

我国货币政策调控对产出和通胀影响的 水平效应和波动率效应研究

——基于VAR模型和局部投影模型冲击反应函数的实证分析

刘金全^{1,2}, 孙玉祥¹, 周欣¹

(1. 吉林大学 商学与管理学院, 吉林 长春 130021; 2. 广州大学 经济与统计学院, 广东 广州 510006)

摘要: 在“三重压力”下,我国货币政策调控要实现“稳增长”和“防通胀”在水平值和波动率上的“双重稳定”,既要保持适度经济增速,又要防止通货膨胀快速上升,还要防止产出和通胀波动形成的经济风险。为此,文章使用了局部投影方法和VAR模型方法计算了数量型和价格型货币政策的冲击反应函数,以此刻画货币政策对产出增长率和通货膨胀率的水平值和波动率的动态效应。实证结果表明,数量型货币政策对经济增长率和通货膨胀率均具有水平值上的显著正向效应,同时具有降低产出波动而提升通胀波动的冲击效应;价格型货币政策也对经济增长率和通货膨胀率具有显著正向效应,同时具有降低产出波动率和通胀波动率的双重稳定功能。因此,当前货币政策操作仍然要以价格型货币政策为主,以此实现货币政策逆周期和跨周期调控功能。

关键词: 产出增长率;通货膨胀率;货币政策;冲击反应函数

中图分类号: F822.0 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2023)01-0086-11

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.01.007

Analysis of the Level and Volatility Effects of China's Monetary Policy on Output and Inflation: Empirical Analysis of Impulse Response Function Based on VAR Model and Local Projection Model

LIU Jinquan^{1,2}, SUN Yuxiang¹, ZHOU Xin¹

(1. School of Business and Management, Jilin University, Changchun 130021, China;

2. School of Economics and Statistics, Guangzhou University, Guangzhou 510006, China)

Abstract: Under the “triple pressures”, China's monetary policy should achieve the “double stability” of “stable growth” and “inflation prevention” in the level and volatility, not only to maintain moderate economic growth, but also to prevent the rapid rise of inflation, and to prevent the economic risks caused by output and inflation fluctuations. Therefore, we use local projection method and VAR model to calculate the impulse response functions of quantitative and price-based monetary policies to characterize the dy-

收稿日期: 2022-09-12

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“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”(21ZDA042);国家自然科学基金项目“经济周期形态变异、经济周期成分分解与经济政策周期相依性的动态机制研究”(72073040)

作者简介: 刘金全,男,教授,博士生导师,经济学博士,教育部“长江学者奖励计划”特聘教授,主要从事货币政策理论研究;孙玉祥,男,博士研究生,主要从事货币政策理论研究;周欣(通讯作者),女,博士研究生,主要从事经济周期和经济增长研究。

namic effects of monetary policy on the level and volatility of output growth rate and inflation rate. The empirical study finds that quantitative monetary policy has significant positive effects on economic growth rate and inflation rate, and also has the impact effect of reducing output volatility and increasing inflation volatility; Price-based monetary policy has a significant positive effect on economic growth rate and inflation rate, and also has a dual stabilizing function of reducing output volatility and inflation volatility. Therefore, the current monetary policy operation should still focus on price-based monetary policy, so as to realize the counter-cyclical and cross-cyclical regulation of monetary policy.

Key words: growth rate; inflation rate; monetary policy; impulse response function

一、引言

在改革开放以来的经济发展过程中,我国经济增长经历了经济增长率和通货膨胀率的多种组合方式,既出现过高通货膨胀率下的快速经济增长,也出现过轻微通货紧缩下的经济适速增长;既出现过遏制高通货膨胀下保持经济稳定增长的“软着陆”,也出现过轻微通货膨胀紧缩下的“流动性陷阱”^[1]。由此可见,经济增长率和通货膨胀率之间的组合机制和影响关系对经济增长产生了显著影响,如何利用货币政策设计和操作来对经济增长率、通货膨胀率和相应的波动率进行调控,已经成为我国宏观调控和宏观经济治理的重要内容^[2]。当前新冠肺炎疫情和“俄乌冲突”等国际事件带来的世界能源和粮食危机仍在进一步加剧,国际大宗商品价格高位震荡,全球通货膨胀面临新一轮的上升压力。在较大的国际输入通胀压力下,多国央行采取了相机选择的货币政策操作方式,面临应对经济衰退和通胀压力的两难决策。面对国际输入性和国内结构性的双重通胀压力,我国央行加大稳健货币政策实施力度,强调“保持货币信贷平稳适度增长”。在经济下行和全球通胀持续走高的背景下,“稳增长”与“抗通胀”之间的平衡取舍成为当前宏观调控的重点和难点。

针对宏观调控而言,一直具有稳健色彩的货币政策在稳定价格和稳定增长上发挥了重要作用。随着“稳增长”和“防风险”的双重要求出现,我们不仅要求货币政策对经济增长率和通货膨胀率的水平值具有调控效应,还要求货币政策能够稳定产出波动率和通货膨胀率的波动率,真正发挥货币政策对经济周期波动的稳定作用。为此,本文将测度价格型和数量型货币政策对产出和通胀的水平效应和波动率的影响,以便获得当前货币政策规则选择和工具选择的参考依据。

二、文献综述和研究进展

货币政策效应是指货币当局采用特定货币工具和手段对特定经济目标进行调控并最终产生影响的结果,包括影响目标、影响方向和影响幅度等。无论是常规货币政策还是非常规货币政策,准确评估货币政策对实际经济的影响是优化货币政策调控模式的重要方式^[3]。货币政策效应从其政策目标来分,主要包括“产出效应”和“通胀效应”,分别代表着货币政策的实施对产出水平和价格水平的影响效果。随着货币政策研究的深入,学界已经将其拓展到对经济增长波动率和通货膨胀波动率的影响机制上,更好地测度了货币政策对经济周期和通货膨胀率周期的动态传导机制^[4]。

(一) 货币政策对实际产出水平和经济增长率影响的研究进展

当前关于货币政策的“产出效应”的研究主要存在三种观点。首先, Lucas(1973)认为只有未预期到的货币政策冲击能够真正地影响实际经济变量,可预期的货币政策冲击没有实际效应,并在此基础上引入了“货币政策无效性命题”(Policy Ineffectiveness Proposition)^[5]。之后的多个研究针对不同国家的情况对“货币政策无效性命题”进行了验证。例如, Alogoskoufis(1982)建立了希腊的一个小型新古典宏观经济模型,在此模型中对货币政策的实际效应进行了检验,实证结果支持了“货币政策无效性命题”^[6]; Attfield和 Duck(1983)通过多个国家货币增长率与实际产出增长率关系的研究发现,只有货币增长率中的非预期成分能够影响实际产出,且货币增长率越难以预测,货币增长率中的“惊异”成分对实际产出的影响就越显

著^[7]。这些研究对货币政策应当恪守规则还是应当积极进行相机选择展开了争论,对后来的最优货币政策设计和实施带来了重要影响^[8]。

随着研究的推进和检验方法的改进,短期内的“货币政策无效性命题”受到了较多的质疑。Mishkin (1982)否认了理性预期假设下的“货币政策无效性命题”,并认为,即使是能够预期的货币政策成分,在短期内也能够影响到实际产出和就业等实际经济变量,积极和有效的货币政策工具能够产生“产出效应”和“价格效应”^[9]。对于货币政策是否有效的问题,国内学者也进行了深入研究,黄先开和邓述慧(2000)对我国货币政策中的预期成分和非预期成分进行了分解,发现预期成分和非预期成分都对实际产出具有显著影响^[10];陆军和舒元(2002)的研究同样承认货币政策的短期有效性,认为其中的部分原因在于我国市场非完全性和价格调整中存在的黏性和刚性^[11];刘金全和刘志强(2002)的研究则是通过判断和检验我国货币变量和产出变量之间的因果关系,发现了货币变量和产出变量之间存在一定程度的双向 Granger 因果关系,不仅认为货币政策短期有效,并且货币政策的制定受到实际产出波动的内生性影响,指出了经济周期波动对货币政策的反馈作用^[12]。

在货币政策“产出效应”已经得到学术界广泛认可的情形下,近期的研究更多关注货币政策“产出效应”的非对称性。Cover(1992)最早对货币政策非对称性进行了研究,结果表明,负向的货币供给冲击对实际产出有显著的影响,而正向的货币供给冲击对实际产出的影响非常微弱,正向和负向冲击的“产出效应”具有明显的非对称性^[13]。国内研究结果表明,紧缩性货币政策的“紧缩效应”强于扩张性货币政策的“扩张效应”,即负向货币供给冲击对产出水平的影响大于正向冲击^[14],该研究提醒我国货币政策操作过程中慎用紧缩性货币政策,货币政策操作方向的改变决策一定要慎重,这也是目前利用宏观审慎政策来辅助货币政策的重要原因^[15]。

(二) 货币政策对价格水平和通货膨胀率影响的研究进展

由于货币与价格的联系要比货币与产出的联系更加紧密,因此关于货币政策“通胀效应”的研究较多,但是在具体的计量检验上,Sims(1992)发现了价格水平与紧缩性货币政策之间存在正向关系,即货币紧缩(利率上升)将带来价格的上升,这一奇特的现象被称为“价格之谜”^[16]。但后来的大多数并没有继续支持“价格之谜”,大部分研究结果表明,紧缩性货币政策具有负向的“通胀效应”,即产生“通缩效应”。扩张性货币政策的“通胀效应”主要依赖货币政策的供给和需求两个渠道。例如,Bernanke 和 Gertler(1986)的研究表明,货币政策“通胀效应”的传导同时包含需求和供给因素^[17],而 Gertler 和 Gilchrist(1994)的研究则认为,货币政策主要通过供给渠道来影响价格水平,并产生相应的通胀效应或者通缩效应^[3]。

国际金融危机时期我国采取了适度宽松的货币政策,走出金融危机以后,有的学者认为为了保持货币政策的连续性并促进经济复苏,我国应该继续保持适度宽松的货币政策(陆荣和王曦,2010)^[18],而另一些学者认为经济已经恢复,不需要宽松的货币政策来刺激经济的增长,且通货膨胀及其预期在逐步上升,宽松的货币政策应该及时退出(苏治等,2019)^[19],这涉及货币政策冲击在经济周期不同阶段的作用效果问题,有的学者还认为中国宽松货币政策在经济衰退时偏向宽松、在经济恢复过程时偏向适度(崔百胜和高崧耀,2019)^[20],现在正在逐步退出宽松货币政策。但是,从双重稳定角度来看,我国货币政策操作方向和力度的研究依然存在争议^[21]。

(三) 货币政策对实际产出和通货膨胀率的波动率影响研究

关于通货膨胀率和产出增长率“双重”稳定增长机制的研究最早出现在20世纪80年代,在双重稳定目标约束下,McCallum(1988)首先对货币政策中利率工具的有效性、最优性、可靠性和稳定性进行研究^[22]。他在封闭的新凯恩斯经济模型中给出了利率政策规则的设定,采用 IS 曲线方程、菲利普斯关系和货币政策规则,该研究在一定程度上给出了模型复制实际经济波动率的基本要求。在后来大量研究中,研究者不仅描述通货膨胀率与经济增长率在均值过程中的相互影响,并且将其拓展到波动率层面,发现了通货膨胀波动率与经济增长波动率也存在显著的内在关联,并出现了经济增长率的“大缓和”(great moderation)和通货膨胀率的“大缓和”研究^[23]。刘金全和周欣(2022)在研究我国经济增长率“大缓和”态势中,测度了我

国出现的两次经济“大缓和”阶段,从供给和需求角度分析了经济“大缓和”出现的原因,该研究认为我国经济增长需要在长期过程中保持经济增长率和通货膨胀率的双重稳定^[24]。

综上所述,货币政策的“产出效应”和“通胀效应”的研究成果虽然很丰硕,但是研究结论随着研究对象、研究变量和方法的选取,最终结果存在千差万别,尤其是存在外部冲击的情况下,上述分析和结论更加不稳定。为此,本文借鉴 Jorda(2005)的局部投影方法计算和识别不同货币政策工具冲击对实际产出和通货膨胀的水平值和波动率的长短期影响^[25]。局部投影方法是一个无具体模型形式的方法,能够基于内生变量向前多步转换的序列回归计算得到冲击反应函数的一致估计。本文将其结果与 VAR 模型进行比较,以便增强结论的可靠性和稳健性。

因此,本文从采用无模型的局部投影方法和 VAR 模型进行比较分析的角度出发,针对价格型货币政策和数量型货币政策工具,同时测度货币政策对实际产出和通货膨胀率的水平值影响和波动率影响,试图给出货币政策对实际产出和通货膨胀影响的时变效应和期限结构。本文的研究对合理研判当前货币政策效应,提出货币政策逆周期和跨周期操作对策,具有重要的参考价值。

三、系统经济模型中局部投影的冲击反应函数估计

向量自回归模型目前是宏观经济分析的代表性模型,自从 Sims(1980)创新性地利用该模型进行实证分析以来,关于动态乘子、冲击反应函数和方差分解的实证研究层出不穷^[26]。很多研究将一些感兴趣的变量任意组合成一个 VAR 模型,即使这些变量没有本质上的联系、模型不能正确定义数据生成过程,VAR 类模型也仍然能计算冲击反应函数和进行方差分解^[27]。VAR 模型的冲击反应函数计算出的各期冲击反应中含有模型误设的误差,且随着预测期数的增加,冲击反应函数计算的准确度受到模型误设误差的影响变得更为显著。

为了弥补 VAR 模型可能存在的缺陷,本文采用局部投影估计来增强实证结果的稳健性。Koop 等(1996)^[28]和 Potter(2000)^[29]认为冲击反应函数即使在数据生成过程(DGP)未知,Wold 分解不存在的情况下,也还是可以定义的。确切地说,冲击反应可以写成如下形式:

$$IR(t, s, d_i) = E(y_{t+s} | v_t = d_i; X_t) - E(y_{t+s} | v_t = w_t; X_t) \quad (1)$$

其中, $s = 0, 1, 2, \dots$; $E(\cdot | \cdot)$ 代表最优均方误差运算; y_t 是 $n \times 1$ 维随机向量; $X_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)'$; w_t 是 $n \times 1$ 维向量; v_t 是 $n \times 1$ 维简化式残差; 列向量 d_i 包含有反应的冲击大小。

一般来说,时间能反映 y_t 中变量动态因果关系纵向联系,却不能识别同期横向的因果关系。在 VAR 的文献中常常对 y_t 中的元素设定一个 Wold 次序,以此来对简化式残差的方差协方差矩阵进行三角分解,即 $\Omega = PP'$ 。这种识别机制就相当于定义一个实验矩阵 $D = P^{-1}$, 这样矩阵 D 中的列向量 d_i 就表示对 y_t 中的第 i 个元素的“结构性冲击”。

方程(1)计算冲击反应的统计目标是获取最优均方多步预测,当模型能正确表现出数据生成过程时,这个可以通过对估计模型的递归迭代来实现。而多步预测可以通过对每个预测期的直接预测模型来实现。因此可以考虑将 y_{t+s} 投影到由 $(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$ 产生的线性空间中,也就是:

$$y_{t+s} = \alpha^s + B_1^{s+1} y_{t-1} + B_2^{s+1} y_{t-2} + \dots + B_p^{s+1} y_{t-p} + u_{t+s}^s \quad (2)$$

其中, $s = 0, 1, 2, \dots, h$; α^s 是 $n \times 1$ 维常数向量; B_i^{s+1} 是对于之后 i 阶 $s+1$ 期的系数矩阵。上述 h 个回归方程就称为“局部投影”。

根据方程(1),方程(2)中的局部线性投影的冲击反应函数可以表示为:

$$IR(t, s, d_i) = \hat{B}_1^s d_i \quad (3)$$

文中在使用局部投影方法计算冲击反应时,主要通过计算内生变量在其滞后阶数上的投影,这是在预测各期的局部投影,因此对模型未知的数据生成过程的误设具有非常好的稳定性,是在计算冲击反应函数时对 VAR 模型最好的替代。

局部投影方法基于内生变量向前多步转换的序列回归计算得到冲击反应函数的一致估计,这与多步

直接预测寻求最优多步预测有共性,且很多研究认为直接预测优于滞后期数较短的向量自回归模型^[30],这间接地反映了局部投影方法在计算冲击反应函数方面比VAR模型要好。但是,在具体的实证分析中还需要比较各种算法的优劣,这也是本文采用局部投影估计和VAR模型估计进行比较分析的主要原因。

四、我国货币政策对实际产出和价格水平调控效应检验

一般来说,为了研究经济增长与通货膨胀的“双重”稳定机制,必然要涉及水平值与波动率稳定机制,进而涉及货币政策中的利率规则和货币供给规则,因此就需要研究产出(增长率及波动率)、通胀(通货膨胀率及波动率)、利率、货币供给增长率等多个经济变量的影响关系。本文经过模型测算、分析和对比,获得了量价货币政策工具对实际产出和价格的调控效果估计。

(一) 数据及其描述性统计分析

本文使用局部投影的冲击反应函数方法来研究经济增长率、通货膨胀率、产出波动率和通胀波动率、名义利率和货币供给增长率之间的动态特征,这与VAR模型的最大不同在于局部投影方法不需要指定具体的模型形式,是一种研究六者动态关系的无模型的方法。本文使用 y_t 表示实际GDP增长率, π_t 表示通货膨胀率,此处利用居民消费价格指数的同比增长率来表示; i_t 表示名义利率水平(以1年期定期存款利率表示), m_t 表示货币供给增长率。这些变量的样本区间为1992年第1季度到2022年第1季度,数据来源于Wind数据库。^①

图1和图2给出了自1992年以来我国货币政策变量的变化轨迹。图1给出货币供给增长率的变化轨迹(以M2增长率度量),图中显示我国货币供给增长率波动剧烈,变化频繁,从1994年最高的42%,在不断的波动中呈现出下行的趋势,直至新冠肺炎疫情期间,货币供给增长率处于10%左右。我国货币政策供给增速变得如此之低,具有深刻的背景和成因。一是因为数量型货币政策正在向价格型货币政策调整和过渡,二是因为货币需求因素发生了显著变化,随着非常规货币政策工具创新,以及交易媒介的电子化和网络化,我国货币供给增速下调且活性减弱。图2给出了1992年以来我国名义利率的变化轨迹(以一年期存款利率表示),这个时间轨迹清楚地显示出我国价格型货币政策的变化过程,这个期间名义利率出现了比较显著的变化,但是整体趋势一直下降,从最高的11%逐步降低到目前的接近2%,这种名义利率的变化趋势既体现了稳健中带有积极色彩的货币政策导向,也说明当前通货膨胀压力并不显著,没有利用调高利率来应对通货膨胀压力。

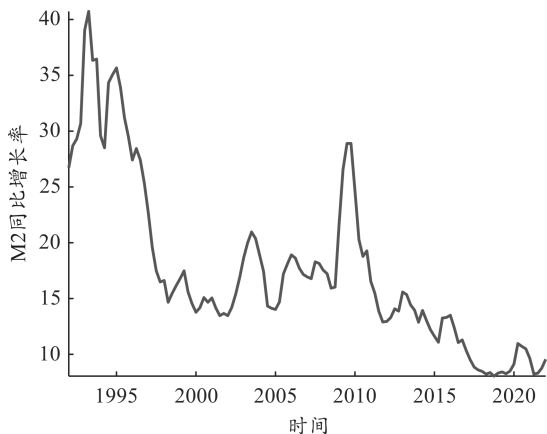


图1 货币供给增长率的时间轨迹

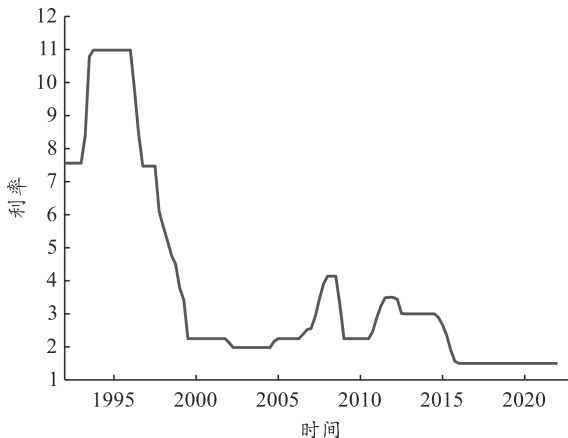


图2 名义利率的时间轨迹

图3中给出了我国经济增长率和通货膨胀率的时间轨迹。首先,从图3中可以看出,我国经济增长在

^①由于可以获得的季度GDP数据最早期限为1992年,因此本文所选取的样本数据从1992年开始。

2014年进入经济新常态后出现了较为平稳的增长过程,但是新冠肺炎疫情的出现,导致经济周期态势出现了严重变形,其波动幅度是改革开放以来最为剧烈的。在2008年金融危机时期和2020年新冠肺炎疫情时期出现了较大幅度的波动,这说明经济增长率容易受到外在冲击和经济不确定性的影响,这些因素综合起来导致我国经济增长率在特定时间出现了异常的波动。其次,考察图3中的通货膨胀率变化过程,可以发现通货膨胀率曾经出现了剧烈波动,但是随着市场化经济改革的逐步深入,我国通货膨胀率出现了显著平缓过程,甚至出现过轻微通货紧缩。即使在新冠肺炎疫情期间,我国的通货膨胀率变化也不像国际金融危机时期那么剧烈,这种通货膨胀率的平稳化现象,为当前宏观调控和经济稳增长提供了良好的经济环境。

本文注意到,当前货币政策和财政政策的组合操作,不仅要稳定经济增长率和通货膨胀率的水平值,而且要保持经济增长率和通货膨胀率的波动率稳定。为此,需要测算经济增长率和通货膨胀率的条件波动率。为了获得条件波动率,本文采用较为简单的滚动标准差的计算方法。对于时间序列 x_t 而言,本文采用测度波动率的滚动标准差方法如下:

$$\sigma_{x_t} = \sqrt{\frac{1}{s-1} \sum_{\tau=(2t-s+1)/2}^{(2t+s-1)/2} (x_\tau - \bar{x}_t)^2}, \bar{x}_t = \frac{1}{s} \sum_{\tau=(2t-s+1)/2}^{(2t+s-1)/2} x_\tau \quad (4)$$

其中, s 是固定的滚动时窗的长度。

根据上述测度方法,本文使用9个季度的中心滚动标准差来测度经济增长率和通货膨胀率的条件波动率,图4给出了具体的波动率轨迹。^①从图4中可以看出,2008年之前,我国经济增长率的波动率变化比较明显,出现过显著的经济“大缓和”阶段;2012年之后,经济波动率又开始平稳起来,出现了第二次经济“大缓和”,但是新冠肺炎疫情的出现,导致第二次“大缓和”结束,经济波动率开始陡升起来。考察通货膨胀率的波动率,可以发现大多数经济增长率比较平稳的时期内,经济增长波动率与通货膨胀波动率基本同步,但是在1992年到2000年、2020年到2022年,两者的波动率存在较大差异,前一个时期是通货膨胀率的大波动,后一个时期是经济增长率的大波动,这种差异的成因和影响值得深入分析。

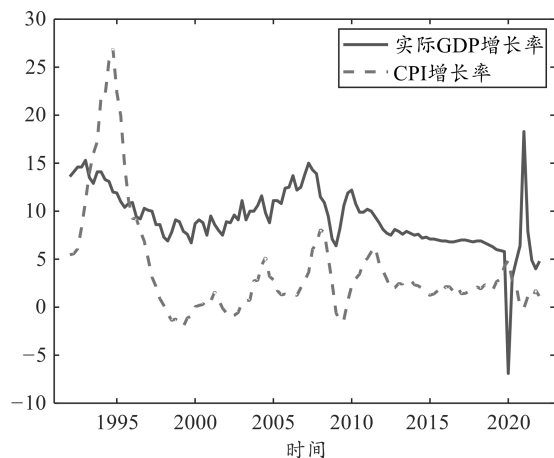


图3 经济增长率和通货膨胀率的时间轨迹

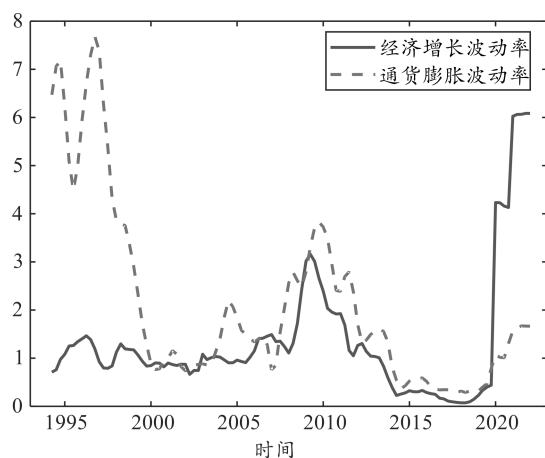


图4 经济增长率和通货膨胀率的波动率轨迹

(二) VAR 模型滞后阶数的确定

滞后阶数的选取在 VAR 模型的估计中至关重要,可以选择 Akaike 的 AIC 准则、Schwarz 的 SIC 准则和修正的 AIC 准则(下文用 AICc 表示)来确定线性 VAR(p)模型的滞后阶数,其中 AICc 准则是 Hurvich 和 Tsai(1993)为确定 VAR 模型的滞后阶数对 AIC 准则进行的修正^[31],在确定 VAR 模型的滞后阶数方面,具有比 AIC 和 SIC 更为稳定和可靠的性质。

^①本文比较了9个季度、16个季度和24个季度的滚动标准差,发现这些时窗长度下的条件标准差差距不大,为此本文选取了9个季度的滚动标准差。

假设在 VAR 模型中的未知参数为 $pk^2 + \frac{k(k+1)}{2}$, 则标准的 AIC 准则可表示为:

$$AIC = n(\log |\hat{\Sigma}| + k) + 2 \left[pk^2 + \frac{k(k+1)}{2} \right] \quad (5)$$

Schwarz 的 SIC 准则可以表示为:

$$SIC = n(\log |\hat{\Sigma}| + k) + pk^2 \log n \quad (6)$$

然而,传统的 AIC 方法判别滞后阶数倾向于较大的滞后阶数, SIC 倾向于较小的滞后阶数判断,较大的滞后阶数会导致模型的过度拟合,较小的滞后阶数又不足以刻画模型的特征。因此,本文采用 AICc 准则来确定线性 VAR(p) 模型和线性局部投影的滞后阶数,该方法在小样本 VAR 模型的估计中更近似于无偏估计,具有比 AIC 和 SIC 更为稳健和可靠的性质。其表达式为:

$$AICc = n(\log |\hat{\Sigma}| + k) + \frac{2n \left[pk^2 + \frac{k(k+1)}{2} \right]}{n - pk - k - 1} \quad (7)$$

上述信息准则均包含了 nk 个常数,且 n 为样本数, k 为解释变量的个数, p 为变量滞后期。当选定最大滞后阶数为4个季度时,AIC 准则、SIC 准则和 SICc 准则检验均认为 VAR 模型的滞后阶应该选取2。本文基于此构建了 VAR 模型,并使用标准的 Cholesky 分解且 Wold 分解的因果顺序为产出增长率、通货膨胀率、经济波动率、通胀波动率、货币政策供给增长率和名义利率,在此基础上可以获得局部投影估计和 VAR 模型估计的冲击反应曲线。

(三) 价格型和数量型货币政策对经济增长率和通货膨胀率的水平冲击效应

在模型中,本文选取 $y_t = (y_t, \pi_t, \sigma_{x_t}, \sigma_{\pi_t}, i_t, m_t)'$, 对这些变量均进行了单位根检验,确保变量都是平稳的。本文计算出经济增长率和通货膨胀率对量价货币政策冲击的反应函数,并对局部投影模型和 VAR 模型的估计结果,厘清方法的优势以及货币政策工具选择的原则。

1. 数量型货币政策冲击的产出和通胀效应。图5显示了量价货币政策冲击的影响结果,当货币供给增长率出现一个单位正向冲击时,即数量型货币政策出现扩张操作,此时无论是 VAR 模型估计还是局部投影估计,经济增长率和通货膨胀率出现了正向反应,这说明数量型货币政策不仅具有正的产出作用,同时也具有正的通胀作用。正的产出效应说明货币政策短期有效,正的通货膨胀效应说明货币扩张使得物价上涨。

根据 VAR 模型的估计结果,可以发现,当数量型货币政策冲击发生以后,大约5个季度后冲击反应达到最大值,经济增长率提高0.62个百分点左右,随后持续衰减,冲击正向持续期达到16个季度以上,这意味着数量型货币政策的产出效应还是比较显著的;通货膨胀率对数量型货币政策冲击的反应方式与经济增长率类似,大约在6个季度后达到最大值,对通货膨胀率拉动了0.5个百分点,这意味着通货膨胀对货币政策扩张的反应具有一定的调整黏性,但是货币政策的通胀效应还是比较显著的。通货膨胀的冲击反应依然具有一定持续期,持续期要比经济增长率的持续期更长,冲击反应的衰减速度更慢一些。相比之下,局部投影模型计算得到的 GDP 和 CPI 的脉冲响应函数要小于 VAR 模型的,由于 Jorda(2005)已经论证了局部投影方法是比 VAR 模型更优的方法^[25],本文的研究结果意味着 VAR 模型倾向于高估数量型货币政策的经济效应。

2. 价格型货币政策冲击的产出和通胀效应。与货币供给增长率冲击类似,图5给出了经济增长率和通货膨胀率对名义利率冲击的反应曲线。当名义利率出现一个单位负向冲击时,^①无论是 VAR 模型估计还是局部投影估计,都发现经济增长率和通货膨胀率出现了正向反应,这说明价格型货币政策也具有正的产出作用和正的通胀作用。价格型货币政策存在显著的短期效应。

^①由于本文考察扩张性货币政策效应,因此此时冲击反应是降低一个单位利率的效应。

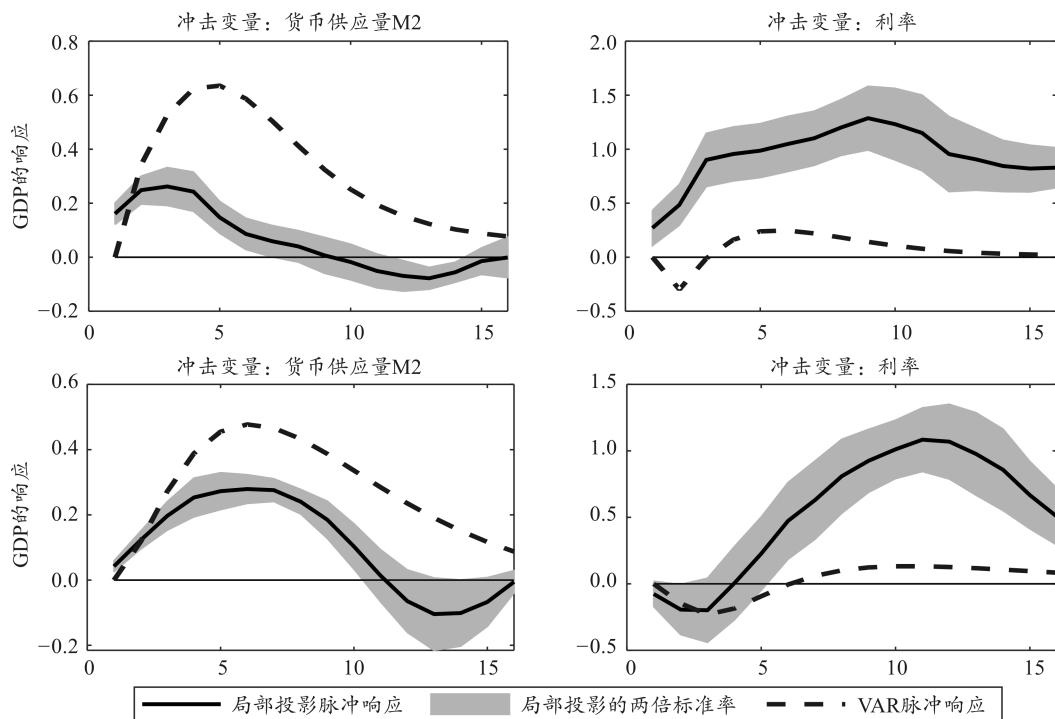


图5 名义利率和货币供给增长率的水平冲击效应

对比局部投影方法和VAR模型的冲击反应结果,本文发现局部投影估计的冲击反应函数更为敏感,以此来分析利率冲击的传导效果。当名义利率降低一个单位的扩张性货币政策冲击发生后,经济增长率对此做出了较快的冲击反应,冲击反应在9个季度达到高峰,并出现了较长的持续期,这说明当前降低名义利率将显著地刺激信贷和激活投资,产生了显著的投资扩张效应;通货膨胀率对利率冲击的反应也比较敏感,在12个季度后达到最大值,通货膨胀率提升程度达到1个百分点以上。由此可见,当经济处于收缩期,应该注重积极货币政策产生的通胀效应。同样地,可以看到VAR模型估计的结果明显小于局部投影方法的结果,意味着若运用VAR模型进行估计,可能会低估价格型货币政策对产出和通胀的影响程度。

(四) 价格型和数量型货币政策对产出波动率和通胀波动率的影响

货币政策要实现稳增长和防风险两大目标,不仅要使得产出和通胀的水平值处于合理区间,还要尽可能地减小产出波动率和通胀波动率,因此本文运用局部投影方法和VAR模型测度量价货币政策冲击对产出波动率和通胀波动率的影响。

1. 数量型货币政策冲击的产出波动率和通胀波动率效应。从图6可以看出,无论是局部投影估计还是VAR模型估计,产出波动率和通胀波动率对数量型货币政策冲击的反应方向都是相同的,不同的是反应幅度。相对而言,局部投影方法估计效果较好,VAR模型估计出现了冲击反应轨迹没有收敛情形,因此本文根据局部投影估计结果来进行分析。

首先,当货币供给增长率出现一个单位的冲击以后,产出波动率出现了负向的动态反应,且在5个季度后达到最大值,促使经济波动率下降了0.06个单位,虽然反应幅度不是十分剧烈,但是能够降低产出波动率,这意味着数量型货币政策在刺激经济增速提高的同时,还能够降低经济波动率。这种稳增长效应大概持续14个季度。如此看来,积极的数量型货币政策操作确实能够发挥“稳增长”作用,同时因其作用持续期较长,需要进行必要的“跨周期”操作。

其次,在正向的数量型货币政策冲击下,通胀波动率也出现了正向反应,通货膨胀波动率出现一个时期的上升,大约在8个季度时达到冲击反应的最大值,导致通货膨胀波动率出现了大约0.2个单位的上升。货币供给增长率冲击对通胀波动率的影响持续期较长,经过16个季度未完全收敛于零。综合前述的通货膨胀率水平值情形,本文发现数量型货币政策对通货膨胀率水平值和波动率具有双重正向影响,这对数量型

货币政策操作来说是需要加以警惕的。

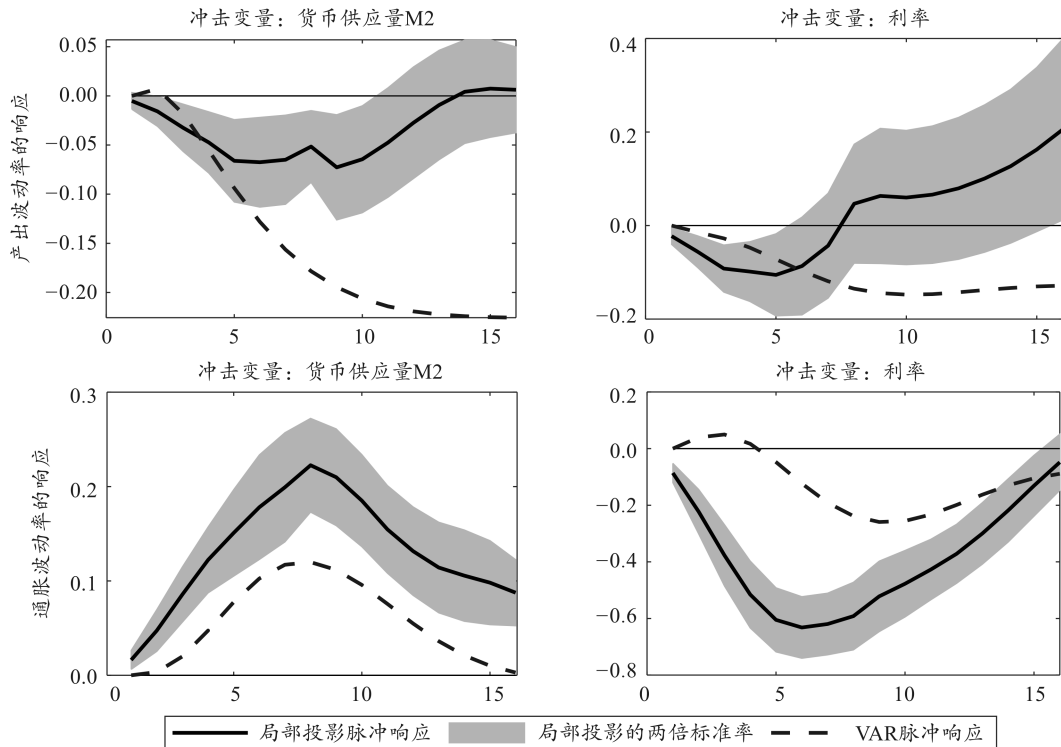


图6 名义利率和货币供给增长率的波动率冲击效应

2. 价格型货币政策冲击的产出波动率和通胀波动率效应。图6右侧显示了价格型货币政策对产出波动率和通胀波动率的影响,VAR模型和局部投影方法的估计结果在数值上存在差异,在方向上整体一致,为了与前述分析保持一致,本文继续以局部投影估计结果作为实证依据。首先,名义利率冲击在6个季度内仍然发挥了“稳增长”的作用,此时产出波动率出现了下降,最大降幅出现了冲击发生后的第5个季度,产出波动率下降了0.1个单位。但是随后则出现冲击作用方向的反转,产出波动率出现了持续上升,这意味着货币政策的利率工具在保持经济持续稳定增长的长期效应方面并不具备优势。因此也许可以将价格型货币政策作为平抑经济波动率的短期逆周期调节工具,但不宜将其作为长期的跨周期调节工具。

其次,名义利率冲击能够降低通胀波动率,当名义利率出现一个单位的下降以后,通胀波动率则出现了下降,整个下降过程持续期长达16个季度之久,且在第6个季度达到最大值。这与数量型货币政策冲击形成鲜明对比,数量型货币政策冲击主要推高通胀波动率。这意味着运用数量型货币政策进行调控虽然能够获得“降低产出波动”的收益,但要付出“推升通胀波动”的成本。与之不同的是,名义利率冲击下产出波动率和通胀波动率的前期响应都为负值,意味着名义利率调控不仅能够降低产出波动,也能降低通胀波动,能够兼顾“稳增长”和“防风险”的两个维度。因此,无论是从“稳增长”的有效性上看,还是从“防风险”的兼顾上看,价格型货币政策调控都是更重要的工具,但在量价转型还未完全成功的条件下,仍然不能丢弃数量型货币政策工具,还应坚持“价主量辅”的基本原则,充分利用好不同货币政策工具在不同调控维度上的优势互补。

最后,虽然局部投影估计和VAR模型估计的冲击反应函数有所不同,但是都能够识别目标变量对政策冲击的动态反应过程,这意味着我国货币政策对产出和通胀的影响不是一成不变的,虽然短期作用效果可能较为显著并符合政策调控预期,但是从较长时期来看,这种影响可能还会发生一些变化,因此需要货币政策当局及时进行跟踪和评估政策的作用效果以及相关的反馈信息。

五、货币政策“逆周期”和“跨周期”操作的对策建议

本文使用局部投影法和VAR模型计算了实际产出增长率和通货膨胀率的水平值和波动率对量价货币政策冲击的反应函数,发现无论是数量型货币政策还是价格型货币政策,其稳增长和防通胀效果都是比较显著的,但VAR模型倾向于高估数量型货币政策的调控效果而低估价格型货币政策的调控效果,局部投影方法是评估货币政策调控效果的稳健工具。除此之外,本文还将分析拓展到产出波动率和通胀波动率的情形,获得了量价货币政策在“稳增长”和“抑波动”两个维度上的差异性与比较优势,为丰富货币政策“逆周期”和“跨周期”操作提供了重要参考价值。

第一,本文将货币政策类型区分为以货币供给增长率为工具的数量型货币政策和以名义利率为工具的价格型货币政策,并在实证分析中区分了这两种货币政策类型的产出效应和价格效应。通过冲击反应函数,本文发现,目前两种货币政策都具有显著作用,虽然货币政策供给增长率一直处于较低水平,但是其产出效应仍然比较显著;我国名义利率一直处于下滑状态,呈现接近零利率边界的趋势,但是从其产出效应和通胀效应估计来看,还没有出现“流动性陷阱”的货币政策无效困境,未来还要继续加强逆周期货币政策操作以稳定经济增长。

第二,在数量型货币政策冲击效应检验中,本文确实发现数量型货币政策对实际产出增速和通货膨胀率水平值的影响程度较低,持续时间较短,相比价格型货币政策而言,其政策效应仅仅局限在逆周期作用上,无法将其作为跨周期的货币政策工具。但是,本文发现数量型货币政策工具能够降低产出波动率,这使得数量型货币政策在“稳增长”和“防风险”上具有重要作用,这意味着当前将货币供给增速稳定在10%左右的水平上,确实具有其内在价值和作用。

第三,在价格型货币政策冲击效应检验中,本文发现我国价格型货币政策一直保持积极色彩,一年期存款利率已经从最高时期的10%下降到2%左右,利用降息释放流动性和刺激投资的意图十分明显,持续降息到未触及利率“零边界”,为防止出现“流动性陷阱”提供了必要条件,这是我国货币政策持续产生调控效应的重要条件。在实证检验中,本文发现价格型货币政策对于实际产出增长率和通货膨胀率的影响强度和持续时间都明显大于相应的数量型货币政策,这意味着当前货币政策调控仍然要以价格型为主、数量型为辅,价格型货币政策的逆周期和跨周期优势十分明显,逆周期是指名义利率一直处于较低水平,跨周期是指名义利率保持低水平的趋势^[32]。需要注意的是,检验发现价格型货币政策冲击没有持续地降低经济波动率,但是却较长时间地降低了通胀波动率,这意味着价格型货币政策可以在稳定通货膨胀预期上发挥更大作用。

第四,需要注意到,我国数量型货币政策和价格型货币政策在操作方向上出现了显著偏离:数量型货币政策出现了审慎性紧缩,而价格货币政策出现了审慎性扩张。根据实证研究结论,数量型货币政策和价格型货币政策都具有显著的产出效应和通胀效应,因此在对产出增长率和通货膨胀率的水平值影响上,这两种货币政策类型之间存在替代性;但是,在对产出波动率和通胀波动率的影响上,这两种货币政策效应出现了偏离,数量型货币政策降低了产出波动率却增加了通胀波动率,价格型货币政策在长期增加了产出波动率却降低了通胀波动率,这意味着在稳增长和稳通胀上,这两种货币政策类型之间存在互补性。对此,政府在设计数量型和价格型货币组合中需要加以权衡。

当前我国经济周期波动出现了新特征,“三重压力”背景下宏观调控和宏观经济治理面临新挑战。货币政策要更好地实施短期的逆周期调控和长期的跨周期优化设计,不仅要当前经济周期波动的趋势进行合理的评估,还要时刻关注各种会影响货币政策效果的经济因素,同时要着力构建现代中央银行治理体系,完善利率市场化进程,更好地实现货币政策调控的及时性和有效性。

参考文献:

[1]张龙,刘金全.货币政策宏观调控框架研究:共识、分歧与展望[J].财贸研究,2019(5):48-58.

- [2] 付一婷,刘金全,刘子玉.论宏观经济调控向宏观经济治理的战略转换[J].经济学家,2021(7):83-91.
- [3] GERTLER M, GILCHRIST S. Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(2):309-340.
- [4] RICHARD C, GALI J, GRETTLER M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory[R]. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1998.
- [5] LUCAS R E. Some international evidence on output-inflation tradeoffs[J]. The American Economic Review, 1973, 63(3):326-334.
- [6] ALOGOSKOUFIS G S. Unanticipated money, output and prices in Greece[J]. European Economic Review, 1982, 19(2):289-303.
- [7] ATTFIELD C L, DUCK N W. The influence of unanticipated money growth on real output: some cross-country estimates[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1983, 15(4):442-454.
- [8] WESTELIUS N J. Discretionary monetary policy and inflation persistence[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58:17-34.
- [9] MISHKIN F S. Does anticipated monetary policy matter? An econometric investigation[J]. Journal of Political Economy, 1982, 90(1):22-51.
- [10] 黄先开,邓述慧.货币政策中性与非对称性的实证研究[J].管理科学学报,2000(2):34-42.
- [11] 陆军,舒元.货币政策无效性命题在中国的实证研究[J].经济研究,2002(3):21-26,93.
- [12] 刘金全,刘志强.中国货币政策非中性——货币—产出的因果关系和影响关系检验[J].吉林大学社会科学学报,2002(4):5-10.
- [13] COVER J P. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(4):1261-1282.
- [14] 陈浪南,张华.我国货币政策效应的非对称性研究[J].当代经济管理,2018(1):78-85.
- [15] 王宇晴,陈贞竹,徐臻阳.双支柱政策的时变效果及协调作用[J].经济科学,2022(4):18-33.
- [16] SIMS C A. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy[J]. European Economic Review, 1992, 36(5):975-1000.
- [17] BERNANKE B S, GERTLER M. Agency costs, net worth, and business fluctuations[J]. The American Economic Review, 1989, 79(1):14-31.
- [18] 陆荣,王曦.应对国际金融危机的货币政策效果[J].国际金融研究,2010(7):19-29.
- [19] 苏治,刘程程,位雪丽.经济不确定性是否会弱化中国货币政策有效性[J].世界经济,2019(10):49-72.
- [20] 崔百胜,高崧耀.G20国家差异化金融条件下货币政策的非对称性传导研究[J].国际贸易问题,2019(8):138-156.
- [21] 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(1):20-31.
- [22] MCCALLUM B. Robustness properties of a rule for monetary policy[J]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1988, 29(1):173-203.
- [23] JAKOB G, DOMENICO M. Great volatility, great moderation and great moderation again[J]. Review of Economic Dynamics, 2022, 44:269-283.
- [24] 刘金全,周欣.新发展阶段下的中国经济周期波动——波动率缓和、经济增长收敛与经济长波态势[J].吉林大学社会科学学报,2022(3):80-100,236.
- [25] JORDA O. Estimation and inference of impulse responses by local projections[J]. American Economic Review, 2005, 95(1):161-182.
- [26] SIMS C A. Macroeconomics and reality[J]. Econometrica, 1980, 48(1):1-48.
- [27] STOCK J H. A comparison of linear and nonlinear univariate models for forecasting macroeconomic time-series[J]. Cointegration, Causality and Forecasting: A Festschrift in Honour of Clive WJ Granger, 1999:1-44.
- [28] KOOP G, PESARAN M H, POTTER S M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models[J]. Journal of Econometrics, 1996, 74(1):119-147.
- [29] POTTER S M. Nonlinear impulse response functions[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2000, 24(10):1425-1446.
- [30] ING C K. Multistep prediction in autoregressive processes[J]. Econometric Theory, 2003, 19(2):254-279.
- [31] HURVICH C M, TSAI C L. A corrected Akaike information criterion for vector autoregressive model selection[J]. Journal of Time Series Analysis, 1993, 14(3):271-279.
- [32] 刘金全,郭慧萍.宏观调控跨周期设计的机理、特征与实施方式[J].广东社会科学,2022(5):5-13,286.

