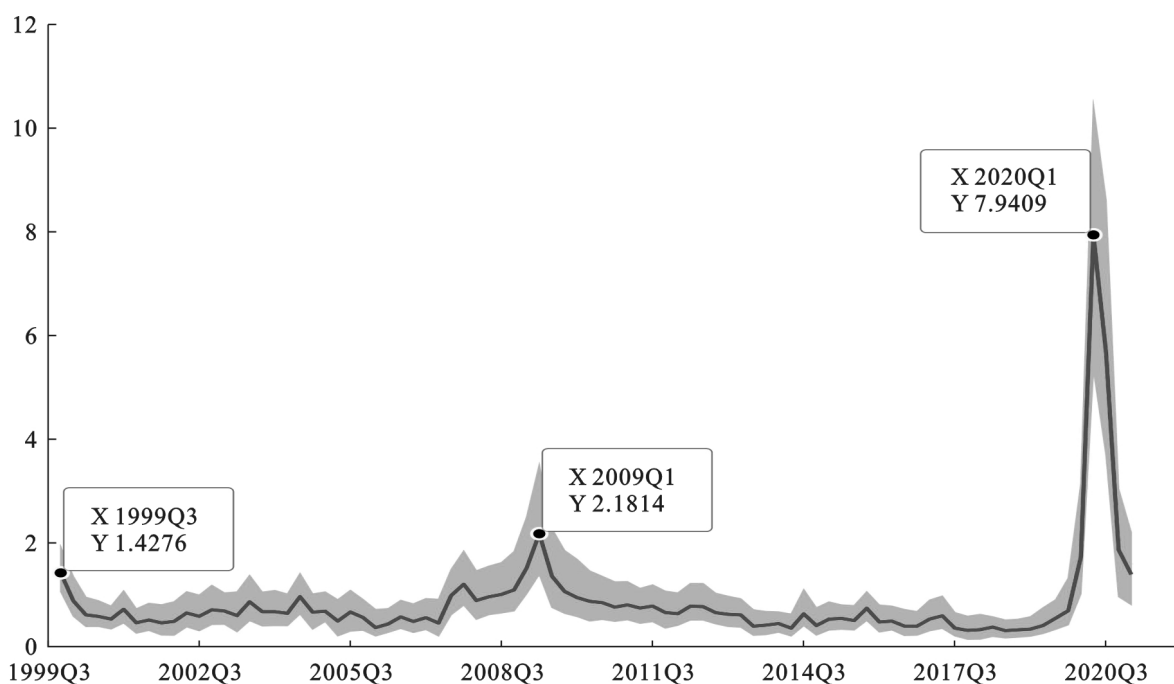


图 2 我国经济不确定性指数演变路径

着陆,不确定性水平逐步下滑。2003年,经济不确定性指数呈现一定的波动性,可能与“非典”的负面冲击有关。2008年,国际金融危机爆发快速推升了经济不确定性,在2009年第一季度,即GDP增长率下滑至最低的时点,经济不确定性水平也达到峰值。随后又快速滑落,这主要得益于超宽松财政政策和货币政策对经济增长的大力支持。经济新常态下,我国经济面临结构性调整,经济波动趋于缓和,所面临的外生冲击幅度也有所降低,直到新冠肺炎疫情的出现。新冠肺炎疫情对经济造成的冲击最大,该时期的不确定性指数接近8,几乎是国际金融危机时期的4倍。但是,也不难观察到,经济不确定性指数从极值回落的速度非常快,这不仅有赖于高效有力的经济政策托底,也一定程度上体现了我国经济增长的韧性和政府稳增长的决心。不过,2020年第四季度的不确定性指数为1.4,仍然要比正常时期高很多,后疫情时期经济不确定性将会成为经济运行的常态化特征。

(二) 不同金融周期阶段不确定性冲击的非线性效应

图3和图4展现了不同金融周期阶段各个内

生变量对不确定性冲击的脉冲响应函数,从中可以发现,无论是金融紧缩还是金融扩张时期,从累积效应来看,不确定性冲击都具有引发产出紧缩、通货紧缩和金融紧缩的特性。^①从GDP增长率的脉冲响应函数的初始值看,在金融紧缩时期,一个标准差的不确定性冲击会使得GDP增长率下降0.35%,而在金融扩张时期,不确定性冲击促使GDP增长率下降0.05%,这意味着金融紧缩时期的不确定性冲击对经济增长产生的衰退效应远远大于金融扩张时期,前者是后者的七倍。然而,可以观测到,GDP增长率的脉冲响应函数在中期由负转正,随后收敛于零,这个特征在金融扩张时期和金融紧缩时期都有出现,并且峰值几乎一样。这可能由于我国强有力的财政政策和货币政策的搭配调控,货币当局释放大量的流动性,不确定性冲击的负效应很快得到抑制,经济很快恢复甚至出现增长。即这种脉冲响应数值符号的逆转有可能是经济政策熨平不确定性冲击时的调控力度过大(即政策超调)造成的,结合图5和图6的财政政策和货币政策对不确定性冲击的正向反应可以佐证这一点。其次,从理论上,不确定性冲击如何引发物价变动

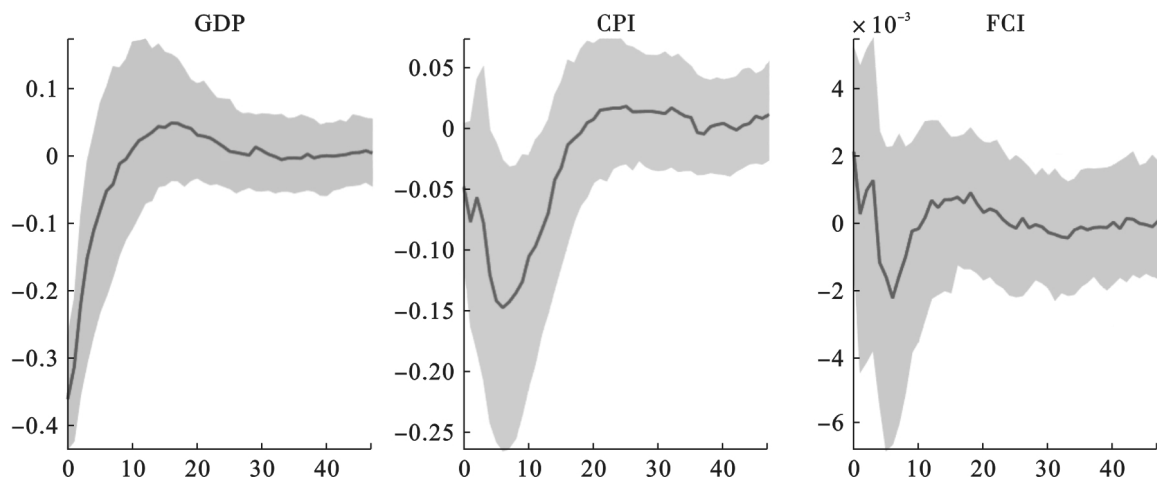


图3 金融紧缩时期经济变量对不确定性冲击的脉冲响应函数^②

^①限于篇幅,本文并非展示累积脉冲响应函数的图像,有兴趣的读者可向作者索取。

^②如无特别说明,本文所有脉冲响应函数的单位均为季度。

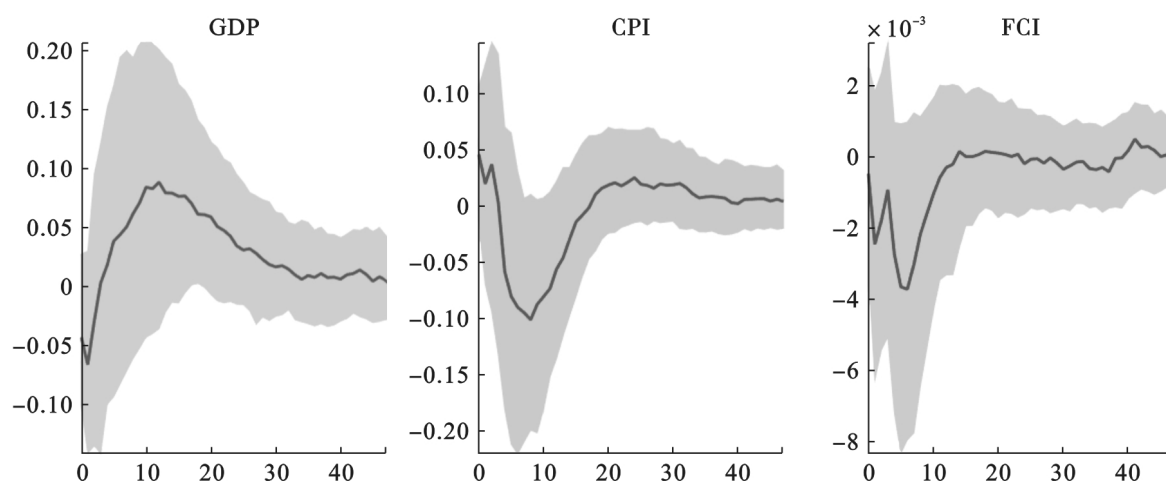


图4 金融扩张时期经济变量对不确定性冲击的脉冲响应函数

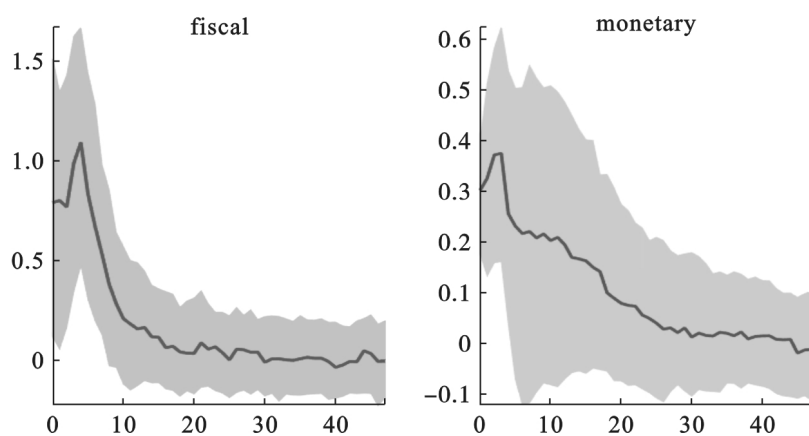


图5 金融紧缩时期政策变量对不确定性冲击的脉冲响应函数

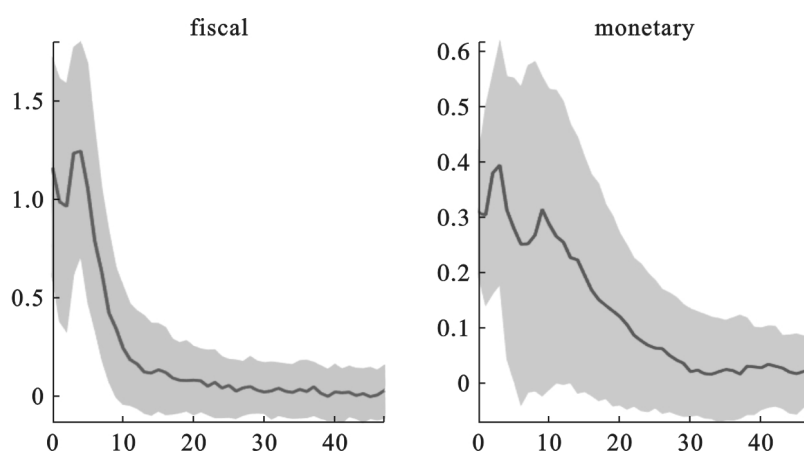


图6 金融扩张时期政策变量对不确定性冲击的脉冲响应函数

取决于它主要影响的是供给端还是需求端,当不确定性冲击主要充当总需求冲击(即压抑总需求)时,

它会引起通货紧缩(Basu 和 Bundick, 2017; Christiano 等, 2014)^[12, 25],但如果是通过影响企业面临的未来

需求和边际成本的不确定性,这种总供给冲击就会产生通货膨胀(Fernandez-Villaverde等,2015)^[26]。从CPI来看,金融紧缩时期CPI的脉冲响应函数一直是负数,而金融扩张时期CPI的脉冲响应函数初始值为正数,这个结果与Alessandri和Mumtaz(2019)^[18]的实证研究结论比较接近。金融紧缩时期一般会伴随着经济收缩,总需求处于相对较低的水平,不确定性冲击进一步降低了总需求,导致产出和通胀率下降,而金融扩张时期的总需求比较高,不确定性冲击可能首先影响厂商的成本和预期,从供给端传导到需求端,导致CPI出现先正向响应后负向响应的趋势。因此,无论是哪个金融周期区制,不确定性冲击最终都会影响总需求,但金融紧缩时期物价下降的程度要高于金融扩张时期,不确定性冲击的通货紧缩效应在金融紧缩时期要更强。就金融周期指数的脉冲响应而言,在不同金融周期阶段,不确定性冲击都会压低金融周期指数,产生金融紧缩效应,但脉冲响应函数的置信区间都比较宽。考虑到金融紧缩时期不确定性冲击会进一步加剧金融紧缩程度,而金融紧缩程度的加深又可能反过来放大不确定性冲击的负面影响,因此必须警惕金融紧缩和不确定性冲击的相互强化效应。

图5和图6呈现了金融周期两区制下政策变量对不确定性冲击的脉冲响应函数,从中可以看到,无论是金融紧缩还是金融扩张时期,财政政策和货币政策应对不确定性冲击的立场都是扩张性的,政府运用积极的经济政策稳定经济增长的决心

十分坚定。宏观调控的力度把握是重中之重,它既要熨平外生冲击的负面影响,又不能引致额外的经济波动,这对宏观调控的精准有效性提出了更高的要求。

四、不同金融周期阶段经济政策调控效果检验

为了检验不同金融周期区制下经济政策熨平不确定性冲击和稳定经济增长的效果,本文根据SV-TVAR模型所划分的两个金融周期阶段,分别将实际GDP同比增长率 Y_t 、财政支出同比增长率 G_t 、经济不确定性指数 EU_t 和货币政策变量(包括广义货币供应量M2同比增长率 M_t 和银行7天同业利率 i_t)纳入Giannone等(2015)^[27]开发的贝叶斯向量自回归(BVAR)模型中,基于Cholesky识别策略,计算GDP增长率和经济不确定性对财政政策冲击和货币政策冲击的脉冲响应函数。之所以同时采用 M_t 和 i_t 作为货币政策变量纳入VAR系统,是因为数量型和价格型工具都是我国当前货币政策调控的重要手段。由于Cholesky方法对变量排序比较敏感,在基准模型中,本文的变量排序依次为 $[G_t, EU_t, Y_t, M_t, i_t]$ ^①,将财政变量 G_t 放在第一位,即是假设财政政策不会对当期的宏观经济和货币政策变化做出反应,这意味着存在财政时滞(主要是内在时滞较长),它也是大量财政政策研究中的标准做法(Blanchard和Perotti,2002;Auerbach和Gorodnichenko,2012;陈登科和陈诗一,2019)^[28-30]。由前文SV-TVAR模型的潜在假设可知,经济不确定性指数 EU_t 主要是指外源性的不确定性而不是内生性的不确定性,因此将其放在第二位。经济增长率 Y_t 放在第三位,意味着它会对当期的不确定性冲击和财政冲击做出反应,这是合理的,不确定性冲击可以迅速作用于金融市场和实体经济,而财政政策的外在

①本文也做了一系列的稳健性检验:第一,由于文献中普遍的做法是将财政变量 G_t 放在第一位,将货币政策利率 i_t 放在最后一位,而对 $\{EU_t, Y_t, M_t\}$ 的次序并没有必然的安排,因此本文对模型内生变量 EU_t, Y_t, M_t 的排序进行多次轮换,发现实证结果差异不大;第二,基准模型是包含“数量型”和“价格型”货币政策变量的五元BVAR模型,这是考虑到我国可能存在两种货币政策工具混合使用的可能性,但在某些时期也有可能单独使用其中一种,因此本文也分别测算了两个四元BVAR模型(分别为 $[G_t, EU_t, Y_t, M_t]$ 和 $[G_t, EU_t, Y_t, i_t]$),最终结果与下文呈现的结果也是极为类似的。这足以说明本文结论的稳健性,限于篇幅,有需要可向作者索要相关结果的内容。

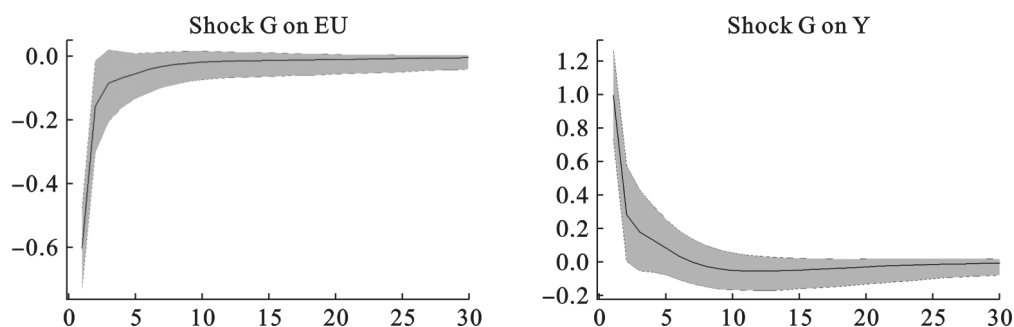


图7 金融紧缩区制下经济不确定性和 GDP 增长率对财政冲击的脉冲响应

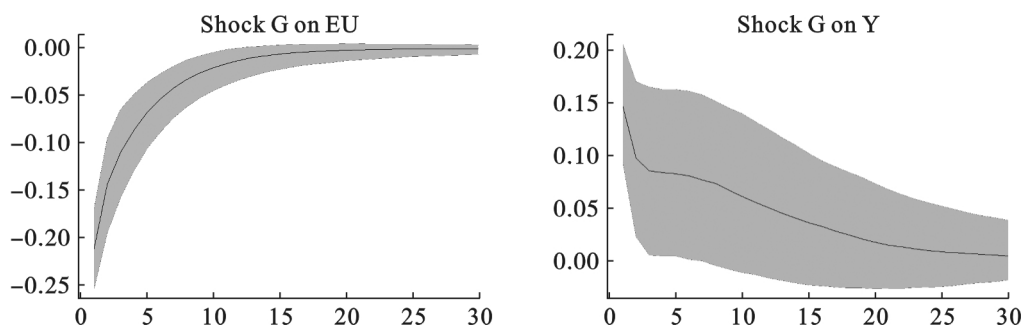


图8 金融扩张区制下经济不确定性和 GDP 增长率对财政冲击的脉冲响应

时滞一般较短,一旦财政支出成功扩张,见效较快。相反,货币政策的内在时滞较短,央行的决策能够更为灵敏和快速应对宏观环境的变化,但货币政策外在时滞较长,从政策实施到作用于最终政策目标(经济增长)往往需要较长时间,因此将货币政策变量放在后面。

(一)不同金融周期阶段财政政策调控效果

图7和图8呈现了不同金融区制下经济不确定性和 GDP 增长率对财政冲击的脉冲响应函数,阴影区域为贝叶斯模拟所获得的 68%置信区间。^①通过对比,可以看到,金融紧缩区制的财政冲击效果明显更好。从脉冲极值看,一个单位的财政支出增长率可以使得金融紧缩区制的经济不确定性下降 0.6,并促使 GDP 增长率上升 1%,而金融扩张区制的经济不确定性仅下降 0.2,GDP 增长率仅上升 0.15%。从脉冲响应的持续性看,金融紧缩

区制下经济不确定性和 GDP 增长率收敛速度很快,而金融扩张区制下它们的持续性要更长。因此,金融紧缩时期财政政策的有效性要远高于金融扩张时期,而金融扩张时期财政政策短期效应小但持续期较长。经典的凯恩斯理论告诉我们“经济衰退时期的财政政策有效性更高”,但并没有告诉我们“金融衰退时期的财政政策有效性是否要高于金融扩张时期”。理论上,在金融紧缩时期,经济环境中的金融压力和金融摩擦程度更大,更多的家庭和企业面临更紧的流动性(或信贷)约束,此时经济主体可能难以通过资本市场进行跨期资金配置,扩张性的财政政策能够通过缓解多种经济摩擦更加有效地挤入消费和投资,从而产生更高的乘数效应。本文的结论与为数不多的研究金融周期和信贷周期中财政政策效应的文献结论相一致(Pragidis 等,2018; Borsi,2018)^[31-32],这说明财政政策在金融(或信贷)紧缩时期乘数效应更大的结论在中国视角下也是成立的。然而,与

^①由于本文样本数据较少,因此 BVAR 模型的滞后阶数设置为 1,模拟迭代次数为两万次,抛弃前 1 万次。如不特别说明,后面所有脉冲响应函数结果的阴影区域均为 68%置信区间。

这类文献的主要区别在于,本文在划分金融周期时考虑了不确定性冲击的信息,此处的实证结果所隐含的经济意义是,在不确定性冲击产生更强负面经济效应的金融紧缩区制,无论是熨平不确定性冲击还是稳定产出增长,扩张性财政政策都可以发挥更大的调控效果。这一点非常重要,因为在现实中,不确定性冲击和金融周期常常是相互交织在一起的,财政政策能在金融紧缩区制中发挥更大的效果,除了它能更好地缓解金融摩擦或信贷约束外,还可能在于它能很好地稳定经济主体的信心和预期,降低经济不确定性。就以我国情况来看,2008年金融危机爆发后,四万亿的财政冲击在极短时间内稳住了经济增长和市场预期,2020年新冠肺炎疫情在全球蔓延时,我国财政发挥了重要的支撑和保障作用,使得经济快速恢复,这是我国能够成为2020年世界主要经济体

中唯一实现正增长国家的重要因素之一。

(二)不同金融周期阶段货币政策调控效果

图9和图10呈现了不同金融周期区制下经济不确定性和GDP增长率对货币冲击的脉冲响应函数。从脉冲极值看,金融紧缩区制下的货币供给M2增加1%可以降低经济不确定性0.13个单位,促进GDP增长率提升0.18%,而金融扩张区制下的经济不确定性仅下降0.085个单位,GDP增长率上升0.32%。然而,金融紧缩区制下GDP增长率对货币冲击的脉冲响应函数符号在第4期后出现反转,并保持长时间的负值,这说明金融紧缩区制下的数量性货币政策对稳定经济增长的效果只是短期的,长期来看政策效果并不稳定,甚至会有负面的影响,而金融扩张时期对稳定经济增长的效果比较稳健。相反,扩张性的数量型货币政策无论是在金融紧缩区制还是在金融扩

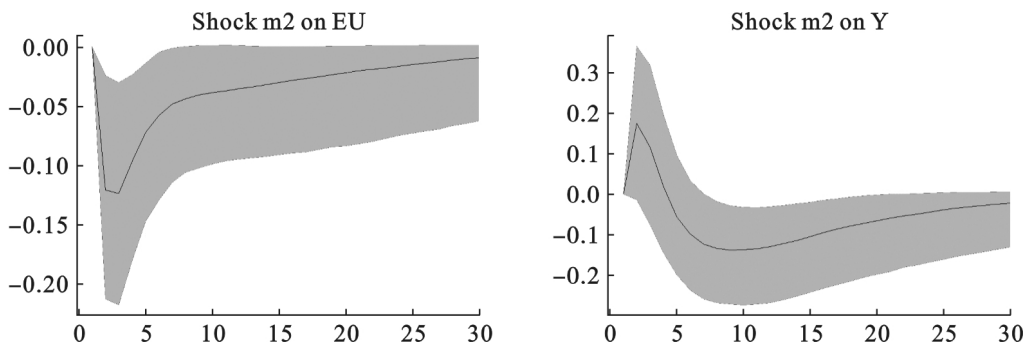


图9 金融紧缩区制下经济不确定性和GDP增长率对货币供应量冲击的脉冲响应

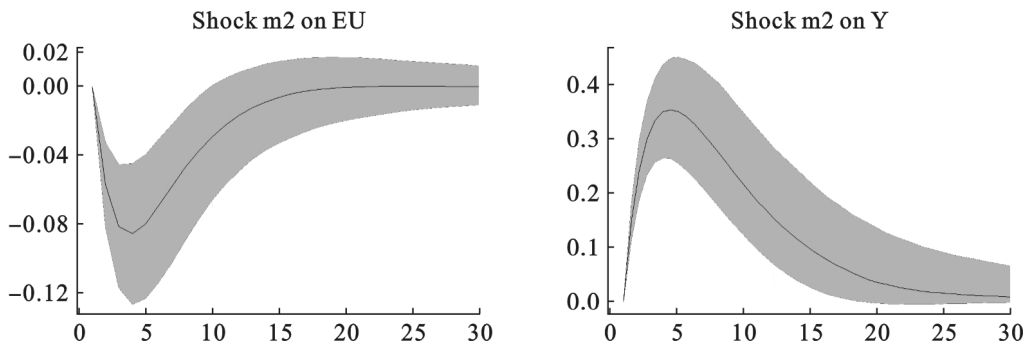


图10 金融扩张区制下经济不确定性和GDP增长率对货币供应量M2冲击的脉冲响应

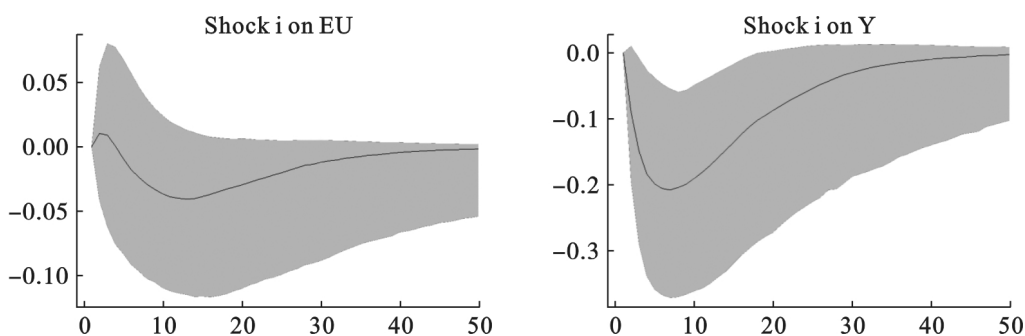


图 11 金融紧缩区制下经济不确定性和 GDP 增长率对利率冲击的脉冲响应

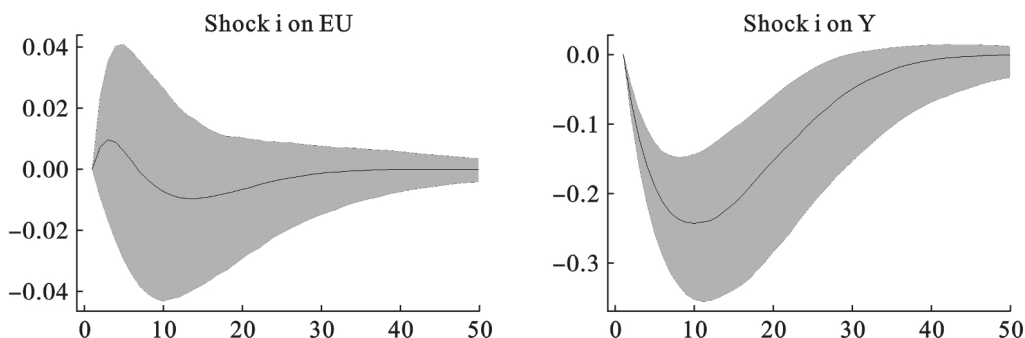


图 12 金融扩张区制下经济不确定性和 GDP 增长率对利率冲击的脉冲响应

张区制,都能有效降低经济不确定性。因此,数量型货币政策在不同金融周期阶段都能有效熨平不确定性冲击,但在稳定经济增长方面,只有在金融扩张时期才能发挥稳定作用。

考虑到我国货币政策框架正由数量调控向价格调控转型,为了进一步探索价格型货币政策降低经济不确定性和稳定经济增长的效果,图 11 和图 12 呈现了正向利率冲击对经济不确定性和 GDP 增长率的影响。^①可以看到,无论是在哪个金融周期区制,经济不确定性指数的脉冲响应函数置信区间都非常宽,且脉冲响应函数的符号并不稳定(由正转负),这说明价格型货币政策在熨平经济不确定性方面效果欠佳。但利率冲击可以有效地调控经济增长,从 GDP 增长率的脉冲极值看,降低一单位利率,在金融紧缩时期可以促使

经济增长率上升 0.2%,而在金融扩张时期可以促使经济增长率上升 0.25%。与数量型货币政策相似,价格型货币政策在金融扩张时期对稳定经济增长的效果要更好。同时,价格型货币政策对熨平经济不确定性的能力显然要弱于数量型货币政策。

对比分析可知,金融紧缩时期财政政策降低经济不确定性和稳定经济增长的效果远远高于金融扩张时期,也高于同时期的数量型和价格型货币政策。这意味着无论是在金融紧缩时期还是金融扩张时期,无论是熨平不确定性冲击还是稳定经济增长,财政政策都发挥了更大的效应,应当确立财政政策在相关调控维度的主体地位。其次,对比数量型货币政策和价格型货币政策,数量型货币政策的主要优势在于平抑经济不确定性,在稳定经济增长方面,数量型货币政策在金融紧缩时期总体上效果并不好,价格性货币政策能够在

^①VAR 模型中结构冲击的脉冲响应函数与结构冲击的大小和正负是成比例的,因此一单位负向利率冲击的脉冲响应函数与一单位正向利率冲击的脉冲响应函数关于 x 轴对称。

稳定经济增长发挥更大的效应。这也符合我国利率市场化改革的现实背景,在金融自由化和影子银行兴起的今天,数量型货币政策对信贷资源的调控逐渐被削弱,货币乘数与产出的关联性弱化,央行通过数量型货币政策难以达到合意的政策效果。因此,价格型货币政策将在稳定经济增长方面发挥更大效用。但本文的研究却表明,数量型货币政策仍然有用武之地,它在熨平经济不确定性方面还是不可替代的。实际上,学术界对于两种货币政策工具调控效果的讨论仍存在着很多分歧,而现实情况央行也并非只使用单一的政策工具调控经济,尤其是在当前货币政策具有多重目标调控需求、要同时兼顾稳增长和防风险的情况下,认识到两种货币政策工具在不同调控维度上的优劣势对于合理制定针对性政策指示以及提升货币政策整体效果具有重要意义。因此,在疏通和完善货币政策对实体经济传导机制的过程中,政策制定者要综合运用两种货币政策工具在不同调控维度上的优势互补,方能更大程度发挥货币政策的作用。

五、研究结论和政策建议

本文运用门限向量自回归随机波动率模型研究金融周期视角下不确定性冲击的非线性影响,发现不确定性冲击对产出、物价和金融供给都有紧缩效应,金融紧缩区制不确定性冲击的负面影响更大更持久。我国应对不确定性冲击的政策立场是扩张性的。通过进一步的政策分析发现,金融紧缩时期的财政政策对熨平不确定性冲击和稳定经济增长的效果远远高于金融扩张时期,也高于同时期的数量型和价格型货币政策。通过数量型和价格型货币政策的调控效果对比,本文发现两者的调控优势有所不同,数量型货币政策的调控优势主要体现在熨平不确定性冲击方面,而价格型货币政策的调控优

势主要体现在稳定经济增长方面。

基于研究结论,本文提出如下政策建议:第一,完善金融周期状态实时监测的指标体系,并构建经济风险程度精准评判的预警机制,为实现金融稳定、抑制风险积聚和降低经济不确定性提供科学的参考标准。树立危机意识和风险防范意识,从根源上抑制金融紧缩和不确定性冲击产生交互强化效应的可能性。第二,充分重视财政政策在熨平不确定性冲击和稳定经济增长中的主体地位,同时加强数量型货币政策和价格型货币政策在不同调控维度上的优势互补。只有充分认识到不同政策工具在不同经济金融周期阶段对不同调控对象的优劣势,才能有效节约政策空间,通过精准有效的政策手段快速达到更大的调控效果,避免经济金融衰退期持续过长造成额外的效率和福利损失。

参考文献:

- [1] Caldara D, Fuentes-Albero C, Gilchrist S. The macroeconomic impact of financial and uncertainty shocks[J]. *European Economic Review*, 2016(88): 185-207.
- [2] 陈雨露. 重建宏观经济学的“金融支柱”[J]. *国际金融研究*, 2015(6): 3-11.
- [3] Bloom N. Fluctuations in uncertainty [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28(2): 153-76.
- [4] Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring uncertainty[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(3): 1177-1216.
- [5] Bloom N. The impact of uncertainty shocks [J]. *Econometrica*, 2009, 77(3): 623-685.
- [6] Caggiano G, Castelnuovo E, Groshenny N. Uncertainty shocks and unemployment dynamics in US recessions[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2014(67): 78-92.
- [7] Bachmann R, Elstner S, Sims E R. Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2013, 5(2): 217-49.

- [8] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. The quarterly journal of economics, 2016, 131(4):1593-1636.
- [9] 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.
- [10] 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(2):25-43.
- [11] 刘玉荣, 查婷俊, 刘颜, 杨柳. 金融市场波动、经济不确定性与城镇居民消费——基于SV模型的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(2):551-572.
- [12] Basu S, Bundick B. Uncertainty shocks in a model of effective demand [J]. Econometrica, 2017, 85 (3):937-958.
- [13] 陈乐一, 张喜艳. 经济不确定性与经济波动研究进展[J]. 经济学动态, 2018(8):134-146.
- [14] Aastveit K A, Natvik G J, Sola S. Economic uncertainty and the influence of monetary policy [J]. Journal of International Money and Finance, 2017(76):50-67.
- [15] Fajgelbaum P D, Schaal E, Taschereau - Dumouchel M. Uncertainty traps[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2017, 132(4):1641-1692.
- [16] Kraft H, Schwartz E, Weiss F. Growth options and firm valuation[J]. European Financial Management, 2018, 24(2):209-238.
- [17] Gilchrist S, Sim J W, Zakrajšek E. Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics[J]. National Bureau of Economic Research, 2014.
- [18] Alessandri P, Mumtaz H. Financial regimes and uncertainty shocks [J]. Journal of Monetary Economics, 2019(101):31-46.
- [19] Alfaro I, Bloom N, Lin X. The finance uncertainty multiplier[J]. National Bureau of Economic Research, 2018.
- [20] Carriere - Swallow Y, Cespedes L F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies[J]. Journal of International Economics, 2013, 90(2):316-325.
- [21] 支俊立, 曾康霖, 王宇. 金融周期、经济增长与金融稳定性研究[J]. 南开经济研究, 2020(4):66-87.
- [22] 付一婷, 刘金全, 刘子玉. 金融周期与经济周期的时变关联机制与非对称传导效应[J]. 金融经济研究, 2020, 35(1):20-31.
- [23] Jacquier E, Polson N G, Rossi P E. Bayesian analysis of stochastic volatility models[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002, 20(1):69-87.
- [24] Koop G, Pesaran M H, Potter S M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models[J]. Journal of econometrics, 1996, 74(1):119-147.
- [25] Christiano L J, Motto R, Rostagno M. Risk shocks[J]. American Economic Review, 2014, 104(1):27-65.
- [26] Fernández - Villaverde J, Guerrón - QUINTANA P, KUESTER K. Fiscal volatility shocks and economic activity[J]. American Economic Review, 2015, 105(11):3352-84.
- [27] Giannone D, Lenza M, Primiceri G E. Prior selection for vector autoregressions[J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97(2):436-451.
- [28] Blanchard O, Perotti R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(4):1329-1368.
- [29] Auerbach A J, Gorodnichenko Y. Measuring the output responses to fiscal policy[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2012, 4(2):1-27.
- [30] 陈诗一, 陈登科. 经济周期视角下的中国财政支出乘数研究[J]. 中国社会科学, 2019(8):111-129+206-207.
- [31] Pragidis I C, Tsintzos P, Plakandaras B. Asymmetric effects of government spending shocks during the financial cycle[J]. Economic Modelling, 2018(68):372-387.
- [32] Borsi M T. Fiscal multipliers across the credit cycle[J]. Journal of Macroeconomics, 2018(56):135-151.

【责任编辑 郭艳娇】