

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2022.04.005

美联储紧缩性货币政策冲击对中国 金融市场的影响及应对

——资产价格视角的零利率下限时期与常态化时期比较

张天顶, 施 展

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430073)

摘 要: 在新发展格局下, 金融市场的高质量发展不能忽视外部因素的影响。美联储的货币政策调整会对中国金融市场产生怎样的影响, 现有文献的研究还不够充分全面, 尤其缺乏对于零利率下限时期与常态化时期的比较分析。

本文认为, 美联储实施紧缩性货币政策将缩小中美两国利差, 促使中国的资本外流加剧, 并导致实际利率水平和企业融资成本增加, 进而带来资产价格下跌, 对中国金融市场产生负面影响。2008 年全球金融危机以及 2020 年新冠疫情之后, 美联储不断下调联邦基金利率, 使其面临零利率下限约束, 此时实施紧缩性货币政策对中国金融市场的影响可能会与常态化时期有所区别。基于 2002 年 1 月至 2021 年 7 月中国宏观经济和金融 98 个变量的月度数据, 采用 Wu-Xia 联邦基金影子利率 (Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate) 来度量零利率下限时期的美联储货币政策立场, 运用因子扩张型向量自回归模型 (FAVAR) 从资产价格角度分析美联储紧缩性货币政策冲击对中国金融市场的影响, 结果显示: 总体上看, 美联储紧缩性货币政策冲击会通过利率渠道对中国资产价格产生负面影响, 且该负面影响具有时滞性; 人民币汇率调整具有补偿效应, 即可以通过人民币贬值减轻资本外流的压力, 进而削弱美联储紧缩性货币政策冲击对中国资产价格的负面影响; 在零利率下限时期, 美联储紧缩性货币政策冲击对中国资产价格的负面影响比常态化时期更为显著。

相比现有文献, 本文主要进行了如下改进和拓展: 一是采用 Wu-Xia 联邦基金影子利率度量零利率下限时期美联储的货币政策立场, 避免因采用联邦基金利率而低估其负面影响; 二是运用 FAVAR 模型缓解 VAR 模型及 TVP-VAR 模型的遗漏变量偏误问题, 并为识别结构冲击提供足够丰富的信息; 三是对零利率下限时期与常态化时期进行比较分析, 有利于更好地把握美联储货币政策冲击对中国金融市场的时变影响。

为更好地应对美联储紧缩性货币政策冲击对中国金融市场和宏观经济造成的负面影响, 需要深入分析和把握美联储货币政策动向发生改变的原因和本质, 在坚持货币政策“以我为主”的同时, 密切关注和警惕美联储紧缩性货币政策冲击可能产生的负面影响, 并不断深化人民币汇率改革, 保证人民币汇率弹性适度 and 调整空间充足。

关键词: 美联储; 紧缩性货币政策; 资产价格; FAVAR 模型; 零利率下限; 利率渠道

中图分类号: F831.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-8131(2022)04-0055-18

* 收稿日期: 2022-04-15; 修回日期: 2022-07-08

基金项目: 武汉大学自主科研项目(人文社会科学)(2022HWRW036); 中央高校基本科研业务费专项资金资助

作者简介: 张天顶(1978), 男, 吉林乾安人; 教授, 经济学博士, 博士生导师, 主要从事国际宏观经济与金融研究; E-mail: ordin@126.com。施展(1996), 男, 山东淄博人; 经济学硕士, 主要从事国际金融研究。

一、引言

伴随着改革开放的不断深化和全球经济一体化,中国逐步融入全球生产网络,为世界经济增长做出了重要的贡献。与此同时,在与世界各国经济联系不断加深的过程中,中国的宏观经济运行以及金融市场不可避免地遭受外部冲击的影响。近年来,习近平总书记多次强调要加快构建“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进”的新发展格局,大力推动我国开放型经济向更高层次不断发展。在开放经济条件下,各经济主体、政策制定者、投资者以及研究者都需要更加注意和警惕外部冲击可能对国内宏观经济和金融市场带来的风险,做出预警判断并及时应对。

大量文献探讨了货币政策冲击的溢出效应及其传导机制,其中,货币政策冲击对金融市场的影响受到学术界以及投资者们的广泛关注。基于货币政策的目标与作用机制,很多文献从资产价格的角度来探究其对金融市场的影响。对金融市场中的投资者而言,美联储货币政策的调整对资产价格的影响不容忽视,不能科学识别美联储货币政策变动带来的风险将会对投资者造成重大损失。因而,美联储货币政策对金融市场上资产价格的影响受到越来越多研究者的关注。总体来看,关于美联储货币政策冲击对资产价格的影响,现有研究主要集中于两个方面:一是美联储货币政策冲击对美国资产价格产生的影响(Kuttner, 2001)^[1],包括对美国股票市场和债券市场的影响(Jensen et al, 1996; Bernanke et al, 2005; Gagnon et al, 2011; Hanson et al, 2015; Cepni et al, 2021)^[2-6]。二是美联储货币政策冲击对其他国家 and 地区资产价格产生的国际溢出效应。其中,针对中国的研究也取得了一定进展。姜富伟等(2019)采用事件研究方法分析美联储货币政策调整对中国金融市场的影响,结果表明,美联储加息会降低债券和股票回报,降息则会提高债券和股票回报^[7]。王宏涛等(2020)分析发现,美国货币政策对中国股价和房价总体上具有正向溢出效应,但“拉动”效应和“以邻为壑”效应并存^[8]。吴立元等(2021)基于动态随机一般均衡模型的分析显示,资本流动具有显著的外部性,当联邦基金利率上升时中国资产价格会出现明显下跌^[9]。但这方面的研究还有待进一步深化和改进,尤其是在世界百年未有之大变局下,美联储货币政策调整的原因和目标发生了变化,加上新冠疫情等不确定事件的冲击,世界金融市场的稳定不确定因素增加,美联储货币政策冲击对中国金融市场的影响也变得更为复杂和多变。因此,有必要全面细致地深入研究美联储货币政策冲击对中国金融市场的影响,进而采取积极有效的应对措施,促进国内金融市场的高质量发展和双循环新发展格局的形成与完善。

关于美联储货币政策冲击对其他国家 and 地区资产价格的影响,Ammer 等(2010)认为,美联储货币政策冲击对其他国家和地区的资产价格具有国际溢出效应,该效应主要是通过利率渠道和现金流渠道两条路径实现的^[10]。其中,利率渠道是指美联储货币政策调整通过改变美国与其他国家的利差引起资本跨境流动,导致其他国家的融资成本变化,进而对其资产价格产生影响;现金流渠道则是指美联储货币政策变化会通过作用于本国企业的融资及扩大再生产来影响国际市场的总需求,进而导致其他国家的企业利润率和资产价格变化。目前,学术界在两种渠道孰强孰弱的问题上还存在争议。Laeven 和 Tong(2012)研究发现,若一个国家的企业发展对国际融资的依赖较大,美联储货币政策冲击通过现金流渠道对其资产价格的影响比利率渠道更大;而对于金融市场发展不完善的国家而言,由于本国企业较难获得国际融资,利率渠道则会比现金流渠道发挥更大的作用^[11]。Wongswan(2008)也认为,未预期到的美联储降息对其他国家或者地区股票市场回报率的溢出效应主要是通过利率渠道实现的^[12]。鉴于并不是所有中国企业都依赖国际市场,本文认为,美联储货币政策变化通过利率渠道对中国资产价格产生的影响要大于现金流渠道。比如,如果美联储处于加息周期(即实行紧缩性货币政策),中美两国利差将逐渐缩小,这会促使中国的资本外流加剧,导致国内利率水平和企业融资成本增加,进而带来资产价格的下跌。因此,本文着重从利率渠道来讨论美联储货币政策冲击对中国金融市场上资产价格产生的影响。

要探究一国货币政策冲击对他国金融市场的影响,首先需要对该国的货币政策立场进行测量。学术界对货币政策立场的测量兴起于 20 世纪 60 年代。Cootner 等(1966)较早采用货币供应量来反映美联储的货币政策立场^[13]。在货币供应量之后,Bernanke 和 Blinder(1992)认为,联邦基金利率可以提供丰富的宏观经济变动信息,能够较好地反映美联储货币政策的基本情况,进而采用联邦基金利率(即美国银行间同业拆借利率)来反映美联储的货币政策立场^[14]。联邦基金利率在较长的时间内被学术界看作是度量美联储货币政策的最佳指标,并用来研究美联储货币政策的溢出效应(Kim,2001;Bjørnland et al,2009;邓创等,2013;肖卫国等,2017;金春雨等,2017;王宏涛等,2020)^{[15-19][8]}。然而,联邦基金利率也存在一定的局限性。Bernanke 和 Reinhart(2004)指出,当短期名义利率处于或者接近零时,传统的扩张性货币政策(即降低政策利率)变得不再有效^[20]。尤其在 2008 年国际金融危机后,美联储不断通过下调联邦基金利率的方式刺激经济的复苏,直至将其降到零。在这种情况下,测量美联储整体的货币政策立场面临严峻的挑战。为了解决这一问题,研究者们做了许多尝试,例如利用美国的资产负债表以及美联储在非正规货币政策时期的超额准备金等(Borio et al,2010;Armenter et al,2017)^[21-22]。在众多度量美联储货币政策立场的方法中,Wu 和 Xia(2016)的测量方法应用较为广泛,其认为当存在零利率下限约束(Zero Lower Bound)时,影子利率往往能反映出更多有关经济运行的信息,进而基于美国多种长期国债收益率采用多因子影子利率期限结构模型(SRTSM)计算 Wu-Xia 联邦基金影子利率(Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate),用以反映美联储的货币政策立场^[23]。该方法不仅能够给出较好的近似远期利率,而且在实证应用中表现良好(Bordo et al,2016)^[24],能够较好地反映危机过后美联储整体的货币政策立场(Bernanke,2020)^[25]。

值得注意的是,在关于美联储货币政策冲击对中国宏观经济和金融市场影响的研究中,国内研究者大多采用联邦基金利率或者 M2 作为美国货币政策工具的代理变量。然而,2008 年国际金融危机以及 2020 年新冠疫情之后,美联储不断下调联邦基金利率,直至降到零。在这种情况下,美联储面临零利率下限约束,往往会采用非传统货币政策工具来进行宏观经济调控,例如大规模资产购买以及前瞻性指引等。一般来讲,零利率甚至是负利率政策通常出现在一个国家的经济遭受到严重负面冲击之后,此时市场避险情绪高涨,而非传统货币政策工具会通过信心渠道以及投资组合替代渠道对金融市场产生影响(Fratzscher et al,2016)^[26]。例如,当联邦基金利率接近或者降至零时,为了刺激经济复苏,美联储会利用大规模资产购买等扩张性非传统货币政策来提振市场信心,降低不确定性和风险溢价,进而对股票市场产生积极影响。此时,联邦基金利率无法准确反映美联储的货币政策立场,采用 M2 或联邦基金利率作为美联储货币政策的代理变量来考察其溢出效应就不再有效。如果仍然采用联邦基金利率来度量美国的货币政策立场,研究结果会低估美联储紧缩性货币政策冲击的负面影响。此外,在研究方法上,现有研究通常采用时变参数的向量自回归模型(TVP-VAR)来进行分析(邓创等,2013;肖卫国等,2017;金春雨等,2017;王宏涛等,2020)^{[17-19][8]},但该模型无法将更多有价值的信息纳入,较易造成估计偏误(Bernanke et al,2005)^[27]。同时,零利率下限时期与常态化时期的区别较为明显,采用时变参数模型不能完全发挥自身优势,并且会使得计算更加复杂化。

为解决上述问题,本文主要在以下两个方面对现有研究进行改进:一是采用 Wu-Xia 联邦基金影子利率来度量美联储的货币政策立场。由于联邦基金利率降至零并且持续了较长的时间,采用联邦基金利率来度量美联储的货币政策立场不再有效,而采用 Wu-Xia 联邦基金影子利率可以较好地解决该问题,同时还可以比较分析美联储货币政策冲击对中国金融市场的影响在零利率下限时期与常态化时期的不同。二是构建因子扩张型向量自回归模型(FAVAR),选取 2002 年 1 月至 2021 年 7 月共 98 个变量的月度数据来探究美联储紧缩性货币政策冲击对中国金融市场的影响。FAVAR 模型不仅能够很大程度上缓解 VAR 模型及 TVP-VAR 模型的遗漏变量偏误问题,还能够提供足够丰富的用于识别结构冲

击的必要信息(Bernanke et al, 2005; Jo et al, 2019)^[27-28]。通过上述分析, 本文的研究结论有利于科学地把握美联储货币政策冲击对中国金融市场的影响, 为相关部门采取积极的应对措施提供政策参考, 并为金融市场中的各类经济主体、投资者以及市场参与者的行为决策提供更加准确的国际宏观经济信息, 进而促成其做出理性的决策选择, 不断优化投资组合, 促进国内金融市场的高质量发展。

二、研究设计与数据处理

1. 模型设定

向量自回归模型(VAR)是宏观经济分析中常用的方法, 为了捕捉经济变量之间关系的时变特征, 越来越多的研究者采用时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)。但是, 随着变量的增加, VAR模型以及TVP-VAR模型都将不可避免地面临“维度诅咒”(The Curse of Dimensionality)。整个国家的经济运行情况无法通过少数的变量予以体现(Lescaroux et al, 2009)^[29], 而传统VAR模型由于受到模型规模的限制, 无法将更多有价值的变量纳入模型之中, 因此会造成估计偏误(Bernanke, 2005)^[27]。因此, 本文借鉴Bernanke等(2005)的研究^[27], 采用因子扩张型向量自回归模型(FAVAR)来分析美联储货币政策冲击对中国资产价格的影响。FAVAR模型的结构范式如式(1)(2)(3)所示:

$$X_{it} = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_{it} \quad (1)$$

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = B(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + u_t \quad (2)$$

$$u_t = A_0 v_t \quad (3)$$

其中, X_{it} 表示整个信息集, F_t 代表信息集中无法被直接观测到的成分, Y_t 代表信息集中能够被直接观测到的成分(美联储货币政策立场), Λ^f 和 Λ^y 分别代表无法被直接观测到成分和能够被直接观测到成分的因子载荷矩阵; $B(L)$ 代表参数矩阵以及滞后因子 L , u_t 表示结构冲击(简化式冲击 v_t 和影响矩阵 A_0 的乘积)。

本文采用两步法对式(1)和式(2)进行估计。首先, 基于所选的中国宏观经济和金融变量提取3个因子。需要注意的是, 本文沿用Bernanke等(2005)的标准^[27], 将变量分为快速反应变量(Fast-moving Variables)和慢速反应变量(Slow-moving Variables), 以此来剔除无法被直接观测到成分中包含的 Y_t 的信息, 详细的变量分类参见附录。具体来讲, 首先利用因子分析从整个信息集 X_{it} 中提取3个公共因子, 记为 $\hat{C}(F_t, Y_t)$ 。在第二步中, 利用估计得到的3个公共因子 $\hat{C}(F_t, Y_t)$ 与 Y_t 构建标准的VAR模型。然而, $\hat{C}(F_t, Y_t)$ 也包含了美联储货币政策变动的信息, 这样就会使得由 $\hat{C}(F_t, Y_t)$ 和 Y_t 组成的VAR模型无法得到有效的估计。因此, 需要将 $\hat{C}(F_t, Y_t)$ 中和 Y_t 直接相关的部分予以剔除。遵循Bernanke等(2005)的做法^[27], 本文进行多元线性回归: $\hat{C}(F_t, Y_t) = b_c \hat{C}^*(F_t) + b_y Y_t + e_t$ 。其中, $\hat{C}^*(F_t)$ 为通过因子分析从慢速反应变量集中提取到的3个公共因子。随后根据 $\hat{F}_t = \hat{C}(F_t, Y_t) - \hat{b}_y Y_t$ 得到 \hat{F}_t , 并利用 \hat{F}_t 与 Y_t 构建最终的VAR模型。

2. 货币政策冲击的识别与变量的脉冲响应

为了能够进行结构性分析, 本文将体现货币政策立场的联邦基金基准利率以及Wu-Xia联邦基金影子利率放在式(2)中末端位置, 并采用递归次序法来识别货币政策冲击。递归次序法是运用FAVAR模型时识别货币政策冲击的标准做法, 通过该方式的处理, 在FAVAR模型系统中仅存在唯一的冲击——货币政策冲击, 而且在给定的同期效应中货币政策冲击不影响隐因子。

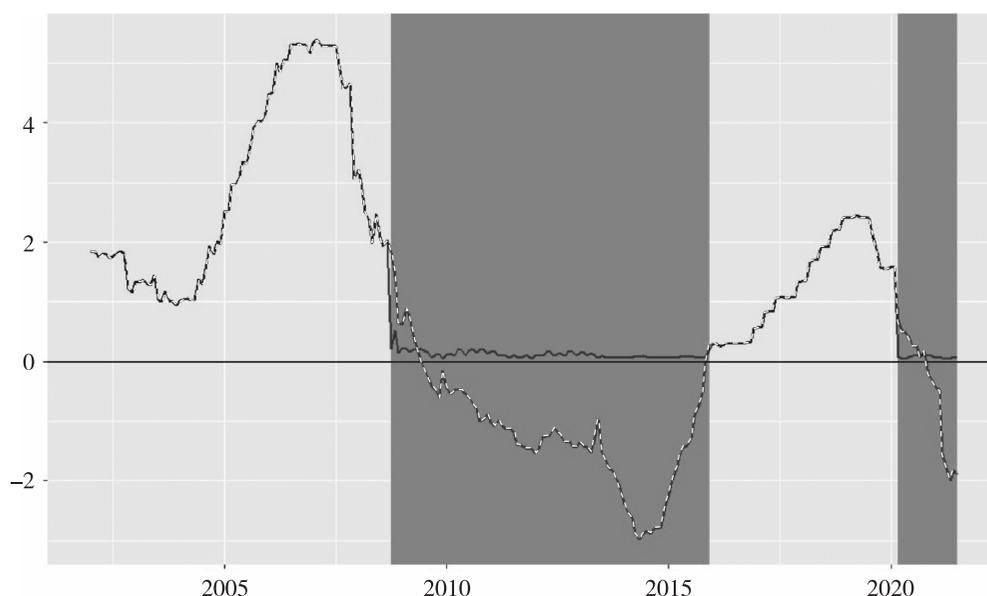
按照模型设定,任何快速反应变量(如股票市场变量)与美联储货币政策立场之间的同期相关性都能够被因子载荷矩阵予以解释。本文计算 F_t^J 和 Y_t 对美国货币政策冲击的脉冲响应,该冲击定义为样本中每期美联储的政策利率调高 100 个基点。通过因子模型,可以计算在美国货币政策冲击下每个隐含变量的脉冲响应,进而信息集 X_u 中各变量的脉冲响应函数如式(4)所示:

$$\begin{pmatrix} Y_h^{X_{1,t}} \\ Y \\ Y_h^{X_{N,t}} \\ \Lambda_h^{Y_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} & \cdots & \Psi_{11} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \Psi_{21} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_h^{F_t^1} \\ \vdots \\ Y_h^{F_t^J} \\ Y_h^{Y_t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

其中, Y_h 表示水平期为 h 的脉冲响应。

3. 数据来源与变量选择

本研究采用 Wu-Xia 联邦基金影子利率代表零利率下限时期美联储的政策利率,而常态化时期的政策利率依然采用联邦基金利率进行度量。Wu-Xia 联邦基金影子利率的测度思路如下:假定短期利率为影子利率及利率下限的最大值,同时令远期利率为 n 及 $n+1$ 期无风险的纯贴现债券收益率的线性函数;通过适当的近似变换后,将观测到的远期利率与其他因素相互联系在一起,再应用扩展的卡尔曼滤波方法对非线性函数进行线性化估计。本文测算的美联储的政策利率如图 1 所示。遵循 Wu 和 Xia (2016) 的设定^[23],将联邦基金利率低于 0.25 的时期界定为零利率下限时期,高于 0.25 的时期界定为常态化时期,应用 FAVAR 模型分别分析两类时期中美国紧缩性货币政策冲击对中国金融市场资产价格的影响,并进行比较。本文主要从资产价格角度来分析美联储货币政策冲击对中国金融市场的影响。在资产价格方面,选取上证综指和深证综指反映股票市场的情况,选取 1 年期和 10 年期中国国债到期收益率反映债券市场的情况。



注:黑色实线为美联储联邦基金利率(常态化时期的政策利率),虚线为本文计算的 Wu-Xia 联邦基金影子利率(零利率下限时期的政策利率),阴影部分表示零利率下限时期。

图 1 样本期间美联储的政策利率

在利用 VAR 系统研究货币政策影响金融市场的过程中,纳入宏观经济变量能够较好地捕捉宏观经济与金融市场之间的互动关系。例如,美联储货币政策冲击不仅会通过利率渠道对中国金融市场产生直接影响,还会影响中国的产出水平和进出口贸易等,而产出水平和进出口贸易的变化会对金融市场带来滞后影响。因此,在构建 VAR 系统时,通常需要将宏观经济和金融市场的变量一并纳入。本文在参考相关研究的基础上,将能够反映宏观经济以及金融市场基本情况的 98 个变量纳入模型中,包括工业产值、进出口贸易、CPI、PPI、银行间同业拆借利率以及人民币汇率等(参见附录),变量数据主要来自 WIND 金融终端以及 BvD 全球各国宏观经济指标数据库。采用月度时间序列数据,样本区间为 2002 年 1 月至 2021 年 7 月。其中,对于 GDP 等仅有季度数据的变量,本文采用标准的时间序列分解方法将季度数据转换为月数据(Chow et al,1971;Rossi et al,2021)^[30-31]。

4. 单位根检验及最优滞后期选取

时间序列的平稳是确保估计结果准确的重要前提。为保证各时间序列的平稳性,本文首先针对不同变量进行适当的转换。其中,工业产值、进出口贸易、国内信贷存量、上证综指、深证综指等变量进行对数差分处理,贸易差额、存贷款利率、银行间同业拆借利率、国债收益率、人民币汇率等变量进行一阶差分处理,工业产值同比变动、CPI 同比变动、股票涨跌幅等变量保留原序列,详细信息见附录。参照相关研究中的通常做法,采用 ADF、PP 和 KPSS 检验对转换后的各序列进行单位根检验。ADF 检验和 PP 检验的原假设为至少存在一个单位根,KPSS 检验的原假设为不存在单位根。分析结果显示(见附录),除极少数情况外,主要变量的时间序列都是平稳的,即不存在单位根。此外,本文的主要变量均通过了 Ljung-Box 检验。

本文根据信息准则和经验法则选取 FAVAR 模型的最优滞后阶数(见表 1)。根据 AIC 以及 FPE 信息准则,4 期为最优滞后期;而根据 HQ 和 SC 信息准则,模型的最优滞后期为 1 期。考虑到美国货币政策冲击的国际溢出效应在 1 个月内难以完全体现,同时资产价格对货币政策冲击的反应较为迅速(Bernanke et al,2005)^[27],参照经验法则,滞后 4 个月是相对合理的选择,因此本文选取的滞后期为 4 期。

表 1 最优滞后期选取

Lag	AIC	HQ	SC	FPE
1	6.204	6.327*	6.509*	494.913
2	6.198	6.419	6.746	491.896
3	6.136	6.456	6.928	462.649
4	6.106*	6.524	7.142	449.071*
5	6.144	6.660	7.423	466.776
6	6.168	6.783	7.692	479.247
7	6.213	6.926	7.980	502.020
8	6.221	7.033	8.232	507.728
9	6.281	7.191	8.535	540.946
10	6.256	7.264	8.753	529.688

注:*表示当前信息准则下的最优滞后期

三、模型分析结果

在应用向量自回归模型(VAR)以及结构向量自回归模型(SVAR)时,各个变量之间的动态关系比估

计得到的参数本身更加重要(Bernanke et al,2005)^[27]。脉冲响应分析可以较好地揭示出各经济变量之间的互动关系,因此本文对美国货币政策冲击对中国金融市场的影响进行脉冲响应分析。需要注意的是,本文将美联储货币政策冲击进行标准化处理,脉冲响应结果反映的是美联储政策利率每增长1%带来的各经济变量的变化情况,即美联储紧缩性货币政策的影响。另外,本文着重对零利率下限时期与常态化时期进行比较分析。

1. 全样本分析

本文首先考察整个样本期间美联储紧缩性货币政策冲击对中国金融市场资产价格的影响,脉冲响应分析结果如图2所示。当受到1标准单位美联储紧缩性货币政策冲击时,上证综指和深证综指均表现出先上升后下降的趋势。股票市场开始的正向响应可能是由中美正利差对短期流动性的吸引所导致的(肖卫国等,2017)^[18],而在3至5个月后,上证综指和深证综指均出现不同程度的下降,最大下降幅度分别为-0.039%和-0.043%,这说明美联储紧缩性货币政策冲击对中国股票市场的负面影响存在时滞。在债券市场方面,美联储政策利率上升对长期和中长期债券收益率的影响有所不同,1年期国债收益率的响应为正,而10年期国债收益率的响应为负。进一步分析美联储紧缩性货币政策冲击影响中国金融市场的溢出效应。当受到1标准单位美联储紧缩性货币政策冲击时,中国银行间同业拆借利率出现显著上升,首期影响约为0.17%,该正向影响在10期之后逐渐消失。同时,美联储政策利率每上升1%,对国内信贷存量的累计影响约为-0.19%,表明美联储实行紧缩性货币政策会导致中国的国内信贷存量显著下降。

值得注意的是,虽然美联储紧缩性货币政策冲击会显著提高中国的市场利率和降低中国的国内信贷存量,进而提高企业的融资成本,但是事实上对中国金融市场的负向影响却并不明显。1年期国债到期收益率上升,上证综指和深证综指均在第3期出现负向影响之后在第4期转为正向,随后继续下降直到逐渐收敛。这是由于人民币汇率的补偿机制在发挥作用。美联储上调政策利率,中美利差缩小,利率平价要求人民币贬值以应对资本外流的压力,进而起到补偿的作用。图2脉冲响应结果显示,美元兑人民币汇率在受到1标准单位美联储紧缩性货币政策冲击时呈明显的上升趋势,正向的累计脉冲响应约为0.28%。这与路妍和吴琼(2016)以及孙欣欣和卢新生(2017)的研究结果相同^[32-33],表明人民币汇率改革成效显著,汇率弹性灵活适度,能较好地化解美联储货币政策冲击对中国金融市场的不利影响,减轻资本外流压力。

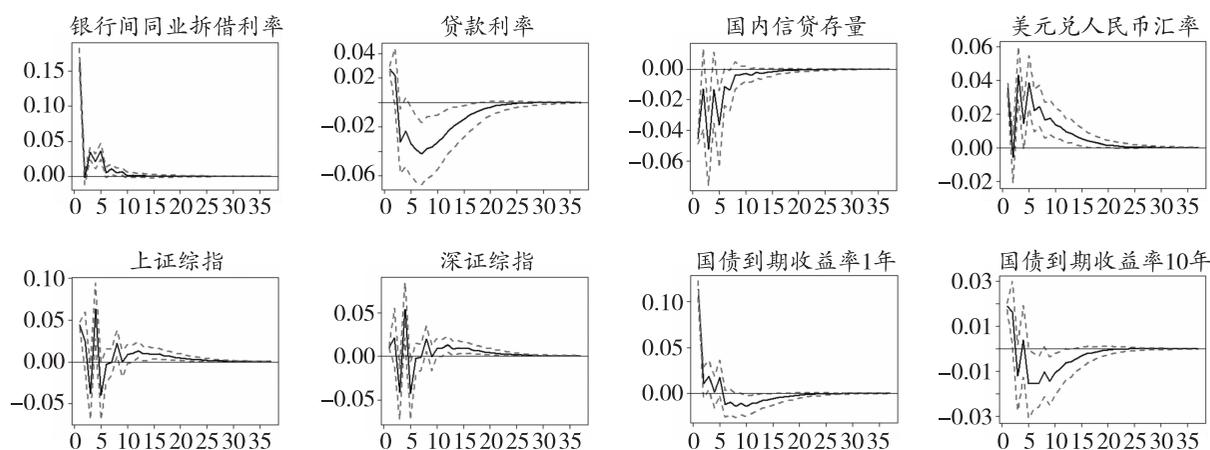


图2 美联储紧缩性货币政策冲击对中国金融市场的影响

2. 零利率下限时期与常态化时期的比较

本文样本中,零利率下限时期包含 2008 年 9 月—2015 年 12 月和 2020 年 2 月—2021 年 7 月两个时段,常态化时期为 2002 年 1 月—2008 年 8 月和 2016 年 1 月—2020 年 1 月。图 3、图 4 分别刻画了零利率下限时期和常态化时期中国金融市场对美联储紧缩性货币政策冲击的脉冲响应。

研究结果表明,在零利率下限时期和常态化时期,美联储紧缩性货币政策冲击均会显著提升中国银行间同业拆借利率和贷款利率。但是,相比于常态化时期,零利率下限时期银行间同业拆借利率的正向响应更大,提升幅度约为常态化时期的 2 倍^①。在股票市场方面,上证综指和深证综指的响应在零利率下限时期和常态化时期存在明显的异质性。当受到 1 标准单位美联储紧缩性货币政策冲击时,零利率下限时期上证综指和深证综指在经过第 1 期短暂上升后,从第 2 期开始出现明显的下降直至第 5 期;在常态化时期,美联储紧缩性货币政策冲击对二者的影响却显著为正。美联储紧缩型的货币政策冲击对中国债券市场的影响在零利率下限时期与常态化时期同样存在异质性,并且不同债券收益率之间也具有明显的不同。1 年期国债收益率在第 1 期对美联储紧缩性货币政策冲击的响应,在零利率下限时期较大(0.15%),在常态化时期较小(0.07%);而长期国债收益率的响应差异更大,美联储政策利率每上升 1%,10 年期国债收益率在零利率下限时期累计下降 0.19%,在常态化时期则会出现显著的上升。

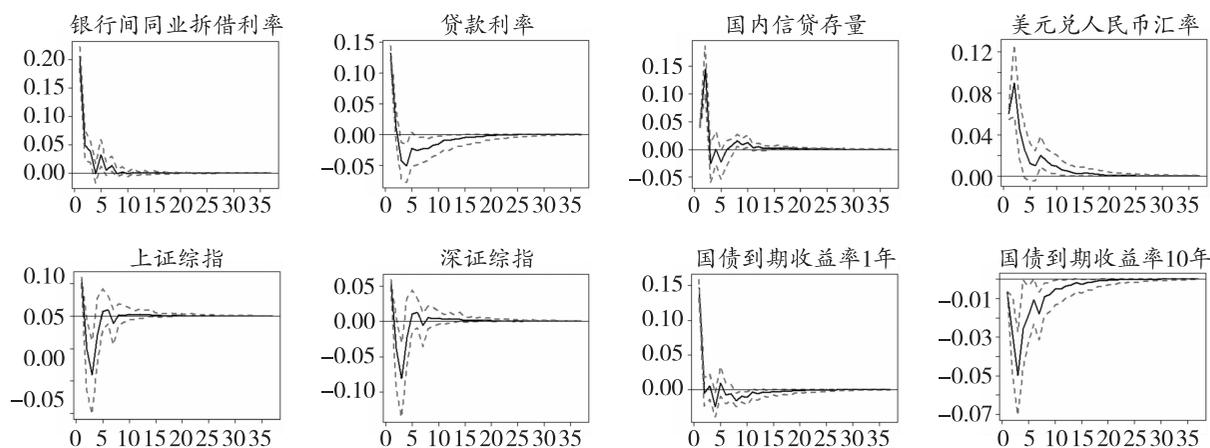


图 3 零利率下限时期美联储紧缩性货币政策冲击对中国金融市场的影响

总体来看,在零利率下限时期,美联储紧缩性货币政策通过利率渠道对中国股票市场以及债券市场产生的负面影响比常态化时期更大。可见,忽视了零利率下限的约束,仅仅采用联邦基金利率进行分析,美联储货币政策冲击对中国金融市场的负面影响将会被严重低估。

为什么在零利率下限时期美联储紧缩性货币政策对中国金融市场的负面影响更大,一种可能的解释是:在零利率下限时期,美联储会采用非传统货币政策,这一方面会直接提高美国的实际利率水平,缩小中美的正向利差,造成中国的资本外流。资本外流会进一步提高国内实际利率水平和企业融资成本,进而对股票市场产生负面影响。另一方面,美联储的非传统货币政策还会通过信心渠道削弱美国本土市场以及全球市场对经济恢复的信心,放大对股票市场造成的负面影响(Fratzcher et al, 2016)^[26]。具体而言,当面临零利率下限约束时,为了刺激经济的复苏,美联储通常采用大规模资产购买等扩张性非

^① 根据图 3、图 4,当受到 1 标准单位美联储紧缩性货币政策冲击时,零利率下限时期中国银行间同业拆借利率的响应显著为正,在前两期正向响应分别为 0.21%和 0.05%;相比之下,常态化时期前两期的脉冲响应仅为 0.09%和-0.01%。

传统货币政策来提振市场信心,降低不确定性和风险溢价,对股票市场产生积极影响。但在低迷的经济状况得到一定改善并逐渐恢复正常的过程中,美联储往往会通过紧缩性货币政策(如前瞻性指引)控制和降低通货膨胀,而紧缩性货币政策势必会影响市场对经济恢复的信心,进而对股票市场造成负面影响。此外,零利率下限时期的市场避险情绪高涨,而在市场情绪高涨时,美联储货币政策冲击对股票市场的负面影响通常更大(Cepni et al,2021)^[9]。

另外,投资者如果不考虑影子利率,仅仅通过联邦基金利率很难精确把握美联储的货币政策立场并迅速做出反应,因此股票市场会出现明显的下行趋势。需要注意的是,Ziaei 和 Szulczyk (2021)认为美联储非传统货币政策对于亚洲国家资本市场的溢出效应是长期的^[34]。然而,本文的研究结果显示,无论在零利率下限时期还是常态化时期,美联储货币政策冲击对中国股票市场的影响都是短期的,尤其是在零利率下限时期,其脉冲响应约在 8 个月后消失。这与金春雨和张龙(2017)的研究结论保持一致^[19],即美联储货币政策冲击对中国股票市场的影响是短暂的,不存在长期效应,影响的快速消失也证实了汇率补偿效应的存在。因此,即便在零利率下限时期,人民币汇率保持良好的弹性可以通过适当贬值来削弱资本外流对中国股票市场产生的负面影响。

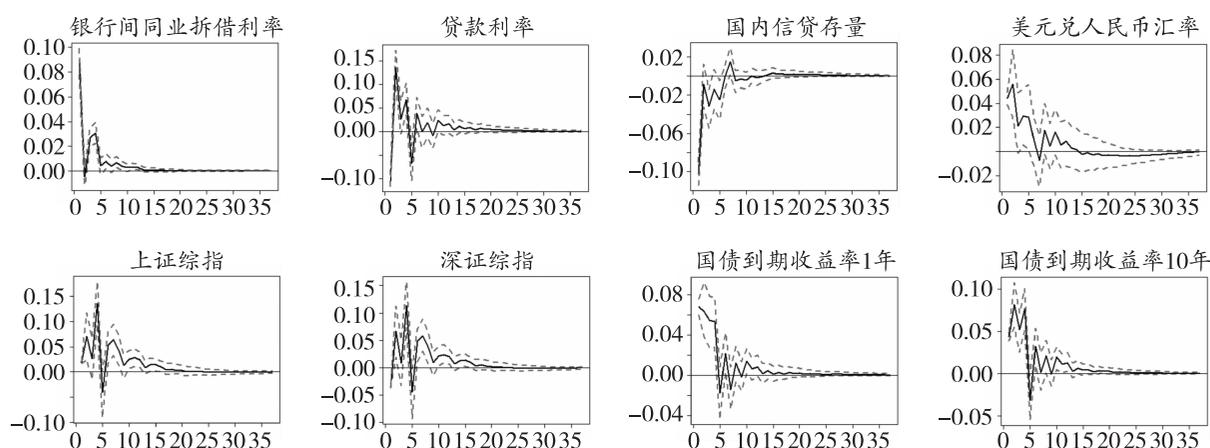


图4 常态化时期美联储紧缩性货币政策冲击对中国金融市场的影响

四、稳健性检验

本文采用更换 FAVAR 模型中的因子排列顺序以及增加因子个数两种方法进行稳健性检验,检验结果如图 5、图 6 所示。总体而言,本文的研究结论是稳健的。

1. 更换因子排列顺序

在运用向量自回归模型时,脉冲响应结果会受到模型中各个变量排列顺序的影响。目前,采用 FAVAR 模型的实证研究文献进行稳健性检验的一般做法是依据因子载荷矩阵和经济理论调整因子的排列顺序(Liu et al,2017;Fiorelli et al,2019)^[35-36]。借鉴 Fiorelli 和 Meliciani(2019)的方法^[35],根据因子载荷矩阵调整因子排列顺序,由 $[F_{1,t}, F_{2,t}, F_{3,t}, Y_t]'$ 调整为 $[F_{2,t}, F_{3,t}, F_{1,t}, Y_t]'$ 。排列顺序的选择基于以下假设:一是货币政策方程的残差项与金融市场方程以及宏观经济方程的残差项不存在同期相关,二是金融市场方程的残差项与宏观经济方程的残差项不存在同期相关(Lombardi et al,2018)^[37]。根据图 5 结果显示,本文研究结论是稳健的。

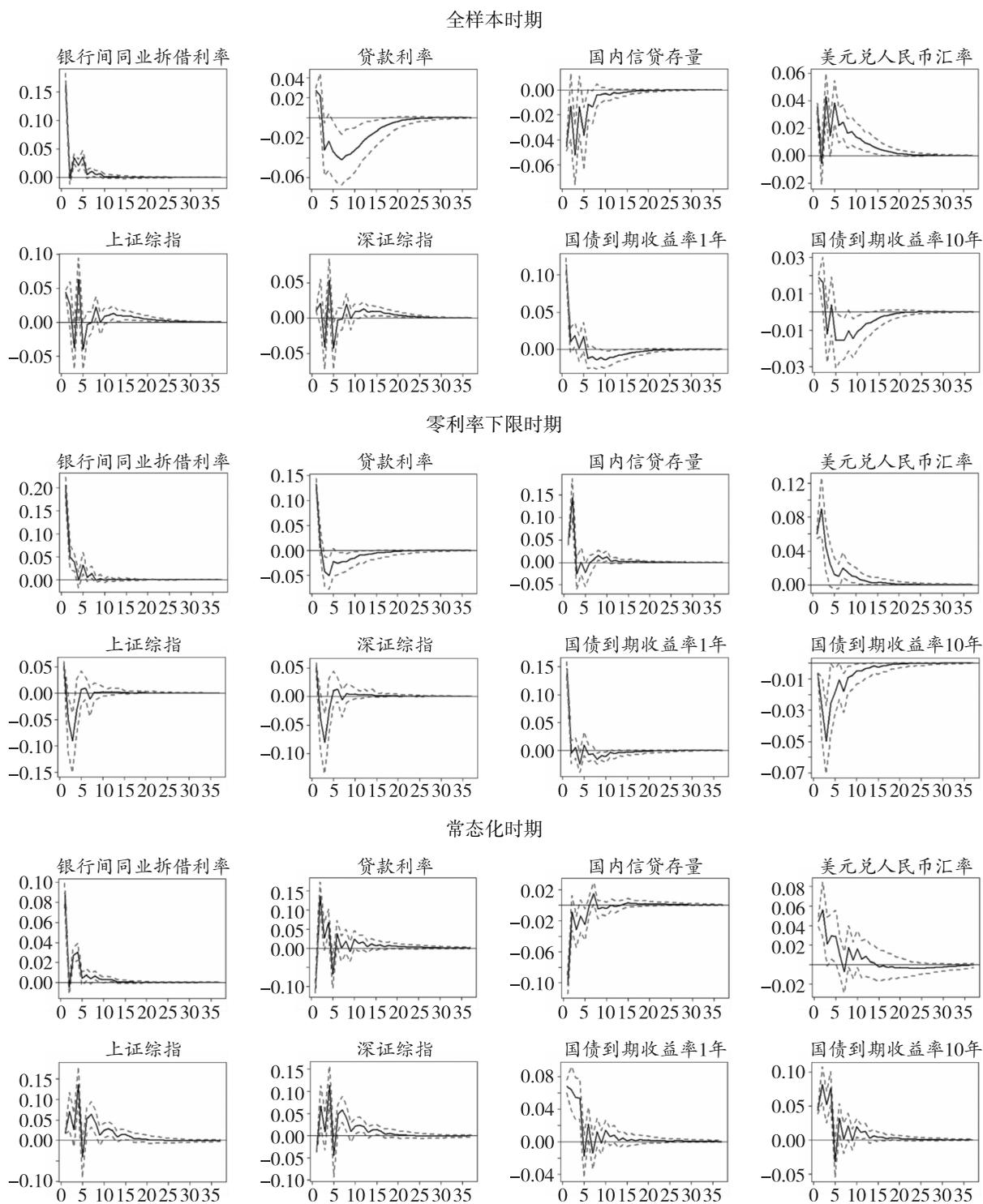


图5 稳健性检验(更换因子排列顺序)

2. 增加因子个数

参照 Bernanke 等(2005)的做法^[27],将所提取的因子个数由3个增加至5个,重新进行脉冲响应分析,结果见图6。在增加因子个数后,上述研究结论依然是稳健的。

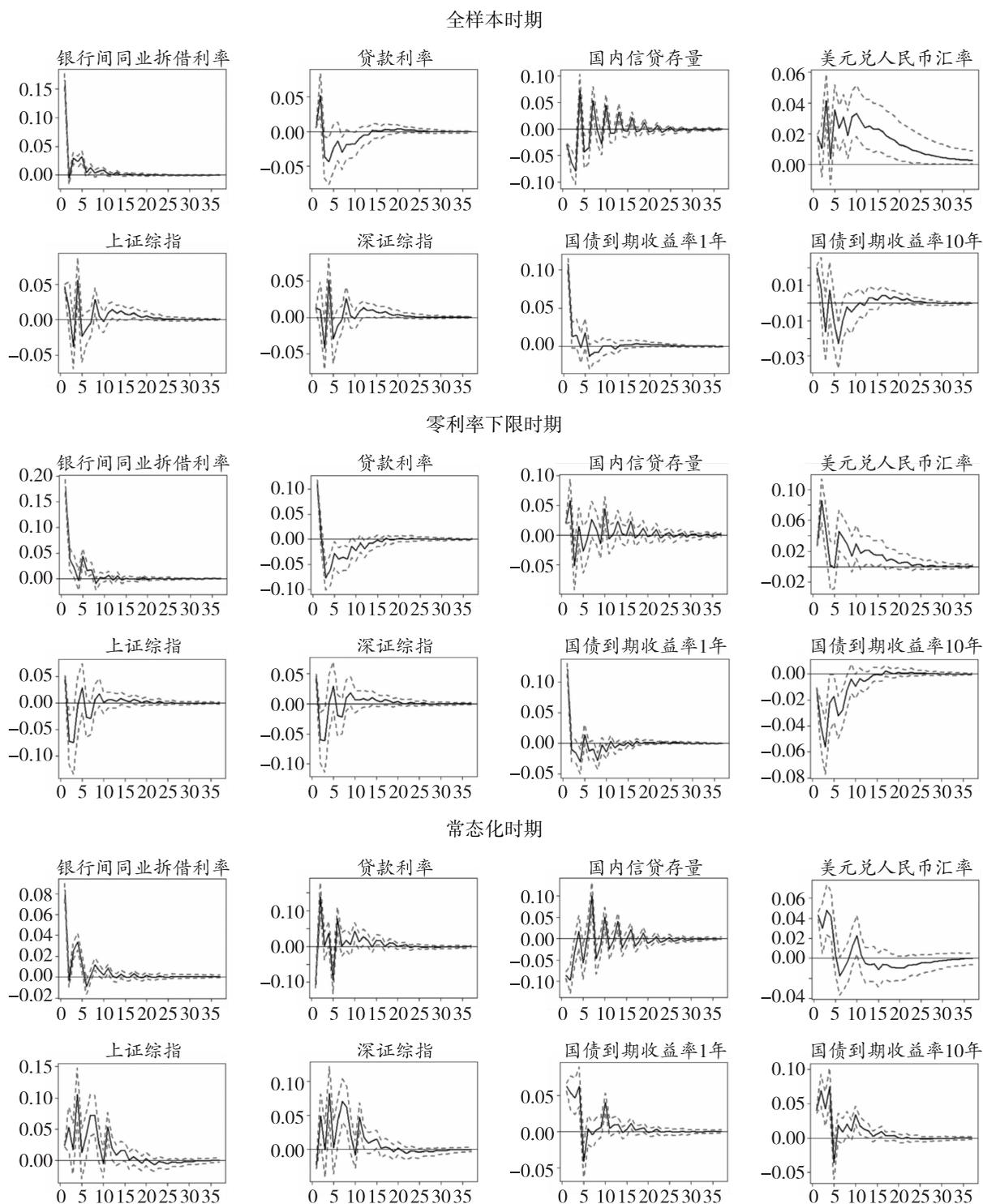


图6 稳健性检验(增加因子个数)

五、结论与应对策略

目前,美国还是全球第一大经济体,美联储的货币政策调整对世界各国的金融市场都会产生重要影响。而在当前复杂的国际政治经济环境下,加上美国自身经济社会发展的不稳定性 and 不确定性增强,美

联储的货币政策动向发生了显著变化,其对其他国家和地区金融市场的影响也日益复杂化和多样化。本文基于2002年1月—2021年7月中国宏观经济和金融98个变量的月度数据,采用FAVAR模型从资产价格变化角度实证检验美联储紧缩性货币政策冲击对中国金融市场的影响,并比较该影响在零利率下限时期与常态化时期的区别,分析发现:(1)总体上看,美联储紧缩性货币政策冲击会通过利率渠道对中国资产价格产生负面影响,且该负面影响具有时滞性;(2)人民币汇率调整具有补偿效应,即可以通过人民币贬值应对资本外流的压力,进而削弱美联储紧缩性货币政策冲击对中国资产价格的负面影响;(3)美联储紧缩性货币政策冲击对中国资产价格的负面影响,在零利率下限时期比常态化时期更为显著。因此,仅仅采用联邦基金利率来分析美联储货币政策冲击的溢出效应可能会低估其影响,应根据实际情况改进货币政策工具测量方法,并通过构建实时数据集(Real-time data)来动态把握美联储货币政策冲击可能产生的多样化时变性效应。

根据实证研究结论以及当前的全球经济形势,为更好地应对美联储紧缩性货币政策冲击对我国金融市场甚至是宏观经济造成的负面影响,本文提出如下应对建议:

第一,要进一步深入分析和把握美联储货币政策动向发生改变的原因和本质,为后续相关政策的制定提供更加准确的引导。2022年6月,美国联邦公开市场委员会宣布将联邦基金利率上调至1.50%~1.75%区间,上调幅度为75个基点,这也是美联储自1994年以来最大的加息幅度。并且,美联储主席鲍威尔表示,此次大幅度加息是为了应对高通胀,75个基点的加息幅度不会是常态化操作。在通常情况下,高通胀是与经济增长同时发生的,当经济不断增长时,通胀水平也在不断上升并且达到较高水平,这时往往会采用紧缩性货币政策控制通货膨胀水平的不断上升。当通胀和就业出现回落时,货币政策也将由紧缩调整为宽松,进而刺激经济增长和就业。然而,当前的美国高通胀水平并不仅仅是因为经济增长所导致的,这也就决定了其货币政策转向的时机与以往会有所不同。除了经济增长的因素之外,由于新冠疫情以及俄乌冲突所导致的供给短缺也是导致当下美国高通胀的重要原因,如果全球供给侧的不利因素无法在短时间内得到有效解决,那么美联储紧缩性货币政策对高通胀的遏制效果也将大打折扣,即便是通胀水平开始回落,与当前美联储宣称的“将通胀预期锚定在2%”的目标也可能相差甚远。这就意味着,美联储本轮的加息周期将比以往更长,加息幅度也会比以往更大。因此,相关部门的政策研究者和制定者以及金融市场的投资者都应该重视美联储货币政策动向发生转变的原因和本质,更清晰和准确地理解和把握美联储货币政策的变动趋势,进而采取更加积极有效的应对措施。

第二,在深化金融市场对外开放过程中,国家相关政府部门和市场主体要密切关注和警惕美联储紧缩性货币政策冲击对国内金融市场产生的负面影响(张天顶,2015)^[38],尤其是股票市场。中国人民银行要不断丰富和完善货币政策工具的使用,坚持“以我为主”,积极调整,有效应对美联储货币政策冲击对金融市场造成的不利影响,缓解实体企业的融资压力。虽然中国人民银行完全有能力坚持“以我为主”的货币政策,但在采取宽松货币政策的同时也要保持谨慎,尤其要预防因中美利差缩小乃至倒挂造成更多的资本外流。这就对中国货币政策的制定提出了更高的要求。

第三,要不断深化人民币汇率改革,保持人民币汇率的适度弹性。随着全球新冠肺炎疫情的逐渐趋向缓和,美联储在2022年多次议息会议中释放了加息的强烈信号。这就意味着美联储已经步入加息周期通道,中美两国之间的利差将会不断缩小。因此,保证人民币汇率有充足的调整空间,将有利于减轻由美联储政策利率上调可能带来的资本外流压力及其对中国金融市场产生的负面影响。值得注意的是,受到疫情影响,中国经济增长压力增大,人民币贬值虽然有利于出口,但是考虑到全球整体经济形势,海外需求下滑以及供应链面临较大阻碍,中国相对于世界其他国家的出口替代效应可能减弱。这需要引起相关部门的高度重视。

第四,对于金融市场中的投资者而言,应该重视零利率下限时期与常态化时期美联储货币政策冲击

带来的不同影响,尤其要更多地关注美联储在零利率下限时期采取的诸多非传统货币政策,及时进行动态调整,优化投资组合,降低和防止由美联储货币政策冲击造成的投资损失。

附录:变量、转换方式及单位根检验

变 量	含 义	转换 方式	ADF 检验		PP 检验		KPSS 检验	
			P 值	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量
CIP1	工业产出(2010=100,平均值)	1	0.01	-9.74	0.01	-289.63	0.1	0.11
LIPI	工业产出指数	1	0.01	-9.74	0.01	-289.63	0.1	0.11
VRET	零售额	1	0.01	-8.68	0.01	-201.61	0.1	0.08
BALX	贸易差额	3	0.01	-7.89	0.01	-258.4	0.1	0.01
EXPS	货物出口(USMYM)	1	0.01	-8.96	0.01	-244.95	0.1	0.13
IMPS	货物进口(USMYM)	1	0.01	-8.52	0.01	-269.42	0.1	0.2
wgdpc	GDP	1	0.01	-9.95	0.01	-94.68	0.1	0.07
wgdpc1	GDP:第一产业	1	0.01	-10.87	0.01	-110.58	0.1	0.01
wgdpc2	GDP:第二产业	1	0.01	-9.43	0.01	-93.94	0.1	0.09
wgdpc3	GDP:第三产业	1	0.01	-8.12	0.01	-93.32	0.1	0.29
wgdpcd	GDP平减指数(%同比累计变动)	2	0.02	-3.83	0.37	-13.24	0.01	0.77
wgdpcd1	GDP平减指数:第一产业(%同比累计变动)	2	0.01	-3.99	0.17	-16.79	0.08	0.39
wgdpcd2	GDP平减指数:第二产业(%同比累计变动)	2	0.04	-3.57	0.35	-13.55	0.01	0.7
wgdpcd3	GDP平减指数:第三产业(%同比累计变动)	2	0.19	-2.92	0.66	-7.97	0.01	0.97
DIP1	工业产出(%年度变动)	2	0.01	-4.27	0.01	-55.88	0.01	2.84
PIPI	工业产出(%同比变动)	2	0.01	-9.69	0.01	-289.06	0.1	0.06
DRET	零售额	2	0.02	-3.89	0.01	-83.96	0.01	1.42
PRET	零售额(%同比累计变动)	2	0.01	-8.53	0.01	-204.99	0.1	0.04
XRPD*	美元兑人民币汇率(平均值)	3	0.01	-5.32	0.01	-120.59	0.1	0.28
ENDR*	美元兑人民币汇率(期末值)	3	0.01	-5.55	0.01	-177.68	0.1	0.26
XRRE*	实际有效汇率(CPI定基)	3	0.01	-5.92	0.01	-154.73	0.1	0.19
wexusd*	中间价:USD/CNY	3	0.01	-5.18	0.01	-116.48	0.1	0.29
wexeuro*	中间价:EUR/CNY	3	0.01	-6.29	0.01	-164.49	0.1	0.22
wexhkd*	中间价:HKD/CNY	3	0.01	-5.09	0.01	-109.87	0.1	0.26
wexjpy*	中间价:JPY/CNY	3	0.01	-5.88	0.01	-193.17	0.1	0.12
wexgbp*	中间价:GBP/CNY	3	0.01	-5.85	0.01	-183.76	0.1	0.15
BREL	财政收入	1	0.01	-8.35	0.01	-271.61	0.1	0.05
BEXL	财政支出	1	0.01	-7.88	0.01	-254.63	0.1	0.12
BBAL	财政平衡	3	0.01	-9	0.01	-279.11	0.1	0.02
SODC	国内信贷存量	1	0.01	-4.58	0.01	-272.65	0.1	0.3

续表

变 量	含 义	转换 方式	ADF 检验		PP 检验		KPSS 检验	
			P 值	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量
wfinlending	金融机构:各项贷款余额	1	0.01	-5.43	0.01	-215.5	0.07	0.41
wfinlendingchg	金融机构:各项贷款余额(% 同比变动)	1	0.01	-4.45	0.01	-212.19	0.1	0.14
wfinsminusl	金融机构:存贷差	3	0.01	-6.22	0.01	-290.57	0.1	0.34
wfinsaving	金融机构:各项存款余额	1	0.01	-6.96	0.01	-278.2	0.01	1.51
wfinsavingfirm	金融机构:企业存款余额	1	0.01	-5.58	0.01	-265.18	0.01	0.94
wfinsavinggov	金融机构:财政存款余额	1	0.01	-10.54	0.01	-266	0.1	0.11
wfindeposits	金融机构:储蓄存款余额	1	0.01	-7.41	0.01	-208.03	0.09	0.37
SMN1	M1	1	0.01	-3.9	0.01	-262.07	0.02	0.64
SMN2	M2	1	0.01	-5.49	0.01	-274.81	0.01	1.48
DMN1	M1(% 年度变动)	2	0.02	-3.7	0.24	-15.44	0.01	1.21
DMN2	M2(% 年度变动)	2	0.06	-3.36	0.27	-14.98	0.01	2.77
LRAT*	贷款利率(%)	3	0.01	-4.29	0.01	-163.54	0.1	0.09
RAT2*	存款利率(%)	3	0.01	-4.23	0.01	-154.06	0.1	0.11
RAT3*	货币市场利率(%)	3	0.01	-6.5	0.01	-226.81	0.1	0.03
winterestr*	活期存款利率	3	0.01	-5.92	0.01	-232.39	0.1	0.17
winterestr3*	定期存款利率:3个月	3	0.01	-4.21	0.01	-162.76	0.1	0.09
winterestr6*	定期存款利率:6个月	3	0.01	-4.23	0.01	-152.56	0.1	0.1
winterestr12*	定期存款利率:1年	3	0.01	-4.23	0.01	-154.06	0.1	0.11
winterestr24*	定期存款利率:2年	3	0.01	-4.21	0.01	-170.65	0.1	0.15
winterestr36*	定期存款利率:3年	3	0.01	-4.4	0.01	-171.98	0.1	0.15
winterbank*	银行间同业拆借加权平均利率	3	0.01	-6.57	0.01	-233.24	0.1	0.02
DCPI	消费者价格(% 年度变化; 平均值)	2	0.01	-4.44	0.2	-16.21	0.1	0.2
LCPI	消费者价格指数(平均值)	1	0.01	-4.12	0.01	-163.06	0.1	0.13
CCPI	消费者价格指数(2010=100; 平均值)	1	0.01	-4.12	0.01	-163.02	0.1	0.13
CPPI	消费者价格指数(2010=100; 平均值)	1	0.01	-4.56	0.01	-61.36	0.1	0.26
PPPI	生产者价格(% 同比累计变动; 平均值)	2	0.01	-4.55	0.01	-61.37	0.1	0.26
DPPI	生产者价格(% 年度变化; 平均值)	2	0.02	-3.85	0.17	-16.74	0.05	0.46
LPPI	生产者价格指数(平均值)	1	0.01	-4.56	0.01	-61.36	0.1	0.26
wexportpi	出口价格指数	1	0.01	-5.7	0.01	-317.96	0.1	0.04
wimportpi	进口价格指数	1	0.01	-5.61	0.01	-214.2	0.1	0.04
ILMA	国际储备	1	0.01	-4.71	0.01	-182.31	0.01	3.32
FRES	外汇储备	1	0.01	-4.55	0.01	-181.65	0.01	3.32
GOLD	黄金储备	1	0.01	-5.82	0.01	-239.44	0.1	0.09
FRAS	商业银行境外资产	1	0.01	-5.11	0.01	-255.59	0.1	0.04
FRLI	商业银行境外债务	1	0.01	-4.4	0.01	-271.83	0.1	0.14

续表

变 量	含 义	转换 方式	ADF 检验		PP 检验		KPSS 检验	
			P 值	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量
NFAS	商业银行境外净资产	3	0.01	-4.81	0.01	-211.18	0.1	0.21
SMIN*	股票市场指数	1	0.01	-4.42	0.01	-234.95	0.1	0.04
DSMI*	股票市场指数(% 年度变动)	2	0.01	-4.27	0.09	-18.53	0.1	0.17
DSMP*	股票市场指数(% 同比变动)	2	0.01	-4.46	0.01	-223.96	0.1	0.07
wshstock*	上证综指	1	0.01	-4.43	0.01	-151.46	0.1	0.05
wshstockA*	上证 A 股指数	1	0.01	-4.43	0.01	-151.48	0.1	0.05
wshstockB*	上证 B 股指数	1	0.01	-4.49	0.01	-165.46	0.1	0.06
wszstock*	深证综指	1	0.01	-4.41	0.01	-168.06	0.1	0.04
wszstockA*	深证 A 股指数	1	0.01	-4.57	0.01	-162.54	0.1	0.07
wszstockB*	深证 B 股指数	1	0.01	-5.42	0.01	-133.14	0.1	0.06
wshstockchg*	上证综指变动	2	0.01	-4.48	0.01	-233.47	0.1	0.06
wshAstockchg*	上证 A 股指数变动	2	0.01	-4.49	0.01	-233.71	0.1	0.06
wshBstockchg*	上证 B 股指数变动	2	0.01	-4.69	0.01	-226.25	0.1	0.1
wszstockchg*	深证综指变动	2	0.01	-4.57	0.01	-217.97	0.1	0.05
wszstockAchg*	深证 A 股指数变动	2	0.01	-4.69	0.01	-220.82	0.1	0.08
wszstockBchg*	深证 B 股指数变动	2	0.01	-5.41	0.01	-191.32	0.1	0.1
wshstockto*	成交额:上证综指	1	0.01	-6.45	0.01	-203.59	0.1	0.04
wshstockAto*	成交额:上证 A 股指数	1	0.01	-6.46	0.01	-203.75	0.1	0.04
wshstockBto*	成交额:上证 B 股指数	1	0.01	-6.99	0.01	-196.74	0.1	0.03
wszstockto*	成交额:深证综指	1	0.01	-7.01	0.01	-206.33	0.1	0.03
wszstockAto*	成交额:深证 A 股指数	1	0.01	-6.88	0.01	-196.91	0.1	0.03
wszstockBto*	成交额:深证 B 股指数	1	0.01	-7.39	0.01	-221.27	0.1	0.03
UNEM*	失业率(%)	3	0.01	-8.06	0.01	-165.87	0.1	0.09
emplym	就业人数合计	1	0.31	-2.63	0.01	-440.65	0.01	4.1
emplym1	就业人数合计:第一产业	1	0.99	-0.37	0.01	-101.76	0.1	0.08
emplym2	就业人数合计:第二产业	1	0.04	-3.5	0.01	-104.33	0.01	1.94
emplym3	就业人数合计:第三产业	1	0.27	-2.73	0.26	-15.05	0.02	0.6
wsentiment1*	宏观经济景气指数:一致指数	3	0.01	-5.07	0.01	-130.41	0.1	0.03
wsentiment2*	宏观经济景气指数:先行指数	3	0.01	-5.17	0.01	-115.83	0.1	0.04
wsentiment3*	宏观经济景气指数:滞后指数	3	0.01	-4.63	0.01	-268.16	0.1	0.08
tbr1*	中债国债到期收益率:1 年	3	0.01	-5.17	0.01	-132.69	0.1	0.03
tbr10*	中债国债到期收益率:10 年	3	0.01	-5.16	0.01	-131.13	0.1	0.04
pr	美联储政策利率	3	0.10	-3.15	0.01	-249.21	0.1	0.21

注:转换方式 1、2、3 分别代表对数差分、保留原序列和一阶差分,* 表示该变量为快速反应变量。

参考文献:

- [1] KUTTNER K N. Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2001, 47(3): 523-544.
- [2] JENSEN G R, MERCER J M, JOHNSON R R. Business conditions, monetary policy, and expected security returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 40(2): 213-237.
- [3] BRENNANKE B S, KUTTNER K N. What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(3): 1221-1257.
- [4] GAGNON J, RASKIN M, REMACHE J, et al. The financial market effects of the federal reserve's large-scale asset purchases[J]. *International Journal of Central Banking*, 2011, 7: 3-43.
- [5] HANSON S G, STEIN J C. Monetary policy and long-term real rates[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(3): 429-448.
- [6] CEPNI O, GUPTA R. Time-varying impact of monetary policy shocks on US stock returns: The role of investor sentiment [J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2021, 58: 101550.
- [7] 姜富伟, 郭鹏, 郭豫媚. 美联储货币政策对我国资产价格的影响[J]. *金融研究*, 2019(5): 37-55.
- [8] 王宏涛, 曾晶晶, 王晓芳. 中美贸易摩擦背景下货币政策对资产价格的溢出效应研究[J]. *统计与决策*, 2020(19): 131-136.
- [9] 吴立元, 赵扶扬, 王忬, 等. 美国货币政策溢出效应、中国资产价格波动与资本账户管理[J]. *金融研究*, 2021(7): 77-94.
- [10] AMMER J, VEGA C, WONGSWAN J. International transmission of U. S. monetary policy shocks: Evidence from stock prices[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42: 179-198.
- [11] LAEVEN L, TONG H. US monetary shocks and global stock prices[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2012, 21(3): 530-547.
- [12] WONGSWAN J. The response of global equity indexes to U. S. monetary policy announcements [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2008, 28(3): 344-365.
- [13] COOTNER P H, FRIEDMAN M, SCHWARTZ A J. A monetary history of the United States 1867—1960[R]. *Nber Books*, 1966, 70: 512 - 523.
- [14] BRENNANKE B S, BLINDER A S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission[J]. *The American Economic Review*, 1992, 82(4): 901-921.
- [15] KIM S. International transmission of US monetary policy shocks: Evidence from VAR's [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48(2): 339-372.
- [16] BJØRNLAND H C, LEITEMO K. Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56(2): 275-282.
- [17] 邓创, 席旭文. 中美货币政策外溢效应的时变特征研究[J]. *国际金融研究*, 2013(9): 10-20.
- [18] 肖卫国, 兰晓梅. 美联储货币政策正常化对中国经济的溢出效应[J]. *世界经济研究*, 2017(12): 38-49+133.
- [19] 金春雨, 张龙. 美联储货币政策对中国经济的冲击[J]. *中国工业经济*, 2017(1): 25-42.
- [20] BRENNANKE B S, REINHART V R. Conducting monetary policy at very low short-term interest rates[J]. *The American Economic Review*, 2004, 94(2): 85-90.
- [21] BORIO C E V, DIAYATAT P. *Unconventional monetary policies: An appraisal*[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2010.
- [22] ARMENTER, LESTER B. Excess reserves and monetary policy implementation[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2017, 23: 212-235.
- [23] WU J C, XIA F D. Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2016, 48(2-3): 253-291.

- [24] BORDO M D, DUCA J V, KOCH C. Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level US evidence over several decades[J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, 26:90-106.
- [25] BERNANKE B S. The new tools of monetary policy[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(4):943-983.
- [26] FRATZSCHER M, LO DUCA M, STRAUB R. ECB unconventional monetary policy: Market impact and international spillovers[J]. *IMF Economic Review*, 2016, 64(1):36-74.
- [27] BERNANKE B S, BOIVIN J, ELIASZ P. Measuring the effects of monetary policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(1):387-422.
- [28] JO S, KARNIZOVA L, REZA A. Industry effects of oil price shocks: A re-examination[J]. *Energy Economics*, 2019, 82(C):179-190.
- [29] LESCAROUX F, MIGNON V. Measuring the effects of oil prices on China's economy: A factor-augmented vector autoregressive approach[J]. *Pacific Economic Review*, 2009, 14(3):410-425.
- [30] CHOW G C, LIN A. Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series[J]. *The review of Economics and Statistics*, 1971:372-375.
- [31] ROSSI L, CHINI E Z. Temporal disaggregation of business dynamics: New evidence for US economy[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2021, 69:103337.
- [32] 路妍, 吴琼. 量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响分析[J]. *宏观经济研究*, 2016(2):137-149.
- [33] 孙欣欣, 卢新生. 美联储货币政策中性化背景下人民币外汇市场间均衡关系调整和溢出效应研究[J]. *世界经济研究*, 2017(1):41-59+136.
- [34] ZIAEI S M, SZULCZYK K R. Spillover effects of US unconventional monetary policy: Evidence from selected Asian countries[J]. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 2021, 24(2).
- [35] LIU Z, SPIEGEL M M, TAI A. Measuring the effects of dollar appreciation on Asia: A FAVAR approach[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2017, 74:353-370.
- [36] FIORELLI C, MELICIANI V. Economic growth in the era of unconventional monetary instruments: A FAVAR approach[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2019, 62:103094.
- [37] LOMBARDI D, SIKLOS P L, XIE X. Monetary policy transmission in systemically important economies and China's impact[J]. *Journal of Asian Economics*, 2018, 59:61-79.
- [38] 张天顶. 西方国家货币政策与国际大宗商品的价格动态[J]. *世界经济研究*, 2015(10):23-32+127.

The Impact of Federal Reserve's Tightening Monetary Policy on China's Financial Market and Its Response: Comparison Between the Period of Zero Lower Bound and the Period of Normalization from the Perspective of Asset Prices

ZHANG Tian-ding, SHI Zhan

(Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, Hubei, China)

Abstract: Under the new development pattern, the high-quality development of the financial market cannot ignore the influence of external factors. The existing literature is not comprehensive enough to study the impact of the monetary policy adjustment of the Federal Reserve on China's financial market, especially the comparative analysis between the zero lower bound period and the normalization period.

This paper argues that the tightening monetary policy implemented by the Federal Reserve will narrow the interest rate gap between China and the United States, promote capital outflow from China, and lead to an increase in real interest rates and corporate financing costs, which in turn will bring asset prices down and have a negative impact on China's financial market. After the global financial crisis in 2008 and the COVID-19 pandemic started in 2020, the Federal Reserve kept cutting the federal funds rate, the Federal Reserve has continuously lowered the federal funds rate, making it face the constraint of the zero lower bound of interest rates. The impact of the tightening monetary policy on China's financial market may be different from that in the normal period. Based on monthly data of 98 variables in China's macroeconomics and finance from January 2002 to July 2021, the Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate is used to measure the monetary policy stance of the Federal Reserve during the zero lower bound period, and the Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) model is used to analyze the impact of the Federal Reserve's tightening monetary policy shock on China's financial market from the perspective of asset prices. The results show that on the whole, the impact of the Federal Reserve's tightening monetary policy will have a negative impact on China's asset prices through the interest rate channel, and the negative impact has a time lag; the adjustment of the RMB exchange rate has a compensatory effect, that is, it can reduce the pressure of capital outflow through the devaluation of the RMB, thereby weakening the negative impact of the Federal Reserve's tightening monetary policy on China's asset prices; during the zero lower bound period, the impact of the Federal Reserve's tightening monetary policy on China's asset prices is more significant than that in the period of normalization.

Compared with the existing literature, this paper mainly makes the following improvements and expansions. Firstly, the Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate is used to measure the monetary policy stance of the Federal Reserve during the zero lower bound period to avoid underestimating its negative impact due to the adoption of the federal funds rate. Secondly, the FAVAR model is used to alleviate the omitted variable bias of the VAR model and the TVP-VAR model, and provide sufficient information for identifying structural shocks. Thirdly, a comparative analysis between the zero lower bound period and the normalization period is conducive to better grasping the time-varying impact of the Federal Reserve's monetary policy shock on China's financial market.

In order to better deal with the negative impact of the Federal Reserve's tightening monetary policy on China's financial market and macroeconomy, it is necessary to deeply analyze and grasp the reasons and essence of the change in the trend of the Federal Reserve's monetary policy. While adhering to the principle of "self-centered" monetary policy, we will pay close attention to and be alert to the possible negative impact of the Federal Reserve's tightening monetary policy, and continue to deepen the reform of the RMB exchange rate to ensure that the RMB exchange rate is appropriately flexible and has sufficient room for adjustment.

Key words: Federal Reserve; tightening monetary policy; asset price; FAVAR model; zero lower bound; interest rate channel

CLC number: F831.6

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2022)04-0055-18

(编辑:朱德东)