

财政货币政策对不同周期成分的经济效应差异研究

——频域分解和反事实分析视角¹

林建浩² 邱韵³ 陈良源⁴

摘要 财政政策和货币政策作为主要的宏观调控手段,需要针对宏观经济的不同周期成分进行精准施策。与发达经济体以经济周期波动(business cycle fluctuation)为主不同,中国的宏观经济是相对低频的中长周期波动(medium-term and long-term cycle fluctuation)占主导。本文基于历史数据进行反事实分析和频谱方差分解,考察财政和货币政策对宏观经济不同周期成分的异质性影响。研究发现:对于产出而言,财政政策冲击和货币政策冲击均对经济周期成分变动具有一定的贡献度,除此之外,货币政策冲击对更为低频的中长周期成分和长期趋势成分变动具有较高贡献度;对于通胀而言,货币政策冲击对不同周期成分均具有高贡献度,而财政政策冲击的贡献度相对较弱。本文研究结论表明科学识别宏观经济波动不同周期成分的重要性,以及讨论财政和货币政策的协调配合必须考虑不同周期成分的差异。

关键词 宏观经济波动;周期分解;中长周期;财政政策;货币政策

0 引言

作为一个转型和新兴经济体,中国宏观经济具有自身的波动特征,尤其是新常态以来面临着新情况与新变化。一方面,中国经济的潜在增速呈现持续下降,由2010年的10.3%下降至2019年的6.5%(陈彦斌和陈伟泽,2021)。另一方面,在新冠疫情暴发以前,诸多文献指出中国宏观经济短期波动趋于微波化(林建浩和王美今,2013;刘金全和解瑶姝,2016;陈磊等,2018)。这些变化似乎

¹ 作者感谢国家社会科学基金重点项目“‘三重压力’下‘双支柱’调控的政策效应评估与优化研究”(22AZD121)的资助。

² 林建浩,中山大学岭南学院教授,E-mail:linjh3@mail.sysu.edu.cn。

³ 邱韵,中山大学岭南学院博士研究生,E-mail:qiuy69@mail2.sysu.edu.cn。

⁴ 陈良源(通信作者),中山大学国际金融学院博士后,E-mail:chenlyuan@mail.sysu.edu.cn。

表明中国宏观经济治理的重点在于长期增长,而非短期波动。然而,已有文献对中国宏观经济波动的典型事实刻画,大多基于传统方法,如对经济变量进行 HP 滤波(Hodrick-Prescott filter)提取其周期项作为宏观经济波动的测量指标,或利用 BP 滤波(Band-Pass filter)等带通方法提取经济变量中周期长度为 6~32 季度成分作为经济周期波动,这些做法本质上是将宏观经济波动(macroeconomic fluctuation)等同于经济周期波动(business cycle fluctuations),忽视了宏观经济波动中的其他频域成分尤其是中长周期波动(medium cycle fluctuations)^①。经济周期波动只是宏观经济波动的一个子集(Hall, 2005),无法代表宏观经济波动的全貌,许多重要的信息都隐藏在经济变量的频域特征上(Ahmed et al., 2004)。因此,宏观经济除了经济周期成分之外,中长周期成分也可能起着关键作用,有必要比较不同频域成分的相对重要性并区分其异质性。

从经济变量频域分解视角出发,考察财政政策和货币政策对经济周期成分、中长周期成分以及长期趋势成分的解释力和贡献度,有助于为完善政策跨周期设计提供参考。2020 年 7 月,中共中央政治局首次提出跨周期设计,要求“完善宏观调控跨周期设计和调节,实现稳增长和防风险长期均衡”。“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要也明确提出,搞好跨周期政策设计,提高逆周期调节能力。财政政策和货币政策是宏观调控的主要手段,也是跨周期调节的关键构成。就财政政策而言,财政部在贯彻落实“十四五”规划纲要,加快建立现代财税体制有关情况的发布会上表明,要加强中期财政规划管理,完善跨年度预算平衡机制,实现跨周期调节。就货币政策而言,自 2020 年第二季度起的连续 9 个季度《货币政策执行报告》均强调实施“货币政策跨周期调节”,并且提及次数逐渐升高,在 2021 年第四季度的《货币政策执行报告》中被提及 15 次。跨周期调节是基于传统政策思路提出的新理念,强调要统筹短期经济波动与中长期经济增长,既要看到经济的“形”,即短期的波动,也要看到经济的“势”,即结构性力量所决定的中长期趋势(陈彦斌, 2021; 张晓晶, 2021)。

有鉴于此,本文先通过谱密度和小波分解识别中国经济的周期特征,发现不同于发达经济体,中国经济波动很大一部分是由低频的中长周期成分所主导的,并且不同频域成分的时变特征也存在明显差异。其次,本文在 SVAR 模型的框架下,基于反事实分析和频谱方差分解发现财政和货币政策对产出和通胀不同频域成分变动的差异化影响。具体而言,在产出方面,财政政策所解释的序列变动幅度小且波动剧烈,具有明显的高频特征,对经济周期成分具有高贡献度。而货币政策所解释的序列变动幅度大且波动缓慢,相对而言具有一定的

^①需要明确的是,本文讨论的经济波动实际上指的是产出的一阶矩变化(fluctuation),而非产出的二阶矩波动(volatility)。

低频特征,除了与经济周期成分相关,还对更为低频的中长周期成分和长期趋势成分具有贡献度;在通胀方面,货币政策对经济周期成分、中长周期成分和长期趋势成分均具有高贡献度,而财政政策的贡献度相对较弱。综上所述,货币政策能够“跨越”经济周期之外影响宏观经济,而财政政策更多的是在经济周期内发挥作用。因此在未来实践中需要提高财政政策调控中长周期成分的能力,完善盯住短期变动与中长期增长的货币政策设计,同时注重财政和货币政策应对宏观经济不同频域周期成分的协调配合水平。

与已有研究相比,本文的边际贡献主要体现在三个方面:第一,通过谱密度和小波分解识别中国经济的周期特征,有助于完善对中国经济波动特征的认知,即不同频域成分之间存在异质性,且以低频的中长周期成分占主导。第二,在现有关注时域分析的研究基础上,本文区分了政策对宏观经济不同周期成分变动的解释力和贡献度,强调政策评估不能只局限于传统的经济周期频域,应该同时关注中长周期成分的变动。第三,跨周期调节是党中央基于中国实践提出的理念创新,对其进行科学评估有助于落实这一重大部署,然而现有实证研究范式仍然不足,而本文在结构向量自回归(SVAR)模型的框架下运用频域分析的相关方法提供了可能的实证研究思路,为财政政策和货币政策进行跨周期设计提供了辅助参考。

下文安排如下:第1部分是文献综述;第2部分刻画宏观经济波动的频域特征,识别中国宏观经济的经济周期成分、中长周期成分和长期趋势成分;第3部分介绍数据来源、模型设定和模型估计;第4部分利用反事实分析和频谱方差分解的方法,探究财政政策和货币政策对不同频域成分的解释力和贡献度;第5部分为实证设定的稳健性检验;第6部分总结本文的结论并给出相应的政策建议。

1 文献综述

本文从频域角度探究财政政策和货币政策对于经济变量不同周期成分变动的解释力和贡献度方面的异质性,为完善跨周期设计提供辅助参考,这一研究与四支文献紧密相关。第一,为刻画中国经济周期特征以及频域异质性,涉及经济指标频域分析的相关研究。第二,财政政策和货币政策作为宏观调控的两大支柱,两类政策的宏观经济效应已被广泛讨论。第三,厘清影响低频经济波动的因素能够辅助理解中长周期成分占主导的现实特征。第四,总结当前有关跨周期调节的讨论有助于厘清本文的实证结论与跨周期调节之间的联系,为完善跨周期设计提供参考。

1.1 宏观经济的频域分析

首先,在宏观经济频域分析方面,通过谱密度估计刻画经济变量频域特征的文献已有很多。Strohsal et al. (2019) 基于美国和英国 1985Q1—2013Q4 的信贷比率数据谱密度分析发现,各自谱密度峰值分别对应 13.9 年和 17.8 年长度的周期;基于德国 1990Q2—2013Q4 的信贷比率数据发现谱密度峰值对应 45.4 年长度的周期,验证了较长金融周期的存在性与重要性。类似地,林建浩等 (2017) 利用 2001Q1—2015Q3 的 GDP 增长率数据进行谱密度分析,发现谱密度的最大峰值出现在 10 年左右周期长度对应的频域处。

除此之外,随着经济指标的频域特征被学界广泛关注,大量文献从频域分析的视角探究经济波动的驱动因素 (Temin, 2002; Comin and Gertler, 2006; Eichengreen, 2008; 刘树成等, 2005)。近期研究中,Correa-López and de Blas (2021) 研究了美国经济的中频波动成分与欧洲国家中频波动成分之间存在明显的溢出关系,这主要是因为美国大型公司推动了欧洲中长期的产出增长。徐曼和邓创 (2020) 基于小波变换方法,探究了金融周期的波动特征以及不同频率波动成分的叠加机理,实证检验了不同频域下金融周期与经济周期之间的动态交互影响。

对宏观经济变量进行频域分析并讨论政策效果的研究与本文联系最为紧密。Onatski and Williams (2003) 发现当决策者关注不同频域的不确定性时,政策效果将显著不同。Rossi and Zubairy (2011) 发现货币政策冲击和财政政策冲击分别对经济短周期波动和中周期波动起主导作用。Brock et al. (2013) 从频域的角度探讨了不同频域波动对政策制定的约束作用,发现政策在减小了经济变量某些频域下方差的同时将导致其他频域下方差的增加,从而产生政策权衡。林建浩等 (2017) 通过谱分析、小波分析和 SVAR 模型考察实际干预工具和央行信息沟通在不同频域的政策效果,发现了央行沟通在低频和经济周期频域具有良好调控效果。Aguiar-Conraria et al. (2018) 在泰勒规则框架内从频域的视角评估美国货币政策的作用,发现在“大缓和”时期,政策重点从短周期逐渐转向中周期,在“大衰退”时期,政策关注更短的周期。由此可见,围绕经济波动进行频域分析有助于更好地评估政策在不同周期成分的调控效果,有利于完善跨周期设计。

1.2 财政政策和货币政策与经济波动

学界对于财政政策和货币政策在经济波动中的作用关注已久,大量研究

发现了财政政策和货币政策是经济波动形成的重要因素。第一, 针对财政政策, 普遍认为财政政策冲击是经济波动的来源之一。饶晓辉和刘方(2014)通过构建动态一般均衡模型, 发现政府生产性支出冲击时产出波动的重要影响因素, 能解释 23% 的总产出波动。黄贇琳和朱保华(2015)通过构建财政税收的真实经济周期(RBC)模型, 发现政府支出冲击加剧中国实体经济波动。第二, 针对货币政策, 祝梓翔等(2020)应用均值波动率 SVAR 模型, 发现正向货币政策冲击降低了产出和通货膨胀的波动率。Baumeister and Hamilton(2018)在一个三变量的 SVAR 模型下, 验证了货币政策冲击在“大缓和”时期对美国的产出和通货膨胀的影响相对较小。第三, 对于财政政策和货币政策对经济波动影响的异质性。王彬(2010)在新凯恩斯主义框架下, 证实了财政支出能够解释一部分的产出、资本存量等波动, 而货币政策冲击解释一部分产出波动和大部分通货膨胀等波动。Davig and Leeper(2011)借助一般均衡模型研究发现, 主动型货币政策与被动型财政政策的政策组合引发的经济波动最小, 而主动财政政策与被动货币政策的搭配易导致较大波动。庄芳等(2014)基于协整向量自回归模型发现不同政策组合产生了非常显著的互补效应, 财政政策冲击更多地解释产出的中期波动, 而货币政策冲击更多地解释短期波动。

1.3 影响低频经济波动的因素研究

经济低频波动作为本文的研究对象之一, 有必要梳理文献关于除政策以外其他影响低频经济波动因素的探讨。已有文献主要从技术进步所主导的供给因素以及需求冲击长期化讨论对经济低频波动的影响。文献关于经济波动低频成分的影响因素最早来自于由尼古拉·康德拉季耶夫在 1925 年提出的经济长波理论, 其认为长波主要是固定资本产品更新换代引起的。而后, 熊彼特提出了以创新理论为基础的长波理论, 认为技术进步是经济长波形成的因素。陈漓高和齐俊妍(2004)对美国的经济波动和技术进步状况进行分析, 说明技术进步的周期性变化导致了经济长波形成; Comin and Gertler(2006)在实际经济周期模型(real business cycle)中将全要素生产率内生化的, 并引入技术研发部门, 从而更好地拟合了美国的中周期(medium-term cycle), 即产出 2~200 个季度的周期成分; 骆桢(2021)指出大规模的技术创新在初期引起经济加速增长, 而在技术扩散末期经济增长会下滑甚至出现危机和萧条, 这一过程形成了经济增长的长波。

除此以外, 少数文献也关注到技术进步以外的其他因素对经济低频波动的贡献度。Groth and Madsen(2016)发现将实际工资设定为缓慢调整能够更好地解释 8~40 年的中低频经济波动。Comin et al. (2014)在一个两国动态随机一

般均衡(DSGE)模型中发现,发达经济体的技术进步对发展中经济体的影响是持久的,会导致发展中经济体低于经济周期频域的波动。

相对来说,对于针对中国经济低频波动影响因素的探讨较少。刘金全和张颖(2009)主要关注需求和供给因素在经济长波形成中的作用,发现改革开放至20世纪初中国经济增长形成了30年的长波轨迹,并指出中国经济长波的初始阶段是从1978年开始的“总供给单因素驱动”阶段,而进入1997年中国经济开始陆续出现总需求不足的现象,进入“总需求单因素驱动”的长波阶段。

1.4 跨周期调节的相关研究

由于跨周期调节提出的时间较短,目前学界对跨周期调节有效性的量化研究较少,更多的是探讨其未来的政策设计与思路。梳理现有关于跨周期调节的解读与重要观点,尤其是围绕经济周期与中长期问题的探讨,有助于阐述本文实证结论与跨周期调节的联系。刘金全和郭惠萍(2022)指出跨周期调控注重中长期目标,并进行趋势性和中长时期的调控。陈彦斌(2021)指出跨周期调节能够更好地统筹短期经济波动与中长期经济增长。张晓晶(2021)指出跨周期调节不能囿于一个周期内的起伏,要“穿越”(跨越)经济周期,既看到经济的短期波动,也要看到经济的中长期趋势。由此可见,跨周期调节要求宏观调控要同时关注短期和中长期的经济问题,因此讨论政策对经济周期和中长周期的贡献度是理解跨周期调节的基础,便于为完善政策的跨周期设计提供参考。

综上所述,现有关于财政政策、货币政策与宏观经济波动之间的关系研究,主要关注的是时域层面政策的宏观经济效应,研究框架通常是考察经济政策如何导致或平抑短期的经济周期波动,而忽视了主要宏观变量中长期成分受政策的影响情况。因此,本文创新性地从频域视角探讨财政政策和货币政策对宏观经济不同周期成分的异质性影响。首先,构造包含政府支出同比增速、GDP(人均国内生产总值)同比增速、通货膨胀和货币供应量M2同比增速的SVAR模型,并识别出财政政策和货币政策冲击。其次,进行反事实分析,考察两种政策所解释的产出序列频域特征,并通过频谱方差分解量化政策对不同周期成分的贡献度。

2 中国宏观经济波动的频域经验事实分析

为科学评估政策对经济变量不同频域成分变动的解释力和贡献度,本文采用谱分析和小波分解这两种常用的频域分析方法,刻画不同频域成分对于中国

宏观经济运行的相对贡献以及不同频域范围内产出和通胀的波动特征。

2.1 低频的中长周期成分具有重要性

为了得到时间序列的频域信息,需要将其变换到频域内,以此反映时间序列波动频率和波动幅度之间的关系。首先,通过谱密度来反应频域信息。谱密度的估计值代表着该频域细节成分对于总体方差的相对贡献,谱密度估计值越大,对应频率成分的振幅越大,重要性越高。具体而言,根据 King and Watson (1996),平稳时间序列 y_t 可以分解为各种频域成分的积分

$$y_t = \int_0^\pi y_t(\omega) d\omega = \int_0^\pi [a(\omega) \cos(\omega t) + b(\omega) \sin(\omega t)] d\omega \quad (1)$$

其中, $a(\omega)$ 和 $b(\omega)$ 是不相关的随机变量,均值为 0,方差均为 $2g(\omega)$,定义 $g(\omega)$ 是 y_t 在频率 ω 处的谱密度。另外,值得注意的是上述谱密度的计算过程仅是要求时间序列平稳,并不限定样本期的长度。

基于此,本文对 1979 年第一季度至 2022 年第四季度的实际 GDP 同比增速和 1985 年第一季度至 2022 年第四季度的通货膨胀进行谱密度估计。其中,1992Q1—2022Q4 的 GDP 同比增速和 1985Q1—2022Q4 的通货膨胀数据来自 Chang et al. (2016) 在美联储官方网站上的公开数据。该数据库能够提供月度频率且消除了价格因素的同比序列,被学术研究公认为处理中国数据的标杆,并被 Felipe and Lanza (2020)、Han et al. (2020)、郭长林等 (2022) 等研究广泛应用。1992 年之前的季度数据则是参考 Abeyasinghe and Rajaguru (2004) 的方法进行插值补充,这一方法也被大量文献采用 (林建浩和王美今,2013;吴吉林和张二华,2015)。此外,为消除新冠疫情冲击的基期效应,本文对 2021 第一季度和 2021 第二季度分别与去年同期取两年平均修正对应时期的 GDP 同比增速^①。图 1 分别展示了实际 GDP 同比增速和通货膨胀的谱密度估计结果,其中频率 ω 与周期长度 p 的关系为 $\omega = 2\pi/p$ 。对于 GDP 同比增速而言,谱密度 2 个最大峰出现对应 $\omega = 0.06$ 和 $\omega = 0.145$ 处,这相当于 26 年和 11 年左右的周期长度,落在了发达经济体的经济周期频域 (6~32 个季度的周期成分) 之外,这说明中国宏观经济的低频波动是不容忽视的,即中长周期成分甚至是长期趋势成分更具有重要性。这一结果与早期研究中国宏观经济波动的文献结论基本一致 (Laurenceson and Rodgers, 2010; 林建浩等, 2017), 稍有不同的是本文最大峰值对应的周期长度略大于已有文献中的结果,这可能是由于本文样本跨度覆盖了 2012 年以来的新常态时期,中国经济进入低波动增长阶段。与此同时,其他两

^① 陈彦斌等 (2022)、刘元春 (2022) 均提及 2021 年和 2020 年“两年平均增速”的概念。

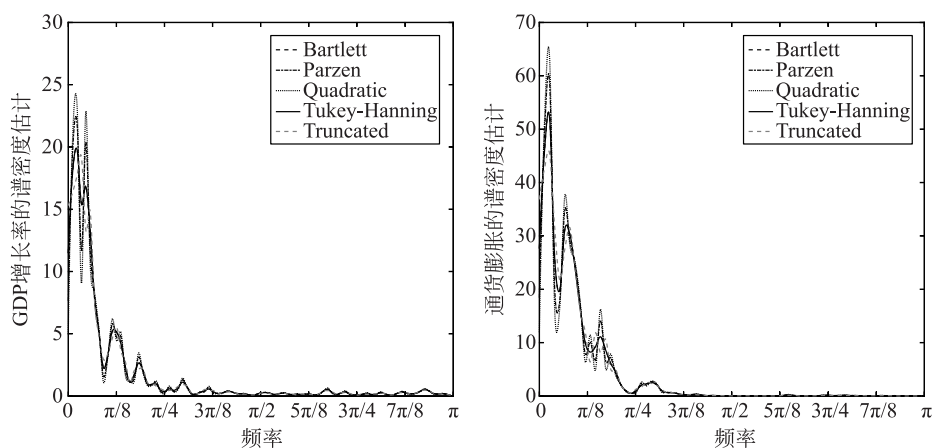


图 1 宏观经济变量谱密度估计结果

注: 图为 1979 年第一季度至 2022 年第四季度的 GDP 增速和 1985 年第一季度至 2022 年第四季度的通货膨胀的谱密度估计结果, 左图对应 GDP 增速, 右图对应通货膨胀。图中不同曲线为采用不同类型的核函数所得到的结果。

个较为明显的波峰出现在 $\omega=0.38$ 和 $\omega=0.57$ 左右, 这相当于 16 个季度和 11 个季度左右的周期长度, 这则是在传统的经济周期频域内。

上述结果表明中国宏观经济具有与发达经济体不同的波动特征, 中国宏观经济主要是低频的中长周期成分所主导的。King and Watson (1996) 的结果显示, 美国的产出增长率的谱密度在 30 季度左右达到峰值, 在低频和高频处均有所下降。Levy and Dezhbakhsh (2003) 对 58 个国家的产出增长率进行频谱分析, 发现对于大多数经合组织国家来说, 峰值集中在经济周期频段。

右图为通货膨胀的谱分析结果, 与 GDP 增速的结果相类似, 通货膨胀的中长周期成分占主导地位, 并且上述结果在不同的核函数下较为稳健。整体而言, 中国宏观经济的低频中长周期成分的重要性更强, 在宏观调控的过程中应当予以重视。

2.2 经济波动的不同周期成分存在异质性

谱分析结果表明, 中国宏观经济低频的中长周期成分更为重要。本文进一步采用小波分解分离出不同周期成分, 同时体现时间序列的频域和时域特征, 而 Yogo (2008) 等国外利用小波分析对经济周期的研究集中于 4~32 个季度的经济周期频域, 难以刻画中国的波动特征。因此, 本文参考 Gallegati and Gallegati (2007)、Crowley and Hallett (2014), 对小波分析做出相应调整, 采用 5 层小波分解的方法识别出更为细致的不同频域波动成分, 刻画中国 GDP 增速

不同周期成分之间的波动异质性^①。识别结果如图 2 所示,由上至下分别是 4~32 个季度的经济周期成分、32~64 个季度的中长周期成分、大于 64 个季度的长期趋势成分。基于此,本文发现在相同时期、不同频域的周期成分的变化情况有所不同,体现在以下典型事实:

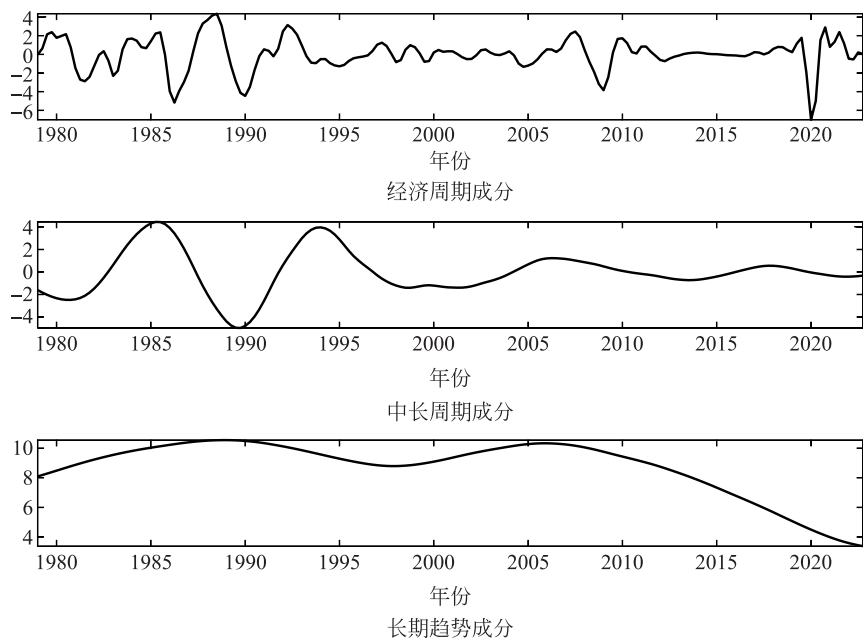


图 2 小波分解的细节成分

注:图为利用小波分解方法对 1979 年第一季度至 2022 年第四季度 GDP 同比增速进行小波分解得到的结果,由下至上分别为 4~32 个季度的经济周期成分、32~64 个季度的中长周期成分、大于 64 个季度的长期趋势成分。

第一,2008 年金融危机时期,中国宏观经济波动主要来自经济周期成分。同时,中长周期成分呈现出明显的下滑,并且持续到金融危机之后的时期,这表明中国经济增速换挡可能是中长期的趋势性下降问题。

第二,虽然 2013 年后的一段时间中国宏观经济存在明显下降趋势,主要表现为 GDP 的经济周期成分呈现出变化幅度缩小、频率降低的“微波化”现象。具体而言,中国经济因 2006—2007 年经济过热结束了第一轮经济“大稳健”阶段(林建浩和王美今,2013),并自 2012 年以来推出的各类微刺激政策发挥了稳定经济波动的作用,于 2014 年开始迎来第二轮经济“大稳健”(刘金全和周欣,2022)。但在不同频域之间仍然存在差异,经济周期成分从 2013 年之前的大幅

^① 对于小波分解层数的选择,Crowley(2007)说明了样本期长度 N 与可以使用的最大小波分解层数 J 之间的关系为 $N \geq 2^J$,即对于本文 176 个季度的样本期可以使用 7 层及 7 层以下的小波分解方法。

波动逐渐趋于“微波化”的平稳波动,而中长周期成分的波动幅度略大于经济周期成分,长期趋势成分也从 2013 年的 8.32% 变化到 2017 年的 5.82%, 下降较快且幅度较大。

第三,2018 年以后,中国经济经历了一系列外部冲击,经济周期成分的变化幅度增大,频率提高,波动更加剧烈。中国宏观经济形势分析与展望课题组等(2022)表明 2018 年中美贸易摩擦之后,我国经济经历了密集而剧烈的多重外部冲击。这说明外部冲击具有短期突发性,表现为高频的经济周期成分的剧烈波动。尤其是 2020 年新冠疫情冲击巨大、变化迅速、传播广泛,使得各行各业的经济活动发生骤降,造成经济短期的巨大波动。这与 2008 年全球金融危机的冲击下的表现有所不同,金融危机冲击主要通过金融系统传导至实体经济,通过股价下跌、资本外逃、出口受阻、失业下降等传导链条造成了经济的衰退,存在一个循序渐进的过程,并非短期突发事件,从而导致了经济周期频域之外的中长周期成分下跌。因此,外部冲击对经济波动不同频域成分的影响是存在异质性的,宏观经济政策应该区别应对不同频域的周期波动。

综上所述,考察中国宏观经济波动相关问题不能仅围绕经济周期频域内的波动展开研究,需从多个频域成分了解宏观经济的转变。尤其是产出波动低频的中长周期成分和长期趋势成分对于理解中国宏观经济波动特征具有重要意义,然而逆周期调节却忽视了对宏观经济变量中长周期变动及趋势性变化的管理。陈小亮等(2022)指出,过去的逆周期调节存在局限性,不利于长期经济平稳运行。同时,刘伟(2016)指出 2010 年中国已经进入“反危机成本的消化期”,2008 年下半年全面反危机的逆周期刺激政策形成较为严重的代价,比如强力扩张带来的产能过剩等问题需要逐渐消化。由此可见,尽管短期的经济周期波动需要应对,但中长周期波动以及长期趋势性变化仍然不容忽视,并且当前我国经济或处于经济周期转折点,宏观调控更应该考虑未来的中长期发展路径,考察财政货币政策对中长周期成分和长期趋势成分的影响具有必要性。

3 模型设定与数据说明

建立在不同频域信息有助于理解中国宏观经济运行特征的基础上,本文进一步探究财政政策和货币政策对不同频域成分的解释或影响能力,参考 Rossi and Zubairy(2011)等研究构建了财政政策、GDP 增速、通货膨胀和货币政策四变量 SVAR 模型进行实证分析,具体模型设定和数据说明如下。

3.1 计量模型设定

财政政策和货币政策会同时影响实体经济,并且存在协同作用,同时 Rossi

and Zubairy (2011) 指出,如果未能同时将财政和货币政策变量纳入模型,可能会将宏观经济变动归因于错误的来源。因此在本文构建的 SVAR 模型中,将同时包括财政政策和货币政策。此外,2020 年新冠疫情时期 GDP 同比增速出现异常波动,这需要调整传统 SVAR 模型的设定及估计方法 (Lenza and Primiceri, 2022)。考虑到 Lenza and Primiceri (2022) 表明,其针对新冠疫情期间极端观察值而提出的对 SVAR 模型的特殊处理方法对数据的拟合效果更好。因此,本文参考这一方法,构建包含 k 个变量、滞后阶数为 p 的 SVAR 模型,设定如下^①:

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{C} + \sum_{l=1}^p \mathbf{A}_l \mathbf{Z}_{t-l} + s_t \mathbf{u}_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

其中, $\mathbf{Z}_t$ 包括实际政府支出同比增速 GOV_t 、实际 GDP 同比增速 GDP_t 、通货膨胀变量 INF_t 和货币供给 M2 同比增速 $M2_t$ 四个变量,即 $k=4$, $\mathbf{A}_l$ 是 $k \times k$ 的自回归系数矩阵, $\mathbf{C}$ 是常数项向量, $\mathbf{u}_t$ 是残差向量,且有 $\mathbf{u}_t \sim N(0, \Sigma)$ 。综合 AIC 和 BIC 准则,并参考以往研究选取滞后阶数 $p=4$ 。不同于传统 SVAR 模型,本文引入缩放因子 s_t 刻画新冠疫情期间残差协方差矩阵的变化,从而体现疫情冲击导致数据样本的异方差影响。具体而言,在疫情开始之前 s_t 取值为 1,即 $s_t = 1, t < t^*$ 。对于疫情开始时间 t^* 及后续方差演变情况,分别对前三个季度的方程取三个大于 1 的值对设定,并以此假定之后方差以 ρ 的速率衰减,即 $s_{t^*} = \bar{s}_0, s_{t^*+1} = \bar{s}_1, s_{t^*+2} = \bar{s}_2$ 和 $s_{t^*+j} = 1 + (\bar{s}_2 - 1)\rho^{j-2}, j = 3, 4, \dots, T - t^* - 1$ 。这种参数设定能识别出疫情冲击后前三个季度方差的突变以及经济波动缓慢恢复的过程。根据新冠疫情对中国宏观经济的影响,设定 $t^* = 2020\text{Q1}$ 。

3.2 模型的估计与冲击识别

公式 (2) 可以变换为

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + s_t \mathbf{u}_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

其中, $\mathbf{X}_t = \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{z}'_t, \mathbf{z}_t = [1, \mathbf{Z}'_{t-1}, \dots, \mathbf{Z}'_{t-p}]'$, $\boldsymbol{\beta} = \text{vev}([C, \mathbf{A}_1, \dots, \mathbf{A}_p]')$ 。假设 s_t 已知, 公式 (3) 可以变换为

$$\tilde{\mathbf{Z}}_t = \tilde{\mathbf{X}}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

其中, $\tilde{\mathbf{Z}}_t = \mathbf{Z}_t / s_t, \tilde{\mathbf{X}}_t = \mathbf{X}_t / s_t$ 。参考 Lenza and Primiceri (2022) 提出的估计方法,本文采用贝叶斯方法估计 $\boldsymbol{\beta}$ 和 Σ 等参数, Σ 服从逆威沙特分布 (Inverse Wishart distribution) $\text{IW}(\Psi, d)$, $\boldsymbol{\beta}$ 的条件分布服从正态分布 $N(b, \Sigma \otimes \Omega)$, 其中 Ψ, d, b, Ω 均是超参数 γ 的函数。对于 $\bar{s}_0, \bar{s}_1, \bar{s}_2$ 的先验设定为 Pareto 分布, ρ 的先验设定为 Beta 分布。其他具体的估计步骤及实现方法参考 Lenza and Primiceri (2022) 技术附录。此外,估计过程中的抽样次数为 10000 次,前 50% 作为预烧 (burn-in) 抽样,最终得

① 感谢匿名审稿专家提出的方法建议及参考文献。

到 5000 次抽样估计结果。

对于结构冲击的识别,本文采用 Cholesky 分解的方法识别财政政策和货币政策冲击。具体来说,结构冲击 ε_t 可以表示为 $\varepsilon_t = A_0 u_t$, 通过 Cholesky 分解将 A_0 识别为下三角矩阵,即 $\Sigma = A_0^{-1} A_0^{-1'}$, 其中财政政策冲击和货币政策冲击分别为 ε_t 的第一列和最后一列。Cholesky 分解的结构冲击识别方法依赖于内生变量的排序。本文参考已有文献设定排序为 $Z_t = [\text{GOV}_t, \text{GDP}_t, \text{INF}_t, M_{2t}]'$ 。首先,与 Blanchard and Perotti (2002)、李戎和刘力菲 (2021) 和郭长林等 (2022) 研究一致,将政府支出变量放在第一位,意味着财政政策能够立刻对同期的产出和通胀水平产生影响,这也符合中国实践特征。其次,考虑到货币政策是对同期的经济变化做出反应,并且其政策效果存在传导的时滞性,因此按照产出、通货膨胀和货币政策变量进行排序。这也是识别货币政策冲击的经典设定,与庄芳等 (2014)、陈浪南和田磊 (2015) 等文献一致。除此之外,本文也通过符号约束识别的方法验证了使用 Cholesky 分解识别政策冲击的稳健性,结论依然成立。

3.3 数据预处理

本文选择上述四个变量的同比增速进入 VAR 模型。具体而言,对于财政政策,考虑到政府部门在做出财政政策决策时不会受到财政收入的约束 (田磊和杨子晖, 2019), 因此本文选择实际财政支出同比增速作为财政政策变量; 对于货币政策,考虑到我国以数量型货币政策为主,并以 M2 增速作为货币政策的中间目标 (Chen et al., 2018), 因此选择 M2 同比增速作为货币政策变量; 对于宏观经济变量,与多数研究一致,选择实际 GDP 同比增速和通货膨胀率。同时,在进一步分析之前对所用变量进行 ADF 单位根检验,结果显示所有变量在 5% 的显著性水平下均支持其平稳性。

鉴于本文的研究问题侧重于财政政策和货币政策对经济不同周期成分变动的解释力和贡献度,因此需要选择尽可能长的样本期,以便于识别周期性变化,选定样本区间为 1993 年第一季度至 2022 第四季度。由于 Chang et al. (2016) 利用严谨的统计技术对中国国家统计局公布的原始宏观经济序列做了较为完善的处理,因此政府支出、GDP、GDP 平减指数和 M2 对应的数据均来自 Chang et al. (2016) 在美联储官方网站上的公开数据,该数据也被国内学者广泛使用 (祝梓翔和邓翔, 2017; 鄢萍等, 2021; 杜群阳等, 2022), 并在国际学术期刊的中国问题研究中得到认可 (Chen et al., 2018; Chang et al., 2019)。

4 实证结果分析

本部分将基于 SVAR 模型进行反事实分析和频谱方差分解,考察财政政策冲

击和货币政策冲击对宏观经济不同频域成分的解释力和贡献度,从而分析两类政策对不同周期成分影响的有效性。

4.1 财政政策和货币政策所解释的经济反事实序列

根据已有文献,由某种政策冲击构造变量的反事实序列往往被理解为“政策冲击驱动的变动”或“政策冲击所导致的变动”,体现了政策的调控效应。例如,Coibion(2012)通过使用四种不同的货币政策冲击序列构造出“由外生货币政策冲击驱动的工业生产、失业和通胀的反事实序列”(counterfactual time series driven by shocks),并以此分析货币政策冲击对美国宏观经济的作用。Rossi and Zubairy(2011)和庄芳等(2014)分别在SVAR模型和协整向量自回归模型中,构造财政支出冲击发生时产出的反事实变动情况,称之为“财政支出冲击导致的产出波动”,以此反应政策的宏观经济效应。因此,本文参考Rossi and Zubairy(2011)和庄芳等(2014),在SVAR模型的框架下采用反事实分析方法,通过仅保留一种结构冲击,可以将仅由财政政策或货币政策冲击解释的GDP增速分解出来,分析货币政策和财政政策对解释宏观经济的重要性。

具体而言,根据公式(2)中 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{\text{GOV},t}, \varepsilon_{\text{GDP},t}, \varepsilon_{\text{INF},t}, \varepsilon_{M_2,t})$,在估计模型中设定 $\{\varepsilon_{\text{INF},t}\}_{t=1}^T = 0, \{\varepsilon_{\text{GDP},t}\}_{t=1}^T = 0, \{\varepsilon_{M_2,t}\}_{t=1}^T = 0$,分别利用5000次抽样得到的已估参数代入模型,得到5000次反事实序列结果,取其中位数,最终得到仅存在财政政策冲击时所形成的GDP增速反事实序列,称之为“财政政策所解释的产出反事实序列”,用符号 $\text{GDP}_{\text{gov},t}$ 表示,如图3中浅色实线所示;同理,设定 $\{\varepsilon_{\text{GDP},t}\}_{t=1}^T = 0, \{\varepsilon_{\text{INF},t}\}_{t=1}^T = 0, \{\varepsilon_{\text{GOV},t}\}_{t=1}^T = 0$,得到仅存在货币政策冲击时所形成的GDP增速反事实序列,称之为“货币政策所解释的产出反事实序列”,用符号 $\text{GDP}_{\text{mon},t}$ 表示,如图3中深色实线所示。此外,为了保证反事实GDP增速结果完全由政策冲击所解释,需要事先假定初始数据为0,由于模型滞后阶数为4,因此设定 $\{Z_t\}_{t=1}^4 = 0$ 。通过设定四项冲击全部存在,得到模型拟合的GDP增速,图3黑色实线对应的GDP增速的拟合值与灰色虚线的GDP增速的原始数值趋势基本吻合,表明模型设定和估计结果是可靠的^①。基于图3的反事实分析,可以得到以下发现。

第一,政策冲击解释的产出变动方向受到具体实践方向影响。例如,2001—2003年,尽管持续实施积极的财政政策,但受到先前亚洲金融危机以及“非典”等外部冲击的影响,加之企业效益不佳、市场疲软等内部原因,导致社会有效需求不足,经济增长低迷,虽然此时财政政策所解释的产出序列与积极财

^① 其中,样本前期的拟合值和实际值之间的差异主要是由于在反事实分析的过程中所设定的初始值为0所造成的。

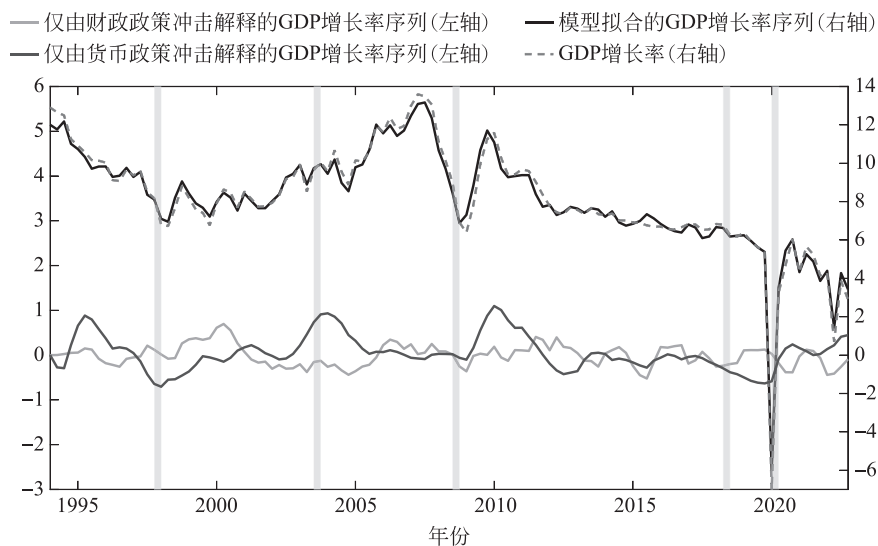


图3 反事实分析

注:图中黑色实线为使用基准SVAR模型得到的GDP增速的拟合值,深色实线和浅色实线分别为利用基准SVAR模型得到的仅有货币政策冲击和财政政策冲击的GDP增速的反事实序列,灰色虚线为GDP增速的原始数据;四条线的时间跨度均为1994年第一季度至2022年第四季度;阴影区域对应的事件依次为:亚洲金融危机、投资过热、美国次贷危机和四万亿经济刺激计划提出、中美贸易摩擦、新冠疫情暴发。

政政策方向一致,但是波动幅度较小,财政政策效果尚未完全体现;2008年下半年为应对美国金融危机对中国的负面冲击,中国央行连续降准降息实施了宽松的货币政策,货币供应量的增加带来了总需求的增加,进而从消费、投资等渠道促进了经济快速增长,即2009年起货币政策所解释的产出序列快速攀升,直到2010年宽松的货币政策退出。2020—2022年,为应对新冠疫情的负面影响,我国实行了积极的财政政策和灵活适度的货币政策,货币政策所解释的产出序列在整体上呈现出上升趋势,而财政政策所解释的产出序列表现为“下降—上升—下降—上升”,这也可以对应到财政政策实践。2021年,财政支出结构优化,突出直达资金的重点使用,保持必要的财政支出规模,财政支出冲击解释的产出路径上升;2022年下半年,为应对疫情反复对经济的负面影响,财政政策有所发力,财政政策所解释的产出路径有所上升。

第二,财政政策所解释的产出序列振幅小,但周期方向变换频率高,与之相反的是货币政策所解释的产出序列振幅大、周期方向变换频率低。具体而言,财政政策所解释的GDP增速序列的最大波峰为1.22,振幅为233.32%,货币政策所解释的GDP增速序列的最大波峰大小为1.80,振幅为255.34%^①。这表明

^① 振幅的计算方法为 $|(波动最高点对应数值 - 波动最低点对应数值) / 波动最低点对应数值| \times 100\%$ 。

财政政策所解释的产出序列比货币政策所解释的产出序列的振幅更小。事实上,财政政策往往会根据某些突发事件进行临时调整,政策传导过程中的环节少,表现出更强的针对性。陈创练和林玉婷(2019)也指出2008年后,政策制定当局打破了传统财政政策的执行惯性,表现出更强的主动性和灵活性。这也就使得其政策传导更直接且快速,财政政策所解释的产出序列方向变换会更为频繁,尤其在2008年之后。而货币政策主要通过金融体系层层传导最终作用于实体经济,尽管同样具备灵活性,但货币政策传导环节较多,并且存在体制机制性梗阻以及一定的时滞性(易纲,2021)。这使得相对而言财政政策所解释的经济序列更倾向于高频的小幅变动,货币政策所解释的经济序列更倾向于低频的大幅变动。除此之外,货币政策所解释的产出序列周期方向变换频率低则表明货币政策效应更具连续性和稳定性,这也正是跨周期调节的应有之义。

第三,从不同时间段来看,在2014—2019年之间,货币政策所解释的产出序列波动明显变弱。这可能是中国经济进入“新常态”,稳健的货币政策成为这一时期的主要基调,“不搞大水漫灌、不透支未来”使得货币政策以一种缓和、渐进的方式来熨平产出波动。这恰恰与跨周期调节中的“政策不做急转弯”的思路一致。事实上,虽然产出由低转高的速度过快能应对一时的不利冲击,但可能会加大金融风险与通胀风险(刘金全和解瑶姝,2016),这种缓和、渐进的政策方式更符合跨周期调节的要求。

第四,在大多数时间段内,两类政策所解释的GDP增速序列保持基本一致,但也可能会存在政策效果相互抵消的情况。比如,2005年前后,财政投入进一步加大,以促进社会各项事业发展。与此同时,货币政策保持稳健,注重加强预调和微调;2018年中美贸易摩擦时期,财政支出保持较高强度,对重点领域和关键环节的投入进一步加大^①。而在这两个时段内,货币政策始终保持稳健中性^②。因此,图3中财政政策所解释的GDP增速呈现出增长趋势,货币政策所解释的GDP增速路径有一定的下降趋势,二者的政策实施效果存在相反的情况。

4.2 政策所解释的反事实序列的频域特征

反事实分析发现财政政策所解释的产出具有短期高频波动特征,而货币政策所解释的产出具有中长期低频波动特征。本文将通过比较两类政策所解释的经济变量序列与经济变量本身不同周期成分之间的异同,体现两类政策宏观经济效应的频域异质性。结合前文的小波分解结果,截取1994Q1—2022Q4期

① 中国政府网:http://www.gov.cn/xinwen/2018-07/26/content_5309516.htm。

② 2018年各季度货币政策执行报告。

间 GDP 增速的经济周期成分 $GDP_{\text{经济周期}}$ (4~32 个季度)、中长周期成分 $GDP_{\text{中长周期}}$ (32~64 个季度)、长期趋势成分 $GDP_{\text{长期趋势}}$ (64 个季度以上) 为分析对象。图 4 呈现了两类政策所解释的产出序列和不同频域周期成分的关系。

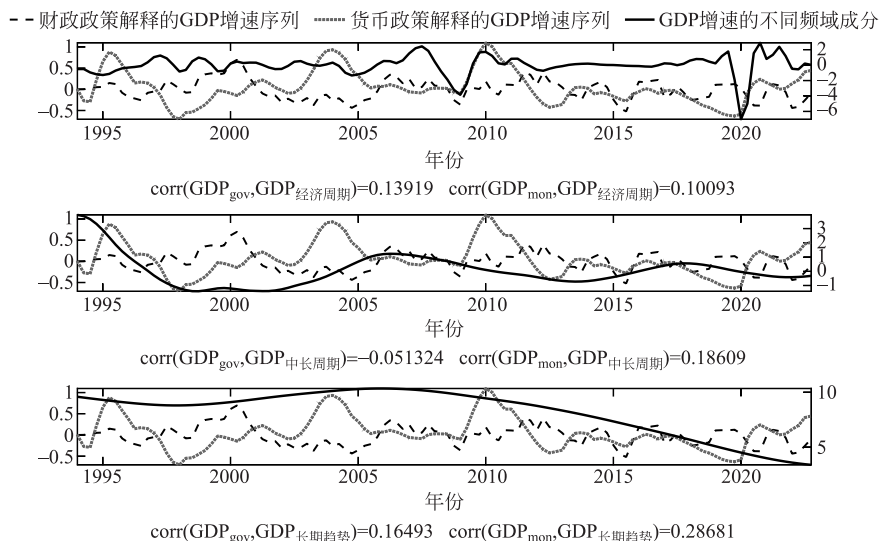


图 4 政策所解释的产出序列与 GDP 增速不同频域成分相关性分析

注: 图为 GDP 增速小波分解后的不同成分与两类政策所解释的 GDP 增速序列之间的比较, 从下至上图中的黑色实线分别为 GDP 增速的 64 个季度以上的长期趋势成分、32~64 个季度的中长周期成分、4~32 个季度的经济周期成分, 黑色虚线为财政政策的反事实分析结果, 即财政政策所解释的 GDP 增速序列, 灰色虚线为货币政策的反事实分析结果, 即货币政策所解释的 GDP 增速序列。每个子图上方展示了不同 GDP 增速序列之间的相关系数, GDP_{gov} 表示财政政策所解释的 GDP 增速波序列, GDP_{mon} 表示货币政策所解释的 GDP 增速序列, $GDP_{\text{经济周期}}$ 、 $GDP_{\text{中长周期}}$ 、 $GDP_{\text{长期趋势}}$ 表示由小波分解得到的 GDP 增速的不同成分。此外, 为了显示清晰, 每个子图采用了双坐标轴, 政策所解释的 GDP 增速序列对应左轴, GDP 的不同成分对应右轴。时间跨度均为 1994 年第一季度至 2022 年第四季度。

第一, 两类政策所解释的产出序列与传统的经济周期成分之间均具有一定的相关关系, 这也符合过去宏观调控政策以“逆周期调节”为主, 均比较关注短期经济波动的事实。具体而言, 财政政策所解释的产出与经济周期成分的相关系数为 0.14, 而货币政策冲击解释产出和经济周期成分相关系数为 0.10。特别地, 货币政策冲击解释产出和经济周期成分的正相关性主要来自 2009 年金融危机后时期和 2020 年新冠疫情时期, 对应时期二者的相关系数分别为 0.99 和 0.91, 这表明货币政策尤其在应对重大外部冲击方面起到了积极作用。正如黄宪和王旭东(2015)指出的我国央行对于数量型工具的使用较为慎重, 但在经济面临较大冲击时会提高使用数量型工具的频度和强度。

第二, 货币政策所解释的产出序列与中长周期成分具有相关性, 这也与“货币

政策所解释的产出序列具有中长期低频特征”的结论相符。这说明如果经济中仅存在货币政策冲击,宏观经济序列将与中长周期成分存在0.19的正相关关系。与财政政策冲击相比,产出的中长周期成分更倾向于被货币政策冲击所解释。

第三,财政政策所解释的产出序列和货币政策所解释的产出序列均与长期趋势成分具有一定的正相关性。当仅存在财政政策冲击或货币政策冲击时,“产出的反事实序列”也存在一定的趋势性下降。这也许表明面临着产出的区位下移,两大宏观调控政策的效应也随之匹配。关注到货币政策所解释的产出序列与长期趋势的高正相关性可能还是由于新常态时期所驱动的,在2015年至2019年之间二者的相关系数高达0.76。进入新常态后,产出出现趋势性下降,同时央行在“防范金融风险”“量价转型”的原则之下使用数量型政策工具进行“微调预调”,因此产出的长期趋势和货币政策所解释的产出成分表现出了一定的同步性。

两类政策所解释的通货膨胀序列与不同频域成分的对比结果如图5所示。

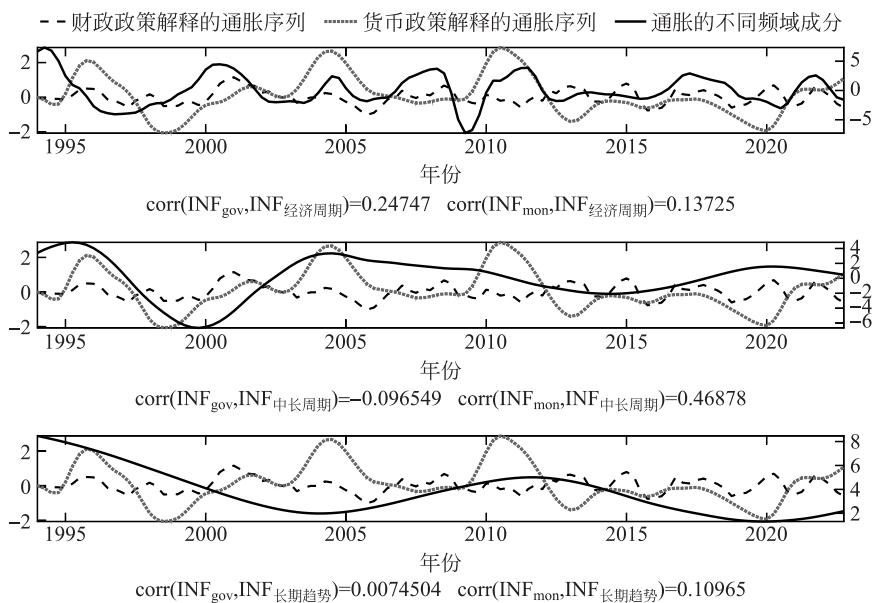


图5 政策所解释的通胀序列与通胀不同频域成分相关性分析

注:与图4类似,图为通货膨胀小波分解后的不同成分与两类政策所解释的通胀序列之间的比较,从下至上图中的黑色实线分别为通胀的大于64个季度的长期趋势、32~64个季度的中长周期成分、4~32个季度的经济周期成分,黑色虚线为财政政策的反事实分析结果,即财政政策所解释的通胀序列,灰色虚线为货币政策的反事实分析结果,即货币政策所解释通胀序列。每个子图上方展示了不同通胀序列之间的相关系数,INF_{gov}表示财政政策所解释的通胀序列,INF_{mon}表示货币政策所解释的通胀序列,INF_{经济周期}、INF_{中长周期}、INF_{长期趋势}表示由小波分解得到的通胀的不同成分。此外,为了显示清晰,每个子图采用了双坐标轴,政策所解释的通胀序列对应左轴,通胀的不同成分对应右轴。时间跨度均为1994年第一季度至2022年第四季度。

为保持一致性,这里也将通过小波分解得到的通胀的 4~32 个季度周期成分、32~64 个季度周期成分以及 64 个季度以上的成分命名为物价水平的经济周期成分、中长周期成分以及长期趋势成分。首先,与政策冲击下的产出序列情况类似,财政政策所解释的通胀序列变动幅度小、周期方向变换频率高,货币政策所解释的通胀序列变动幅度大、周期方向变换频率低。其次,财政政策所解释的通胀序列与通胀的经济周期成分最为相关,货币政策所解释的通胀序列与通胀的中长周期成分最为相关。

简而言之,本文发现对于产出而言,财政政策和货币政策冲击对于经济周期成分和长期趋势成分具有一定的解释力。此外,货币政策冲击对中长周期成分具有一定的解释力。对于通胀而言,货币政策和财政政策冲击对于通胀的经济周期成分均具有解释力,货币政策对通胀的中长周期成分和长期趋势成分具有解释力。

4.3 两类政策冲击对不同频域成分变动的贡献度

从前文分析来看,财政政策所解释的产出序列和通胀序列与两者的经济周期和中长周期成分的相关关系更强,但是财政政策所解释的经济序列变动幅度却小,而货币政策的表現恰好相反。因此,难以直接对比两类政策对不同频域波动的贡献度大小。而大量文献表明,方差分解的方法可以用于验证各类冲击对变量变动的贡献度(卞志村和杨源源,2016;伍戈和连飞,2016;祝梓翔和郭丽娟,2017)。谱方差分解在对原始数据的变动进行方差分解基础上加入频域分析,量化某个冲击对变量的不同频域成分变化的贡献度。它的优势在于能够识别出特定冲击在经济周期频域上的表现(Lovcha and Perez-Laborda, 2021)。Rossi and Zubairy(2011)在 SVAR 模型中通过频谱方差分解,探讨财政政策和货币政策冲击对产出、投资和消费等经济变量不同频域成分的贡献度。Baruník and Křehlík(2018)利用频谱方差分解刻画了金融机构相互间在不同频域的贡献度,从而测度了短期、中期和长期金融周期的紧密度。针对 DSGE 模型中研究的是对于经济周期成分的影响,Lovcha and Perez-Laborda(2021)基于频谱方差分解识别了经济周期频域下的技术冲击的影响,从而提高 SVAR 的实证性能。Faccini and Melosi(2022)在 DSGE 模型中在各个频域上考察不可预期冲击和消息冲击对失业率方差的贡献份额(the contribution of shocks to the variation in unemployment rates across various frequencies),发现消息冲击主要影响经济周期甚至是低于经济周期频域的周期成分。

鉴于上述研究思路,参考 Altig et al.(2005)的频谱方差分解方法,仅有第 j 个冲击时,变量 Y 在任意给定频率的谱密度可以表示为:

$$S_Y^j(e^{-i\omega}) = [I - A(e^{-i\omega})]^{-1} A_0^{-1} I_j A_0^{-1'} [I - A(e^{i\omega})']^{-1} \quad (5)$$

其中, j 表示关注的冲击, Y 为关注的产出和通胀响应变量, $A(\cdot)$ 表示向量自回归模型中的参数矩阵, A_0^{-1} 表示 SVAR 模型中识别冲击的结构矩阵, ω 为感兴趣的单个频率。定义在频域 ω 处由冲击 j 所带来的方差贡献度为 $\text{var}(j) = \text{diag}(S_Y^j(e^{-i\omega})) / \text{diag}(S_Y(e^{-i\omega}))$, 其中 $S_Y(e^{-i\omega})$ 为包含所有冲击时的谱密度。进一步地, 某一频域范围内的方差贡献度可以由单一频域的方差贡献度累加得到。因此, 分别基于 5000 次抽样得到的已估参数, 并根据上述原理计算出频谱贡献度, 再取 5000 个结果的中位数, 得到最终结果如表 1 所示, Panel A 和 Panel B 分别展示了财政政策和货币政策对产出和通胀不同频域成分的贡献度, 主要分析角度如下。

表 1 频谱方差分解 %

变量	经济周期	中长周期	长期趋势
Panel A: 财政政策冲击的贡献百分比			
GDP 增速	7.97	4.96	3.70
通胀	7.55	4.19	3.39
Panel B: 货币政策冲击的贡献百分比			
GDP 增速	7.63	8.21	8.18
通胀	12.99	22.66	24.10

注: 参考 Altig et al. (2005) 的方法计算的频谱方差分解结果, 数字大小代表了不同政策冲击对变量的经济周期频域(4~32 个季度)、中长周期频域(32~64 个季度)、长期趋势频域(64~200 个季度)的贡献百分比。

(1) 同一政策不同频域之间贡献度对比。首先, 财政政策仅对产出的经济周期成分变动上的贡献度较为突出, 达到 7.97%, 而对中长周期和长期趋势的贡献度不足, 即从频域异质性来看财政政策对产出的调控主要体现在经济周期频域上。其次, 货币政策在对产出的经济周期成分、中长周期成分和长期趋势成分变动上均有一定的贡献度, 频谱贡献度分别达到 7.63%、8.21%、8.18%, 也与前文相关系数结果相互印证。这表明货币政策可以对产出的任何频域变动产生一定的效应, 并且效应差别不大。另外, 货币政策对通胀的效应也与对产出的效应较为相似, 其对通胀的三个频域成分的贡献分别达到了 12.99%、22.66%、24.10%。

(2) 同一频域不同政策贡献度的对比。Panel A 与 Panel B 对比显示, 在对 GDP 增速的经济周期成分变动方面, 财政政策的贡献度更大, 而在对 GDP 增速的中长周期成分和长期趋势成分变动方面, 货币政策的贡献度更大。与图 4 相比, 相关系数仅仅体现了两个序列变化趋势的相关性, 表明政策所解释的经济序列与哪一频域成分更一致, 并没有考虑变动幅度。而由于不同政策所解释的序列变动幅度不同, 政策对经济变动的贡献度与其解释的经济变动幅度有关,

因此表 1 进一步补充了两类政策对 GDP 增速的不同周期成分变动的贡献度。

(3) 同一政策对不同变量贡献度对比。对比同一政策对 GDP 增速变动和通胀变动的作用,财政政策对各个频域的 GDP 增速变动的贡献度略大,货币政策对各个频域的通胀变动的贡献度更大。这与贾俊雪和郭庆旺(2012)中的结论相一致,其认为货币政策应以价格稳定为目标,财政政策应以产出稳定为目标。

不同于表 1 计算特定频域成分的贡献度,图 6 给出了连续情况的频谱方差分解的结果,进一步确定两类政策在各个频域成分上的调控效果差异。黑色实线代表货币政策对 GDP 增速不同频域成分的贡献度,虚线代表财政政策对 GDP 增速不同频域成分的贡献度。阴影区域由浅到深依次为经济周期频域(4~32 个季度)、中长周期频域(32~64 个季度)、长期趋势(64 个季度以上)范围。两条曲线交点对应 22.5 季度的周期频率处,这表明对于 22.5 个季度以上,货币政策的贡献度比财政政策的贡献度更大。从同一政策在不同频域上的贡献度差异来看,货币政策对长期趋势和中长周期成分的贡献度更大,且对不同长度周期成分的贡献度随着周期长度的增加而增加。而财政政策对经济周期成分的贡献度比对长期趋势和中长周期成分的贡献度更强。

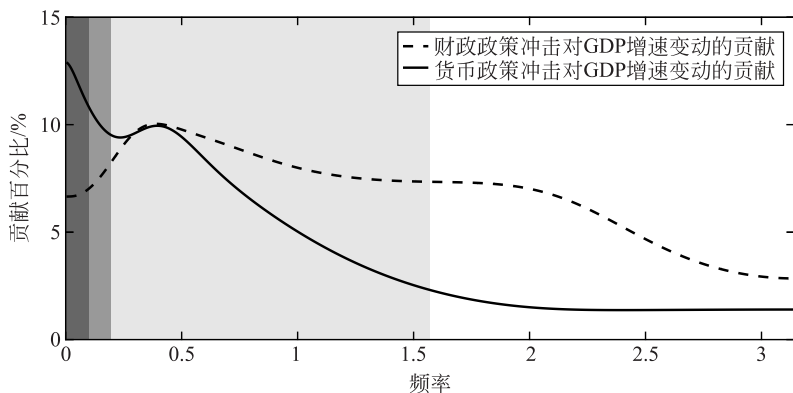


图 6 频谱方差分解

注:连续情形下的频谱方差分解结果,横坐标对应 GDP 增速的频率,频率越高对应的周期长度越短,纵坐标为冲击的贡献百分比。黑色实线为货币政策冲击对应频域成分变动的贡献,虚线为财政政策冲击对应频域成分变动的贡献。阴影区域由浅到深依次为经济周期频域(4~32 个季度)、中长周期频域(32~64 个季度)、长期趋势(64 个季度以上)范围。

相关系数体现政策所解释的经变动与不同频域成分之间的一致性,可以理解为政策对不同频域周期成分变动的解释力如何,而频谱方差分解结果进一步呈现政策对不同频域周期成分的影响大小。综合相关系数与频谱方差分解结果,本文认为财政政策对产出的经济周期成分的影响效果理想,但需要加强在

中长周期成分上的调控能力；货币政策对产出的经济周期成分、中长周期成分和长期趋势以及通胀的经济周期成分和中长周期成分的影响效果理想，但对产出的经济周期成分的效应仍需加强。

5 稳健性检验

5.1 冲击识别方法的稳健性

考虑到本文的反事实分析依赖于财政货币政策冲击的识别，本文在原有模型设定的基础上使用符号约束和叙事识别相结合的方式识别政策冲击，验证使用 Cholesky 分解识别政策冲击的可靠性。

符号约束识别是基于内生变量对结构性冲击反应的方向设定符号约束条件，叙事识别是约束重要历史事件发生时冲击的大小或符号特征，这些约束条件来源于被广泛认可的经济理论或经验事实。这种识别方法不依赖于变量排序，已经被大量文献所使用（田磊等，2017；Antolín-Díaz and Rubio-Ramírez，2018；Klug et al.，2022；郭长林等，2022）。参考 Breitenlechner et al.（2018）和 Antolín-Díaz and Rubio-Ramírez（2018）提出的符号约束和叙事约束方法识别，本文的约束条件如下：

首先，对于货币政策冲击的符号约束设定，我们综合田磊等（2017）和郭长林等（2022）设定正向的货币政策冲击会使得当期 M2 同比增速上升、下一期 GDP 同比增速和通货膨胀率上升。其次，对于财政政策冲击的符号设定，设定正向的财政政策冲击会使得当期的政府支出同比增速和 GDP 同比增速上升（陈创练等，2019）。此外，设定叙事约束条件：（1）2009Q1 经历了宽松的货币政策冲击；（2）考虑到四万亿计划的实施，2009—2010 年之间财政政策冲击的加总是正向（积极）的；（3）2020 年财政政策执行报告显示，实施更加积极有为的财政政策以对冲经济下行压力，因此，2020 年四个季度财政政策冲击的加总是正向（积极）的；（4）根据货币政策执行报告，2020Q1 和 2020Q2 经历了宽松的货币政策冲击。

基于上述约束条件识别出财政政策和货币政策冲击序列，分别将其与基于 Cholesky 分解识别的财政政策和货币政策冲击序列进行比较，如图 7 所示。结果表明，基于不同方法识别的政策冲击在整个样本期间的方向和变化趋势基本一致，基于两种方法识别的财政政策冲击序列之间以及货币政策冲击序列之间的相关系数分别为 0.80 和 0.76。这表明前文基于 Cholesky 分解识别出的政策冲击是可靠的。

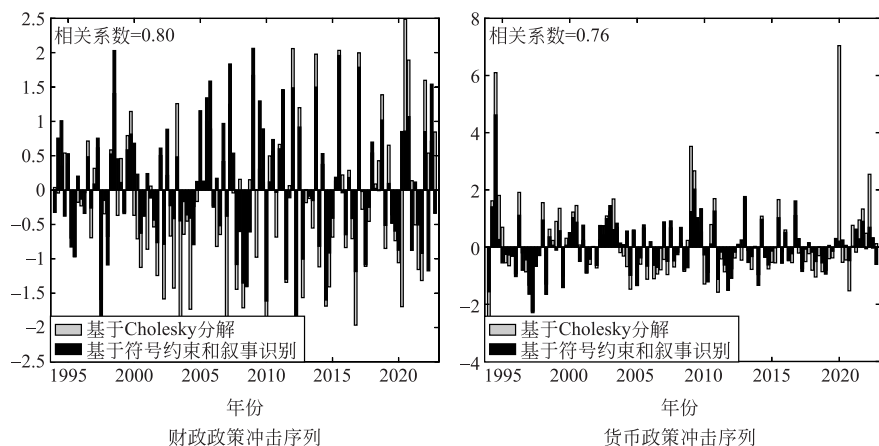


图 7 不同识别方法下的财政、货币政策冲击序列

5.2 替代指标的稳健性

本文通过替换变量指标的方式进行稳健性检验,前文使用 GDP 平减指数作为通货膨胀的代理变量,这里将其替换为消费者价格指数(CPI)进行稳健性检验。基于不同指标得到的仅由财政政策、货币政策冲击所解释的 GDP 增速反事实序列分别如图 8 所示。结果表明基于 CPI 和 GDP 平减指数得到的财政政策冲击解释的两个产出序列之间的相关系数为 0.98,基于 CPI 和 GDP 平减指数得到的货币政策冲击解释的两个产出序列之间的相关系数为 0.89,这表明前文的反事实序列结果是稳健的。类似地,财政政策冲击所解释的两个通货膨胀

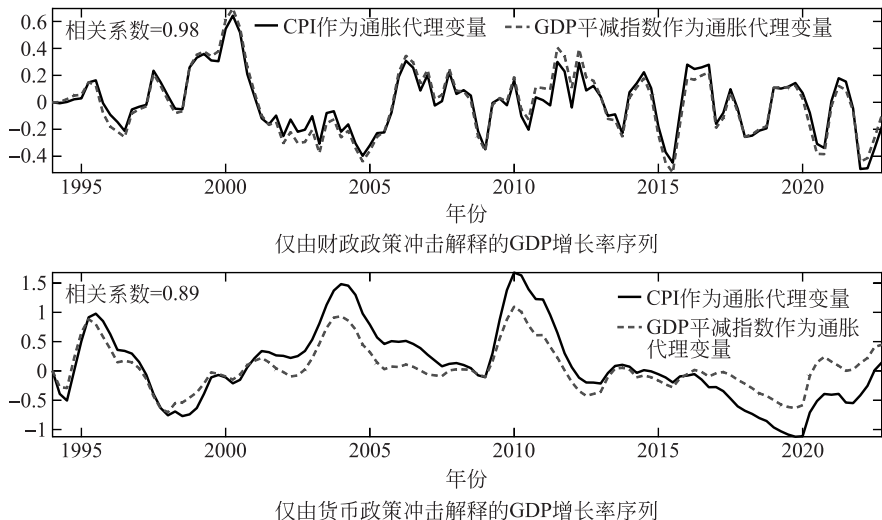


图 8 不同指标下财政、货币政策冲击解释的产出序列

胀序列的相关性为 0.64, 货币政策冲击所解释的两个通货膨胀序列的相关性为 0.82, 说明两个衡量通胀指标所捕捉的信息是稳健的。

最后, 基于 CPI 作为通胀代理变量计算的频谱方差分解结果如表 2 所示, 比较同一政策对不同频域成分的有效性发现, 财政政策对产出的经济周期成分变动的贡献度为 6.49%, 其中长周期和长期趋势成分变动的贡献度均低于 5%。而货币政策对产出的经济周期成分、中长周期成分和长期趋势成分变动的贡献度均超过 5%, 这均与前文结论一致。

表 2 基于 CPI 的频谱方差分解 %

变量	经济周期	中长周期	长期趋势
Panel A: 财政政策冲击的贡献百分比			
GDP 增速	6.49	4.35	3.52
通胀	3.55	3.48	3.51
Panel B: 货币政策冲击的贡献百分比			
GDP 增速	13.64	15.80	15.25
通胀	7.89	14.83	18.93

注: 参考 Altig et al. (2005) 的方法计算的频谱方差分解结果, 数字大小代表了不同政策冲击对变量的经济周期频域(4~32 个季度)、中长周期频域(32~64 个季度)、长期趋势频域(64~200 个季度)的贡献百分比。

6 结论与政策启示

首先, 本文通过谱分析和小波分析表明了我国宏观经济低频的中长周期成分和长期趋势成分值得关注, 进而展示了频域分析的必要性。其次, 本文构建四变量的 SVAR 模型, 综合基于历史数据的反事实分析和频谱方差分解的结果, 发现了财政和货币政策对产出和通胀不同频域成分变动的差异化解释力和贡献度, 由此为财政政策和货币政策跨周期设计提供事实参考。主要实证结果如下:

对于产出而言, 财政政策所解释的反事实序列变动幅度小且波动剧烈, 有明显的高频特征, 对经济周期成分具有高贡献度。而货币政策所解释的反事实序列变动幅度大且波动缓慢, 相对而言具有一定的低频特征, 除了与经济周期成分相关, 还对更为低频的中长周期成分和长期趋势成分具有贡献度。对于通胀而言, 货币政策对经济周期、中长周期和长期趋势均具有高贡献度, 而财政政策的贡献度相对较弱, 并且本文也分别从结构冲击识别方法和替代指标的角度验证了上述结论的稳健性。

政策对经济的中长周期成分以及长期趋势成分的贡献度可以理解为该政

策跨越经济周期之外的宏观经济效应,即跨周期调节的效应。综上所述,现有的财政政策更多的是在经济周期内发挥有效性,尚未体现出跨周期宏观经济效应。而相对于货币政策,目前的数量型货币政策能够产生一定的跨周期宏观经济效应,并且政策效应具有一定的连续性和稳定性,能够在一定程度上解释经济周期之外的宏观经济变动,但有效性依然有待进一步提升。针对中国经济的实际情况并结合跨周期调节的背景,本文的政策启示如下:

第一,加快推进财政政策中长期支出框架。中期支出框架要求滚动制定未来 3~5 年的财政收支安排,从而保证预算的总量控制、配置效率和支出绩效改革。政府有关部门应该以国家发展规划为战略导向,注重规划 3~5 年甚至 5 年以上的中长期财政收支安排,提高财政政策平抑宏观经济中长周期波动的能力。

第二,疏通货币政策传导机制,进一步加强数量型货币政策在调控经济周期波动方面的能力。央行需要明确兼顾短期波动与中长期增长的混合型货币政策设计,通过将经济变量的中长周期成分纳入货币政策规则,构建一套跨周期与逆周期结合的货币政策体系。

第三,强化财政和货币政策在平抑不同频域波动成分的协调配合,以避免不同政策之间作用效果的相互抵消,进一步完善跨周期设计。由于财政政策与货币政策分属不同部门实施,具体锚定的问题与目标不同,本文研究也发现两者政策效果在部分时段存在明显差异。因此,在未来实践中,要加强财政政策和货币政策协调配合,形成政策合力,必须避免政策互相重叠导致过度放大或过度收缩政策执行过程的实际力度,或者出现方向相反而导致政策效力互相抵消。

参考文献

- 卞志村, 杨源源. 2016. 结构性财政调控与新常态下财政工具选择[J]. 经济研究, 51(3): 66-80.
- Bian Z C, Yang Y Y. 2016. Structural fiscal policy regulation and fiscal tools choice in the new normal[J]. *Economic Research Journal*, 51(3): 66-80. (in Chinese)
- 陈创练, 林玉婷. 2019. 财政政策反应函数与宏观调控政策取向研究[J]. 世界经济, 42(2): 47-71.
- Chen C L, Lin Y T. 2019. A research on fiscal policy response function and macro-control policy orientation[J]. *The Journal of World Economy*, 42(2): 47-71. (in Chinese)
- 陈创练, 郑挺国, 姚树洁. 2019. 时变乘数效应与改革开放以来中国财政政策效果测定[J]. 经济研究, 54(12): 38-53.

- Chen C L, Zheng T G, Yao S J. 2019. Time-varying parameters multiplier and measuring the effects of fiscal policy on economic growth [J]. *Economic Research Journal*, 54(12): 38-53. (in Chinese)
- 陈浪南, 田磊. 2015. 基于政策工具视角的我国货币政策冲击效应研究[J]. *经济学(季刊)*, 14(1): 285-304.
- Chen L N, Tian L. 2015. Effects of China's monetary policy shocks: A perspective of instruments[J]. *China Economic Quarterly*, 14(1): 285-304. (in Chinese)
- 陈磊, 孟勇刚, 王艺枫. 2018. 双重视角下的中国经济周期混频测度[J]. *统计研究*, 35(9): 29-39.
- Chen L, Meng Y G, Wang Y C. 2018. Measurement of China's business cycle with mixed-frequency data based on dual perspectives[J]. *Statistical Research*, 35(9): 29-39. (in Chinese)
- 陈漓高, 齐俊妍. 2004. 技术进步与经济波动: 以美国为例的分析[J]. *世界经济*, (4): 35-43, 80.
- Chen L G, Qi J Y. 2004. Technical progress and economic fluctuation: The case of the U. S [J]. *World Economy*, (4): 35-43, 80. (in Chinese)
- 陈小亮, 刘玲君, 陈彦斌. 2022. 创新和完善宏观调控的整体逻辑: 宏观政策“三策合一”的视角[J]. *改革*, (3): 10-23.
- Chen X L, Liu L J, Chen Y B. 2022. The overall logic of innovation and improvement of macro regulation: The perspective of “Synthesization of Three Macro Policies” [J]. *Reform*, (3): 10-23. (in Chinese)
- 陈彦斌, 陈伟泽. 2021. 潜在增速缺口与宏观政策目标重构——兼以中国实践评西方主流宏观理论的缺陷[J]. *经济研究*, 56(3): 14-31.
- Chen Y B, Chen W Z. 2021. Potential growth gap and the reconstruction of macroeconomic policy objectives [J]. *Economic Research Journal*, 56(3): 14-31. (in Chinese)
- 陈彦斌. 2021-10-19(7). 跨周期调节 新发展阶段的一项创新举措 [N]. *经济参考报*.
- Chen Y B. 2021-10-19(7). Cross-cycle regulation: An innovative measure in the new development stage [N]. *Economic Information Daily*. (in Chinese)
- 陈彦斌, 刘哲希, 陈小亮. 2022. 稳增长与防风险权衡下的宏观政策——宏观政策评价报告 2022 [J]. *经济学动态*, (1): 40-57.
- Chen Y B, Liu Z X, Chen X L. 2022. Macro policies under the balance between stable growth and risk prevention—Macro policy evaluation report 2022 [J]. *Economic Perspectives*, (1): 40-57. (in Chinese)
- 杜群阳, 周方兴, 战明华. 2022. 信息不对称、资源配置效率与经济周期波动 [J].

- 中国工业经济,(4): 61-79.
- Du Q Y, Zhou F X, Zhan M H. 2022. Information asymmetry, resource allocation efficiency and business cycle fluctuation[J]. *China Industrial Economics*, (4): 61-79. (in Chinese)
- 郭长林, 顾艳伟, 梁骁. 2022. 宽松货币政策是否真的会推高宏观杠杆率[J]. 世界经济, 45(11): 3-26.
- Guo C L, Gu Y W, Liang X. 2022. Could expansionary monetary policy really push macro leverage up? [J]. *The Journal of World Economy*, 45(11): 3-26. (in Chinese)
- 黄宪, 王旭东. 2015. 我国央行货币政策实施力度和节奏的规律及效果研究——基于历史演进和时变分析的视角[J]. 金融研究, (11): 15-32.
- Huang X, Wang X D. 2015. Research on monetary policy implementation rules and effects of China's central bank: Based on dynamic analysis of time-varying perspective[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 15-32. (in Chinese)
- 黄贇琳, 朱保华. 2015. 中国的实际经济周期与税收政策效应[J]. 经济研究, 50(3): 4-17, 114.
- Huang Z L, Zhu B H. 2015. Real business cycles and taxation policy effects in China[J]. *Economic Research Journal*, 50(3): 4-17, 114. (in Chinese)
- 贾俊雪, 郭庆旺. 2012. 财政支出类型、财政政策作用机理与最优财政货币政策规则[J]. 世界经济, 35(11): 3-30.
- Jia J X, Guo Q W. 2012. Types of fiscal expenditure, mechanisms of fiscal policy and optimal fiscal and monetary policy rules[J]. *The Journal of World Economy*, 35(11): 3-30. (in Chinese)
- 李戎, 刘力菲. 2021. 制度优势、货币政策协调与财政拉动效应[J]. 中国工业经济, (10): 20-38.
- Li R, Liu L F. 2021. Institutional advantage, monetary policy accommodation and the crowding-in effect of fiscal policy[J]. *China Industrial Economics*, (10): 20-38. (in Chinese)
- 林建浩, 王美今. 2013. 中国宏观经济波动的“大稳健”——时点识别与原因分析[J]. 经济学(季刊), 12(2): 577-604.
- Lin J H, Wang M J. 2013. The great moderation of China's macroeconomic fluctuations: An investigation of timing and potential explanations [J]. *China Economic Quarterly*, 12(2): 577-604. (in Chinese)
- 林建浩, 赵文庆, 李仲达. 2017. 央行沟通与实际干预的频域政策效果研究[J]. 管理科学学报, 20(8): 27-38.
- Lin J H, Zhao W Q, Li Z D. 2017. Monetary policy effects of central bank

- communication and actual intervention in frequency domains [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 12(2): 577-604. (in Chinese)
- 刘金全, 张颖. 2009. 中国“自然增长率”与经济长波主体的内在关联性研究[J]. 财贸研究, 20(2): 10-15.
- Liu J Q, Zhang Y. 2009. The inherent relationships between the natural rates of growth and the main period of long growth waves[J]. *Finance and Trade Research*, 20(2): 10-15. (in Chinese)
- 刘金全, 解瑶姝. 2016. “新常态”时期货币政策时变反应特征与调控模式选择[J]. 金融研究, (9): 1-17.
- Liu J Q, Xie Y S. 2016. The characteristics of monetary policy changes and the choice of control modes in the period of “New Normal”[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 1-17. (in Chinese)
- 刘金全, 郭惠萍. 2022. 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, (5): 5-13, 286.
- Liu J Q, Guo H P. 2022. Mechanism, characteristics and implementation of macro-regulatory cross-cycle design[J]. *Guangdong Social Sciences*, (5): 5-13, 286. (in Chinese)
- 刘金全, 周欣. 2022. 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, 62(3): 88-100, 236.
- Liu J Q, Zhou X. 2022. China's business cycle in the new development stage: The “Great Moderation”, the “Great Fluctuation” and the economic long wave[J]. *Jilin University Journal Social Sciences Edition*, 62(3): 88-100, 236. (in Chinese)
- 刘树成, 张晓晶, 张平. 2005. 实现经济周期波动在适度高位的平滑化[J]. 经济研究, 40(11): 10-21, 45.
- Liu S C, Zhang X J, Zhang P. 2005. Smoothing the business cycles at a moderately high altitude[J]. *Economic Research Journal*, 40(11): 10-21, 45. (in Chinese)
- 刘伟. 2016. 经济新常态与供给侧结构性改革[J]. 管理世界, (7): 1-9.
- Liu W. 2016. The new normal of economy and supply-side structural reform[J]. *Journal of Management Management World*, (7): 1-9. (in Chinese)
- 刘元春. 2022. 2022 年中国经济形势分析与预测[J]. 经济研究参考, (2): 5-12, 29.
- Liu Y C. 2022. Analysis and forecast of China's economic situation in 2022[J]. *Economic Research Guide*, (2): 5-12, 29. (in Chinese)
- 骆桢. 2021. 技术创新、复杂劳动代谢与经济增长的潮涌——经济长波的劳动价值论模型[J]. 经济研究参考, (4): 20-33.
- Luo Z. 2021. Technological innovation, metabolism of complex labor and the tide of

- economic growth: The long wave model based on the value theory of labor[J]. *Review of Economic Research*, (4): 20-33. (in Chinese)
- 饶晓辉, 刘方. 2014. 政府生产性支出与中国的实际经济波动[J]. *经济研究*, 49(11): 17-30.
- Rao X H, Liu F. 2014. Government productive spending and economic fluctuations in China[J]. *Economic Research Journal*, 49(11): 17-30. (in Chinese)
- 田磊, 林建浩, 张少华. 2017. 政策不确定性是中国经济波动的主要因素吗——基于混合识别法的创新实证研究[J]. *财贸经济*, 38(1): 5-20.
- Tian L, Lin J H, Zhang S H. 2017. Is economic policy uncertainty an important fluctuation factor—Based on a new mixed identification method[J]. *Finance & Trade Economics*, 38(1): 5-20. (in Chinese)
- 田磊, 杨子晖. 2019. “双赤字”还是“双重分叉”? ——开放经济环境下中国积极财政政策冲击效应研究[J]. *经济学(季刊)*, 18(3): 877-896.
- Tian L, Yang Z H. 2019. “Twin Deficit” or “Twin Divergence”? —A research on the effectiveness of China’s active fiscal policies in an open economy[J]. *China Economic Quarterly*, 18(3): 877-896. (in Chinese)
- 王彬. 2010. 财政政策、货币政策调控与宏观经济稳定——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 27(11): 3-18, 36.
- Wang B. 2010. Fiscal & monetary policy adjustment and macro-economic stability[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 27(11): 3-18, 36. (in Chinese)
- 伍戈, 连飞. 2016. 中国货币政策转型研究: 基于数量与价格混合规则的探索[J]. *世界经济*, 39(3): 3-25.
- Wu G, Lian F. 2016. Research on China’s monetary policy transformation: An exploration based on a mixed rule of quantity and price[J]. *The Journal of World Economy*, 39(3): 3-25. (in Chinese)
- 吴吉林, 张二华. 2015. 我国货币政策操作中的数量规则无效吗? [J]. *经济学(季刊)*, 14(3): 827-852.
- Wu J L, Zhang E H. 2015. Is China’s monetary quantitative rule invalid? [J]. *China Economic Quarterly*, 14(3): 827-852. (in Chinese)
- 徐曼, 邓创. 2020. 中国金融周期的叠加机理及其与经济周期的交互影响[J]. *国际金融研究*, (5): 24-33.
- Xu M, Deng C. 2020. The superposition mechanism of financial cycle and its interaction with business cycle in China[J]. *Studies of International Finance*, (5): 24-33. (in Chinese)
- 鄢萍, 吴化斌, 徐臻阳. 2021. 金融抑制、国企改革与财政货币政策协调[J]. *经济*

- 学(季刊), 21(6): 1903-1924.
- Yan P, Wu H B, Xu Z Y. 2021. Financial repression, SOE reform and fiscal-monetary policy coordination[J]. *China Economic Quarterly*, 21(6): 1903-1924. (in Chinese)
- 易纲. 2021. 建设现代中央银行制度[J]. 时代金融, (1): 4-5.
- Yi G. 2021. Building a modern central banking system[J]. *Times Finance*, (1): 4-5. (in Chinese)
- 张晓晶. 2021. 宏观杠杆率与跨周期调节[J]. 中国金融, (5): 58-60.
- Zhang X J. 2021. Macro leverage ratio and cross-cycle adjustment[J]. *China Finance*, (5): 58-60. (in Chinese)
- 中国宏观经济形势分析与展望课题组, 汤铎铎, 刘磊, 等. 2022. 外部冲击频发期的宏观经济政策空间[J]. 经济学动态, (5): 3-14.
- China Macroeconomic Analysis and Forecast Task Force, Tang D D, Liu L, et al. 2022. Macroeconomic policy space during periods of frequent external shocks[J]. *Economic Perspectives*, (5): 3-14. (in Chinese)
- 祝梓翔, 邓翔. 2017. 时变视角下中国经济波动的再审视[J]. 世界经济, 40(7): 3-27.
- Zhu Z X, Deng X. 2017. A revisit of China's economic fluctuations from the perspective of time-varying analysis[J]. *The Journal of World Economy*, 40(7): 3-27. (in Chinese)
- 祝梓翔, 郭丽娟. 2017. 货币政策导致经济更稳定吗——基于 MS-DSGE 模型的分析[J]. 经济学动态, (11): 16-31.
- Zhu Z X, Guo L J. 2017. Does monetary policy lead to greater economic stability? An analysis based on the MS-DSGE model[J]. *Economic Perspectives*, (11): 16-31. (in Chinese)
- 祝梓翔, 高然, 邓翔. 2020. 内生不确定性、货币政策与中国经济波动[J]. 中国工业经济, (2): 25-43, 1-15.
- Zhu Z X, Gao R, Deng X. 2020. Endogenous uncertainty, monetary policy and China's economic fluctuation[J]. *China Industrial Economics*, (2): 25-43, 1-15. (in Chinese)
- 庄芳, 庄佳强, 朱迎. 2014. 我国财政政策和货币政策协调配合的定量效应——基于协整向量自回归的分析[J]. 金融研究, (12): 71-85.
- Zhuang F, Zhuang J Q, Zhu Y. 2014. The quantitative effect of coordination of fiscal policy and monetary policy on chinese macroeconomics: The analysis based on cointegration vector autoregression[J]. *Journal of Financial Research*, (12): 71-85. (in Chinese)

- Abeyasinghe T, Rajaguru R. 2004. Quarterly real GDP estimates for China and ASEAN4 with a forecast evaluation[J]. *Journal of Forecasting*, 23: 431-447.
- Aguiar-Conraria L, Martins M M F, Soares M J. 2018. Estimating the Taylor rule in the time-frequency domain[J]. *Journal of Macroeconomics*, 57: 122-137.
- Altig D, Christiano L, Eichenbaum, M, et al. 2005. Technical appendix to “firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle.” Manuscript, Northwestern University.
- Ahmed S, Levin A, Wilson B A. 2004. Recent U. S. macroeconomic stability: Good policies, good practices, or good luck? [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 86(3): 824-832.
- Antolín-Díaz J, Rubio-Ramírez J F. 2018. Narrative sign restrictions for SVARs[J]. *American Economic Review*, 108(10): 2802-2829.
- Baruník J, Křehlík T. 2018. Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 16(2): 271-296.
- Baumeister C, Hamilton J D. 2018. Inference in structural vector autoregressions when the identifying assumptions are not fully believed: Re-evaluating the role of monetary policy in economic fluctuations[J]. *Journal of Monetary Economics*, 100: 48-65.
- Blanchard O, Perotti R. 2002. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1329-1368.
- Breitenlechner M, Geiger M, Sindermann F. 2018. ZeroSignVAR: A zero and sign restriction algorithm implemented in MATLAB [Z]. Innsbruck: University of Innsbruck.
- Brock W A, Durlauf S N, Rondina G. 2013. Design limits and dynamic policy analysis [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(12): 2710-2728.
- Chang C, Chen K J, Waggoner D F, et al. 2016. Trends and cycles in China's macroeconomy[J]. *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1): 1-84.
- Chang C, Liu Z, Spiegel M M, et al. 2019. Reserve requirements and optimal Chinese stabilization policy[J]. *Journal of Monetary Economics*, 103: 33-51.
- Chen K J, Ren J, Zha T. 2018. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. *American Economic Review*, 108(12): 3891-3936.
- Coibion O. 2012. Are the effects of monetary policy shocks big or small? [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(2): 1-32.
- Comin D, Gertler M. 2006. Medium-term business cycles[J]. *The American Economic Review*, 96(3): 523-551.

- Comin D, Loayza N, Pasha F, et al. 2014. Medium term business cycles in developing countries[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(4): 209-245.
- Correa-López M, de Blas B. 2021. Faraway, so close! International transmission in the medium-term cycle of advanced economies[J]. *Journal of International Economics*, 132: 103498.
- Crowley P M. 2007. A guide to wavelets for economists [J]. *Journal of Economic Surveys*, 21(2): 207-267.
- Crowley P M, Hallett A H. 2014. The great moderation under the microscope: Decomposition of macroeconomic cycles in US and UK aggregate demand [M]// Gallegati M, Semmler W. *Wavelet Applications in Economics and Finance*. Cham: Springer, 47-71.
- Davig T, Leeper E M. 2011. Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus[J]. *European Economic Review*, 55(2): 211-227.
- Eichengreen B. 2008. *The European economy since 1945* [M]. Princeton: Princeton University Press.
- Faccini R, Melosi L. 2022. Pigouvian cycles [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(2): 281-318.
- Felipe J, Lanzaframe M. 2020. The PRC's long-run growth through the lens of the export-led growth model[J]. *Journal of Comparative Economics*, 48(1): 163-181.
- Gallegati M, Gallegati M. 2007. Wavelet variance analysis of output in G-7 countries [J]. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 11(3): 1-25.
- Groth C, Madsen J B. 2016. Medium-term fluctuations and the “Great Ratios” of economic growth[J]. *Journal of Macroeconomics*, 49: 149-176.
- Hall R. 2005. Employment fluctuations with equilibrium wage stickiness [J]. *The American Economic Review*, 95(1): 50-65.
- Han Y, Liu Z H, Ma J. 2020. Growth cycles and business cycles of the Chinese economy through the lens of the unobserved components model[J]. *China Economic Review*, 63: 101317.
- King R G, Watson M W. 1996. Money, prices, interest rates and the business cycle [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1): 35-53.
- Klug T, Mayer E, Schuler T. 2022. The corporate saving glut and the current account in Germany[J]. *Journal of International Money and Finance*, 121: 102515.
- Laurenceson J, Rodgers D. 2010. China's macroeconomic volatility—How important is the business cycle? [J]. *China Economic Review*, 21(2): 324-333.
- Lenza M, Primiceri G E. 2022. How to estimate a vector autoregression after March 2020 [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 37(4): 688-699.
- Levy D, Dezhbakhsh H. 2003. International evidence on output fluctuation and shock

- persistence[J]. *Journal of Monetary Economics*, 50(7): 1499-1530.
- Lovcha Y, Perez-Laborda A. 2021. Identifying technology shocks at the business cycle via spectral variance decompositions [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 25(8): 1966-1992.
- Onatski A., Williams N. 2003. Modeling model uncertainty[J]. *Journal of the European Economic Association*, 1(5): 1087-1122.
- Rossi B, Zubairy S. 2011. What is the importance of monetary and fiscal shocks in explaining U.S. macroeconomic fluctuations? [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(6): 1247-1270.
- Strohsal T, Proaño C R, Wolters J. 2019. Characterizing the financial cycle: Evidence from a frequency domain analysis [J]. *Journal of Banking & Finance*, 106: 568-591.
- Temin P. 2002. The Golden Age of European growth reconsidered[J]. *European Review of Economic History*, 6(1): 3-22.
- Yogo M. 2008. Measuring business cycles: A wavelet analysis of economic time series[J]. *Economics Letters*, 100(2): 208-212.

The Differences Effects of Fiscal and Monetary Policies on Different Cycle Components

—Based on Frequency Domain Heterogeneity Analysis

Jianhao Lin¹ Yun Qiu¹ Liangyuan Chen²

(1. Lingnan College, Sun Yat-Sun University;

2. International School of Business & Finance, Sun Yat-Sun University)

Abstract As the main tools of macroeconomic management, fiscal policy and monetary policy need to implement different policies according to different components of economic fluctuations. Unlike developed countries, whose macro-economies are dominated by business cycle fluctuations, China's macro-economy is dominated by relatively low-frequency medium-term and long-term cycle fluctuations. Based on counterfactual analysis and spectral variance decomposition using historical data, this paper examines the heterogeneous effects of fiscal and monetary policies on different components of macroeconomic volatility. The result of research shows that in terms of output, both fiscal policy and monetary policy shocks contribute to the changes of the business cycle fluctuations. In addition, fiscal policy can also explain the components of higher frequency fluctuations, while monetary policy shocks also contribute to the changes

of the more low-frequency medium-long cycle fluctuations. Regarding inflation, monetary policy shocks have a high contribution to different cyclical components, while the contribution of fiscal policy shocks is relatively weak. The research findings of this article highlight the importance of scientifically identifying different cyclical components in macroeconomic fluctuations and emphasize the need to consider the differences in cyclical components when discussing the coordination and cooperation between fiscal and monetary policies.

JEL Classification E52, E61, E63