

中国货币政策规则与央行政策取向*

薛立国 林 辉 张润驰 马永远

内容提要:近年来,我国央行通过多种方式加强与公众沟通,旨在提升政策传导效率,进而提高政策有效性。那么,如何从学理层面理解把握央行政策取向?本文通过构建时变参数结构向量自回归模型(TVP-SVAR)并基于符号约束识别策略,从政策反应系数、政策波动率、政策松紧度、政策目标等方面揭示不同政策规则(价格型和数量型)的政策参数所蕴含的央行政策取向,结果表明:我国央行在宏观调控时短期偏向数量型规则,长期倚重价格型规则,且对“促增长”的偏好优于“稳通胀”;数量型规则的波动率大于价格型规则,且二者的波动率具有明显的时变特征,总体呈现先升后降的“倒U型”结构;货币政策在2008年国际金融危机时期较为宽松,经济新常态提出以后趋于稳健,新冠疫情时期适度宽松;经济新常态提出以前,数量型规则的通胀目标和产出缺口目标与实际目标值较为一致,经济新常态提出以来,价格型规则的通胀目标和产出缺口目标与实际目标值耦合较好。脉冲响应分析进一步验证了上述结论。本文的结论有助于不同经济主体通过考察政策参数的动态演化趋势透析央行政策取向,进而提升货币政策有效性。

关键词:货币政策规则 央行政策取向 符号约束

作者简介:薛立国,南京大学商学院博士后,210093;

林 辉,南京大学商学院教授、博士生导师,210093;

张润驰,南京邮电大学经济学院讲师,210023;

马永远(通讯作者),南京航空航天大学助理教授、硕士生导师,211106。

中图分类号:F037.1 文献标识码:A 文章编号:1002-8102(2024)04-0055-17

一、引言

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,货币政策调控也应服从和服务于高质量发展。近年来,中国人民银行通过参加国务院政策例行吹风会、在本机构网站发布对记者提问的回答、接受国内外媒体专访等多种方式加强与公众沟通,旨在通过多元化的沟通方式提高政策传导

* 基金项目:中国博士后科学基金面上项目“后危机时代中国的‘大稳健’:形成机理和经验研究”(2022M721568);江苏高校哲学社会科学研究项目“美联储加息对中国经济的影响与对策研究”(2023SJYB0004);江苏省卓越博士后计划(2023ZB835)。感谢匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。马永远电子邮箱:myy1991@nuaa.edu.cn。

效率,进而提高货币政策有效性。那么,一个很自然的问题是,如何从学理层面理解把握央行政策取向?一个可行的解决方案是准确识别央行货币政策规则。

泰勒规则因较好拟合美国联邦基金利率走势而成为各国央行制定货币政策时的重要参考依据。Galí等(2003)、Lubik和Schorfheide(2004)、Boivin和Giannoni(2006)、Belongia和Ireland(2016)发现美国“大通胀”(Great Inflation)和“大稳健”(Great Moderation)两个时期宏观经济波动呈现较大差异,且两个时期由风格迥异的两位联储主席领导执政。他们由此认为联储主席对待通胀的不同姿态可能导致两个时期宏观经济的波动差异,并基于两个时期的样本数据估计泰勒规则的政策参数发现,政策参数能够较好地反映央行政策取向。^①反观国内研究,多数学者着眼于探析货币政策的有效性或货币政策的宏观经济效应,较少关注政策规则可能蕴含的央行政策取向。虽然少量文献考察了我国货币政策的历史演变规律,但在研究方法上更多采用政策反应系数(郑挺国、刘金全,2010;刘金全、张小宇,2012;陈创练等,2016)。正如孙俊(2013)指出的,货币政策操作的力度、方向以及政策目标的选择往往是央行政策取向的较好体现。因而,在研究过程中结合政策波动率、政策松紧度、政策目标探析政策参数所蕴含的政策含义,将有助于更为准确地甄别央行政策取向。^②鉴于此,基于货币政策规则探寻央行政策取向,并从政策反应系数、政策波动率、政策松紧度、政策目标等方面深入解析政策参数所蕴含的政策含义对于准确把握央行政策取向进而提升货币政策有效性具有重要意义。

考虑到泰勒规则与美国联邦基金利率耦合较好(Taylor, 1993),国内学者尝试探讨泰勒规则在中国的适用性问题(谢平、罗雄,2002;陆军、钟丹,2003;卞志村,2006;郑挺国、刘金全,2010;刘金全、张小宇,2012;陈创练等,2016)。泰勒规则本质上属于价格型规则。对于转型期的中国而言,不同阶段针对不同情景我国央行对政策工具的权衡取舍有所不同。2008年国际金融危机时期,“四万亿”经济刺激计划有效避免了宏观经济的硬着陆,此时数量型政策工具发挥着重要作用。经济新常态提出以后,我国央行更加注重政策的稳定性、连续性以及有效性,“坚决不搞大水漫灌,着力增强定向滴灌效果”成为货币调控的主旋律,此时价格型政策工具占据主导地位。

虽然泰勒规则较好地拟合了联邦基金利率的运行轨迹,但其关于利率对通胀和产出缺口的线性假定饱受争议。Judd和Rudebusch(1998)、Clarida等(2000)、Orphanides(2004)发现,美联储政策规则在1979年前后呈现显著差异。Cogley和Sargent(2005)、Boivin(2006)指出,美国货币政策对不同宏观经济状态的反应呈现显著的时变特征。值得一提的是,Primiceri(2005)基于时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)创造性地就美国“大稳健”时期宏观经济的结构变化与该时期货币政策操作是否有关进行了论证。该模型也因此成为后续货币政策时变效应研究的重要参考依据,相关研究如Trecroci和Vassalli(2010)、Lee等(2015)、Herwartz等(2022)等。国内学者郑挺国和刘金全(2010)、刘金全和张小宇(2012)、陈创练等(2016)指出,相比于传统泰勒规则,时变泰勒规则能够更好地识别我国名义利率的调整机制。上述文献均认为时变参数模型在刻画政策规则的历史演化特征方面优于恒定参数模型,但在冲击识别策略上大多基于递归约束。需要指出,递归约束因约束性过强而饱受非议。较之递归约束,符号约束因约束较少而深受研究者青睐(Antolín-Díaz和Rubio-Ramírez, 2018)。

综上可知,已有文献较少关注政策规则可能蕴含的央行政策取向,少量涉足的几篇文献在研究过程中也更多使用政策反应系数解析央行政策取向,鲜有结合政策波动率、政策松紧度、政策目

① 1970—1978年和1979—1987年两个时期分别由伯恩斯和沃尔克担任美联储主席,二者对待通胀的姿态完全不同,前者较为温和,后者较为激进,后者曾在一夜之间将联邦基金利率提升200个bp。

② 本文的政策参数包含政策反应系数、政策波动率、政策松紧度以及政策目标四类。

标探析政策规则所蕴含的央行政策取向。更为重要的是,上述文献的侧重点在于检验泰勒规则在中国的适用性,忽视了转型期的中国兼顾实行价格型和数量型政策规则的现实背景,因而难以客观反映不同阶段针对不同情景央行对政策工具权衡取舍的过程。有鉴于此,本文通过构建 TVP-SVAR 模型并引入符号约束策略识别货币政策冲击,进而从政策反应系数、政策波动率、政策松紧度、政策目标等方面揭示不同政策规则(价格型和数量型)的政策参数所蕴含的央行政策取向。在此基础上,通过脉冲响应分析对上述结论做进一步验证。

本文的边际贡献表现为以下三个方面。第一,既有研究更多着眼于探析货币政策的有效性或货币政策的宏观经济效应,较少关注政策规则可能蕴含的央行政策取向。此外,在研究方式上,虽然少量文献基于政策反应系数考察了我国货币政策的历史演变规律,但货币政策操作的力度、方向以及政策目标的选择往往是央行政策取向的较好体现,因而在研究过程中结合政策波动率、政策松紧度、政策目标探析政策参数所蕴含的政策含义,将有助于更为准确地甄别央行政策取向。第二,既有文献侧重于检验泰勒规则在中国的适用性问题,而价格型和数量型规则双轮驱动是我国央行长期践行的价值理念,因而仅探究泰勒规则在中国的适用性显然与中国货币政策操作实践不符,且以往单一考察泰勒规则难以客观反映央行对政策工具权衡取舍的过程。为此,立足转型期中国货币政策操作实践的现实背景,综合考量价格型和数量型政策规则,将有助于更为客观地反映不同阶段针对不同情景央行对政策工具权衡取舍的过程。第三,已有文献在运用政策反应系数解析央行政策取向的过程中更多使用货币政策规则的即期反应系数(郑挺国、刘金全,2010;刘金全、张小宇,2012;陈创练等,2016),较少涉足货币政策规则的长期反应系数,而对比分析两种期限结构政策反应系数的文献更是难以觅及。事实上,货币政策规则的即期反应系数和长期反应系数分别表征央行短期和长期的政策偏向,且从理论上而言,长期影响才是最根本的。为此,在研究过程中综合考量长期和短期两种期限结构,将有助于更为全面地解析央行政策取向。

二、特征事实分析

(一)我国货币政策具有时变波动性的特征事实

图1报告了不同时期我国货币政策的波动情况。借鉴林建浩和王美今(2013)的方法,基于滚动窗口波动率(滚动窗口为5年期)辨析我国货币政策波动是否存在时变特征。总体而言,不同时期我国价

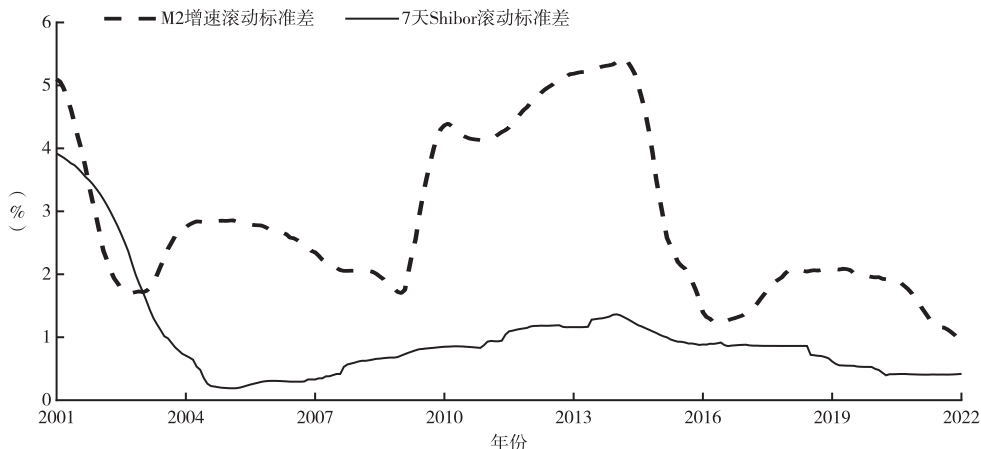


图1 不同时期我国货币政策的波动情况

格型和数量型货币政策均呈现明显的时变波动性,且相较而言,数量型政策的波动率大于价格型政策。

具体而言,2001—2014年,7天Shibor的滚动标准差表现出“先大幅下降后平稳上升”的演化趋势,M2增速的滚动标准差表现出“大幅急剧下降→小幅上升→小幅下降→大幅急剧上升”的演进态势。特别是2008年国际金融危机时期,7天Shibor的滚动标准差持续上升,M2增速的滚动标准差急速下降。由此可见,这一时期央行相机抉择色彩较为浓厚,货币政策频繁转向。2015—2022年,7天Shibor和M2增速的滚动标准差总体呈现下降态势。由此可见,这一时期央行更加注重政策的稳定性、连续性以及有效性,货币政策调控更趋稳健。不过,2020—2021年,7天Shibor和M2增速的滚动标准差出现短暂略微上升,原因主要在于,为应对新冠疫情冲击,我国央行临时启动适度宽松的货币政策,政策波动有所抬头。

可以发现,2001—2014年和2015—2022年两个时期,货币政策的波动情况截然不同。值得一提的是,两个时期的交叉点恰逢我国经济新常态^①一词的正式提出,因而上述结论可进一步凝练为经济新常态提出以前,我国货币政策波幅较大;经济新常态提出以后,我国货币政策趋于稳健。这与经济现实以及我们的直观感受较为相符。

(二)经济增速目标有所淡化的特征事实

首先,从经济发展方式来看,经济新常态提出以前,“GDP挂帅”的考核激励体系促使各方以追求经济高速增长为首要目标。一方面,地方政府围绕GDP增长实行“晋升锦标赛治理模式”(周黎安,2007);另一方面,我国央行囿于经济增长主义的政策导向,在稳通胀和促增长的两难困境中,往往赋予经济增长压倒性的权重(孙俊,2013)。经济新常态提出以后,政府逐渐意识到发展质量和结构效益的重要性,从而使发展方式逐渐由外延粗放型向内涵集约型转变。更为重要的是,党的十九大报告明确指出,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。由此可见,相比于经济增速而言,政府当前更关注经济发展质量。

其次,从宏观政策导向来看,从最初的“保八,防止经济硬着陆”到“稳增长、促改革、调结构、惠民生、防风险”,从“主动适应经济发展新常态”到“供给侧结构性改革”,从“三去一降一补”到“六稳六保”,这些政策导向的更迭转换从侧面反映出政府对经济增速下行的预期渐趋增强,对经济发展的质量内涵愈发重视。

最后,从经济增速预期目标来看,自2000年以来,每年《政府工作报告》都会对该年度的经济增速提出预期目标。^②2011年以前,经济增速的预期目标总体呈上升态势,且2005—2011年连续7年维持在8%,2012年首次低于8%,之后逐渐呈下降态势,2022年为5.5%。应该看到,《政府工作报告》提出的经济增速预期目标是政府综合内外部发展形势和自身发展状况做出的合理预测,因而经济增速预期目标的下调本质上是政府准确识变、科学应变、主动求变的客观体现,在一定程度上折射出政府对经济发展的侧重点有所调整,对经济发展质量趋于强化,对经济增速目标略有淡化。

三、模型构建和数据处理

(一)模型构建^③

1.TVP-SVAR模型构建

考虑到货币政策主要盯住通胀和产出缺口的变化,且本文着重探究不同政策规则(价格型和

① 我国经济新常态概念的演进脉络与基本内涵可参见张晓晶(2022)。

② 2000—2002年和2020年这四年《政府工作报告》未明确提及经济增速预期目标,原因主要在于这四年我国经济遭受较大冲击,2000—2002年遭受亚洲金融危机和通缩风险,2020年遭遇新冠疫情冲击。

③ 本文加粗变量代表向量或矩阵,不加粗变量代表标量。

数量型)的政策参数所蕴含的央行政策取向,因而下文将构建两个不同的模型:一是包含通胀(π_t)、产出缺口(G_t)和利率(R_t)的价格型政策工具模型;二是包含通胀、产出缺口和M2增速($M2_t$)的数量型政策工具模型。这里记为 $y_t = [\pi_t \ G_t \ MP_t]'$, y_t 表示 3×1 阶的内生变量向量, MP_t 表示货币政策工具类型。当采用价格型政策工具时,模型对应 $y_t = [\pi_t \ G_t \ R_t]'$;当采用数量型政策工具时,模型对应 $y_t = [\pi_t \ G_t \ M2_t]'$ 。

本文将模型滞后阶数设为2阶,这样设定主要基于两点考量。一是宏观经济变量对货币政策的响应往往存在滞后(Christiano等,1999),适当的滞后阶数更为贴近现实,但过多的滞后阶数同样会造成参数估计负担,因而2阶滞后不失为一种较优选择,这也与既有文献的惯常设定较为相符。二是便于探究货币政策对通胀和产出缺口的长期效应。但标准的泰勒规则只考虑滞后1阶,因而无法分析货币政策对通胀和产出缺口的长期效应。当然,这样的设定并非本文首创,类似设定如Meier和Müller(2006)、Belongia和Ireland(2016)。由此,TVP-SVAR模型可表示成如下形式:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + B_{2,t}y_{t-2} + \mu_t \quad (1)$$

其中, c_t 表示 3×1 阶的截距项向量, $B_{1,t}$ 和 $B_{2,t}$ 表示 3×3 阶的系数矩阵, μ_t 表示 3×1 阶的随机扰动项向量,其协方差矩阵为 Ω_t 。这里对 Ω_t 进行Cholesky分解,即将 Ω_t 表示为如下形式:

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t')^{-1} \quad (2)$$

其中, A_t 为 3×3 阶下三角矩阵,具体形式如下:

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{g\pi,t} & 1 & 0 \\ \alpha_{mp\pi,t} & \alpha_{mpg,t} & 1 \end{bmatrix}$$

Σ_t 为对角矩阵,具体形式如下:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{\pi,t} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{g,t} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{mp,t} \end{bmatrix}$$

将截距项和时变自回归系数按列堆叠成 21×1 阶的列向量,即:

$$B_t = \text{vec} \left(\begin{bmatrix} c_t' \\ B_{1,t}' \\ B_{2,t}' \end{bmatrix} \right)$$

由此,可将式(1)表示成如下形式:

$$y_t = X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \xi_t \quad (3)$$

其中, $X_t = I_3 \otimes [1 \ \pi_{t-1} \ G_{t-1} \ MP_{t-1} \ \pi_{t-2} \ G_{t-2} \ MP_{t-2}]$, \otimes 表示克罗内克积, I_3 表示3阶单位矩阵, ξ_t 为包含总供给冲击、总需求冲击以及货币政策冲击的 3×1 阶结构扰动向量。

因循已有文献的做法,令 α_t 为矩阵 A_t 中非0非1元素按行堆叠组成的列向量, σ_t 为矩阵 Σ_t 中对角元素构成的列向量。这里假定时变参数满足如下随机游走过程:

$$B_t = B_{t-1} + \nu_t \quad (4)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t \quad (5)$$

$$\ln \sigma_t = \ln \sigma_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

其中, ν_t, ξ_t, η_t 表示随机扰动项。假定上述冲击之间互不相关, 并服从联合正态分布, 其协方差矩阵的形式如下:

$$V = \begin{bmatrix} \xi_t \\ \nu_t \\ \xi_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_t' & \nu_t' & \xi_t' & \eta_t' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_3 & \mathbf{0}_{3 \times 21} & \mathbf{0}_{3 \times 3} & \mathbf{0}_{3 \times 3} \\ \mathbf{0}_{21 \times 3} & Q & \mathbf{0}_{21 \times 3} & \mathbf{0}_{21 \times 3} \\ \mathbf{0}_{3 \times 3} & \mathbf{0}_{3 \times 21} & S & \mathbf{0}_{3 \times 3} \\ \mathbf{0}_{3 \times 3} & \mathbf{0}_{3 \times 21} & \mathbf{0}_{3 \times 3} & W \end{bmatrix} \quad (7)$$

其中, $\mathbf{0}_{m \times n}$ 表示 $m \times n$ 阶的 0 矩阵。 Q, S, W 表示模型的超参数, Q 为 21×21 阶的对称矩阵, S 为 3×3 阶的分块对角矩阵, W 为 3×3 阶的对角矩阵。可知 S 中 1 个非 0 元素位于第 1 行第 1 列, 另外 3 个非 0 元素位于第 2~3 行和第 2~3 列的交叉位置。由此可知, Q 包含 231 个不同元素, S 包含 4 个非 0 元素, W 包含 3 个非 0 元素。

2. 模型估计

根据式(4)~(7)可知, 模型参数可分为时变系数、协方差、方差、超参数四类。假定上述四类参数之间相互独立, 前三类参数均为状态变量, 其初始值的先验分布服从正态分布, 超参数的先验分布服从 Inverse-Wishart 分布。

对于状态变量参数初始值先验分布的设定而言, 本文因循已有文献的惯常做法, 运用常系数 VAR 模型并基于普通最小二乘法 (OLS) 估计获得, 选取前 5 年的样本数据作为训练样本进行估计。^① 本文参考 Primiceri (2005) 的研究, 将状态变量参数初始值的先验分布设定为如下形式:

$$B_0 \sim N(\hat{B}, 4 \cdot \hat{V}_B)$$

$$\alpha_0 \sim N(\hat{\alpha}, 4 \cdot \hat{V}_\alpha)$$

$$\ln \sigma_0 \sim N(\ln \hat{\sigma}, \mathbf{I}_3)$$

其中, B_0, α_0, σ_0 分别表示 B, α, σ 的初始值, $\hat{B}, \hat{\alpha}, \hat{\sigma}$ 分别表示 B, α, σ 的估计值, \hat{B} 通过 OLS 估计获得, $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\sigma}$ 通过 Cholesky 分解获得, $\hat{V}_B, \hat{V}_\alpha$ 分别表示 \hat{B} 和 $\hat{\alpha}$ 的协方差矩阵。

对于超参数先验分布的设定而言, 本文参考 Primiceri (2005) 的研究, 将 S (包括 S_1 和 S_2)、 W, Q 的先验分布设定为如下形式:

$$S_1 \sim \text{IW}(2 \cdot k_s^2 \cdot \hat{V}_{\alpha,1}, 2)$$

$$S_2 \sim \text{IW}(3 \cdot k_s^2 \cdot \hat{V}_{\alpha,2}, 3)$$

$$W \sim \text{IW}(4 \cdot k_w^2 \cdot \mathbf{I}_3, 4)$$

$$Q \sim \text{IW}(20 \cdot k_Q^2 \cdot \hat{V}_B, 20)$$

其中, IW 表示 Inverse-Wishart 分布, $k_s = 0.1, k_w = 0.01, k_Q = 0.01, \hat{V}_{\alpha,1}, \hat{V}_{\alpha,2}$ 分别表示 $\hat{\alpha}$ 的协方差矩阵中对应分块对角矩阵 S_1, S_2 的部分。

对于模型后验推断而言, 本文参考 Primiceri (2005) 的研究, 对系数和协方差的抽样采用 CK 算法 (Carter 和 Kohn, 1994), 对方差的抽样采用 KSC 算法 (Kim 等, 1998), 对超参数的抽样采用直接

^① 已有文献多数采用 8 年或 10 年期数据作为训练样本, 但鉴于本文样本数较少, 故只选择前 5 年数据作为训练样本估计常系数 VAR 模型, 进而确定先验分布。

抽样。^①

3. 结构冲击策略识别

正如Lubik和Matthes(2015)指出的,时间序列分析的一个关键环节在于冲击识别。为此,本文参考Rubio-Ramírez等(2010)、Arias等(2018)的研究,采用符号约束策略对结构冲击进行识别,即对结构冲击的脉冲响应施加符号约束。具体而言,本文将约简式模型的协方差矩阵分解为如下形式:

$$\Omega_t = F_t^{-1} K_t K_t' (F_t')^{-1}$$
 (8)

其中, F_t 和 K_t 为 3×3 阶的矩阵。具体形式为:

$$F_t = \begin{bmatrix} 1 & -f_{\pi g,t} & -f_{\pi mp,t} \\ -f_{g\pi,t} & 1 & -f_{gmp,t} \\ -f_{mp\pi,t} & -f_{mpg,t} & 1 \end{bmatrix}$$
 (9)

$$K_t = \begin{bmatrix} k_{\pi,t} & 0 & 0 \\ 0 & k_{g,t} & 0 \\ 0 & 0 & k_{mp,t} \end{bmatrix}$$
 (10)

如表1所示,三个结构冲击分别对应总供给冲击、总需求冲击和货币政策冲击,对每个宏观经济变量的脉冲响应函数施加符号约束。其中,“+”表示大于或等于0,“-”表示小于或等于0,“?”表示不施加任何约束。

表1 结构冲击即期效应的符号约束

变量	结构冲击		
	总供给冲击	总需求冲击	货币政策冲击
价格型政策工具模型			
通胀	+	+	+
产出缺口	-	+	+
利率	?	+	-
数量型政策工具模型			
通胀	+	+	+
产出缺口	-	+	+
M2增速	?	-	+

式(8)~(10)为约简式模型和结构模型之间提供了一种映射关系,具体可表示为:

$$F_t y_t = \gamma_t + \Gamma_{1,t} y_{t-1} + \Gamma_{2,t} y_{t-2} + K_t \xi_t$$
 (11)

其中, $\gamma_t = F_t c_t$ 表示结构化的截距项向量, $\Gamma_{i,t} = F_t B_{i,t}$ ($i = 1, 2$) 表示结构化的系数矩阵。

$$\xi_t = [\xi_t^{as} \ \xi_t^{ad} \ \xi_t^{mp}]'$$
 (12)

其中, $E(\xi_t \xi_t') = I_3$ 。

① 具体抽样过程见 Primiceri(2005)。

对式(8)~(12)刻画的结构模型第三行进行展开,可得如下两个政策规则:

$$R_t = \gamma_{r,t} + f_{r\pi,t} \pi_t + \gamma_{1,r\pi,t} \pi_{t-1} + \gamma_{2,r\pi,t} \pi_{t-2} + f_{rg,t} G_t + \gamma_{1,rg,t} G_{t-1} + \gamma_{2,rg,t} G_{t-2} + \gamma_{1,rr,t} R_{t-1} + \gamma_{2,rr,t} R_{t-2} + k_{r,t} \xi_t^r \quad (13-1)$$

$$M2_t = \gamma_{m2,t} + f_{m2\pi,t} \pi_t + \gamma_{1,m2\pi,t} \pi_{t-1} + \gamma_{2,m2\pi,t} \pi_{t-2} + f_{m2g,t} G_t + \gamma_{1,m2g,t} G_{t-1} + \gamma_{2,m2g,t} G_{t-2} + \gamma_{1,m2m2,t} M2_{t-1} + \gamma_{2,m2m2,t} M2_{t-2} + k_{m2,t} \xi_t^{m2} \quad (13-2)$$

其中,式(13-1)表示价格型政策规则,式(13-2)表示数量型政策规则。

表2列述了不同政策规则的政策反应系数。由式(13-1)和式(13-2)可知,价格型和数量型规则的平滑系数即政策变量(利率和M2增速)滞后项系数加总,用于衡量货币政策的平滑程度。价格型和数量型规则对通胀的即期反应系数(以下简称即期通胀反应系数)和对产出缺口的即期反应系数(以下简称即期产出反应系数),即货币政策对同期通胀和产出缺口的反应系数,用于衡量货币政策对通胀和产出缺口的即期影响。价格型和数量型规则对通胀的长期反应系数(以下简称长期通胀反应系数)和对产出缺口的长期反应系数(以下简称长期产出反应系数),用于衡量货币政策对通胀和产出缺口的长期影响。^①

表2 不同政策规则的政策反应系数

反应系数	价格型政策规则	数量型政策规则
平滑系数	$\gamma_{1,rr,t} + \gamma_{2,rr,t}$	$\gamma_{1,m2m2,t} + \gamma_{2,m2m2,t}$
即期通胀	$f_{r\pi,t}$	$f_{m2\pi,t}$
即期产出	$f_{rg,t}$	$f_{m2g,t}$
长期通胀	$(f_{r\pi,t} + \gamma_{1,r\pi,t} + \gamma_{2,r\pi,t}) / (1 - \gamma_{1,rr,t} - \gamma_{2,rr,t})$	$(f_{m2\pi,t} + \gamma_{1,m2\pi,t} + \gamma_{2,m2\pi,t}) / (1 - \gamma_{1,m2m2,t} - \gamma_{2,m2m2,t})$
长期产出	$(f_{rg,t} + \gamma_{1,rg,t} + \gamma_{2,rg,t}) / (1 - \gamma_{1,rr,t} - \gamma_{2,rr,t})$	$(f_{m2g,t} + \gamma_{1,m2g,t} + \gamma_{2,m2g,t}) / (1 - \gamma_{1,m2m2,t} - \gamma_{2,m2m2,t})$

(二)数据处理

基于上述分析可知,本文实证分析涉及通胀、产出缺口、利率和M2增速四个变量。样本数据来源于中经网统计数据库,数据跨度为1996年第一季度至2022年第四季度。由于先验分布设定及滞后阶数确定须耗费一定样本,因而用于实证分析的样本数据跨度为2001年第三季度至2022年第四季度。

对于通胀而言,现有文献通常选用GDP平减指数、商品零售物价指数以及居民消费物价指数三个指标作为代理变量。GDP平减指数用于衡量某一时期商品和劳务价格的变动情况。理论上而言,该指标最适宜选作通胀的代理变量,但考虑到其计算过程相对复杂,且资料收集较为困难,国内学者较少使用。鉴于商品零售物价指数在构建过程中剔除了第三产业的变化,因而并不能合理反映一般物价水平的变动情况。相较而言,居民消费物价指数能够更为全面地反映物价水平的变动情况。为此,本文遴选居民消费物价指数作为通胀的代理变量,鉴于官方网站仅公布月度数据,因而通过三项移动平均求得季度数据,在此基础上减100即可获得通胀率。

对于产出缺口而言,须首先估算出潜在产出。对此,已有研究主要包括两类估算方法:一是生产函数法(陆军、钟丹,2003);二是趋势分解法,较为常见的如线性趋势分解法(谢平、罗雄,2002)、二次趋势分解法(Clarida等,1998)和HP滤波法(陈创练等,2016)。理论上而言,基于生产函数法

^① 囿于篇幅,长期政策反应系数的推导过程未予列出,留存备索。

估算的潜在产出最为准确,但充分就业下劳动和资本的统计存在较大难度,因而基于该方法测算的结果可能存有一定误差。对于趋势分解法而言,无论是线性趋势分解法还是二次趋势分解法,其美中不足之处在于对拟合时期的选取较为敏感。陈创练等(2016)指出,基于HP滤波法获得的产出缺口与采用生产函数法估算的产出缺口极为吻合。为此,本文沿用这一做法,首先采用Census-X12方法对GDP季度同比增速进行季节性调整,在此基础上进行HP滤波提取周期性序列即可获得产出缺口。为便于下文验证结论的稳健性,这里我们同样基于线性趋势分解法和二次趋势分解法估算潜在产出,继而测算产出缺口(见图2右上图)。^①可以发现,基于线性趋势分解法、二次趋势分解法以及HP滤波法测算的产出缺口的动态演进路径大体一致,趋势耦合良好。

对于利率而言,相较于银行存贷款利率和银行间债券质押式回购交易利率而言,银行间同业拆借利率不仅能够准确甄别市场资金的价格走势,而且可以迅速捕获市场资金的供求状况。为此,本文采用7天银行间同业拆借加权平均利率作为价格型政策工具的代理变量。

对于M2增速而言,虽然当前我国货币政策正由数量型向价格型转变,但一定时期内数量型政策工具仍旧发挥重要作用,特别是在应对突发事件或重大危机时,数量型政策工具往往具有立竿见影的效果。一个典型的例证是,2017年4月—2020年2月,我国M2增速连续35个月保持个位数运行(见图2右下图浅灰色阴影区域)。而当新冠疫情致使我国2020年第一季度经济负增长时,政府再度启用宽松的数量型政策工具,M2增速于2020年3月升至两位数,待经济平稳后,M2增速又于2021年1月回归个位数。

图2列示了宏观经济变量的动态演进趋势。图中阴影区域表示增速放缓期,分别对应2008年国际金融危机和2020—2021年新冠疫情冲击两个时期。可以发现,在增速放缓期,通胀和产出均有较大幅度的下降。对此,政府审时度势积极应对,通过实行扩张性的价格型货币政策(降息)和数量型货币政策(增加货币供应量)提振经济。

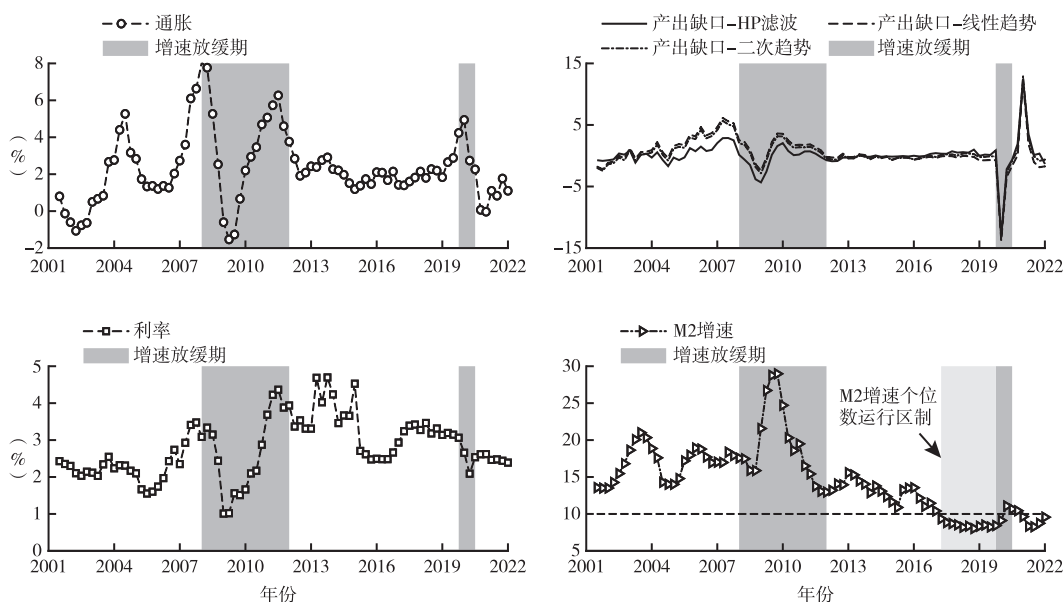


图2 宏观经济变量的动态演进趋势

注:图中两个深灰色阴影区域表示增速放缓期,浅灰色阴影区域表示M2增速个位数运行区间。

① 囿于篇幅所限,具体测算过程未予列出,留存备索。

为检验模型构建的合理性,本文对MCMC抽样和估计结果进行了Geweke检验,结果表明,时变系数、协方差、方差以及超参数的无效影响因子均通过了Geweke检验,这意味着本文构建的模型具有一定的合理性。此外,为规避时间序列数据潜在的伪回归问题,本文对相关数据进行了单位根检验,结果表明,上述数据在5%的显著性水平下均通过了单位根检验。^①

四、实证分析

(一)政策参数的动态学分析

1.政策反应系数的动态学分析

基于政策反应系数探寻央行政策取向的历史由来已久,早在20世纪末,西方学者就已通过考察不同时期的政策反应系数来审视央行抗通胀的政策主张(Judd和Rudebusch,1998;Clarida等,2000;Orphanides,2004)。本文沿用这一方法,通过透析政策反应系数来理解把握我国央行的政策取向。图3报告了不同政策规则政策反应系数的动态演进趋势。阴影区域表示16%~84%的置信区间(Confidence Interval, CI),阴影区域之间的线条表示估计参数的后验均值(下同)。

首先,对比不同政策规则的平滑系数可知,价格型规则的平滑系数在0.9上下,数量型规则的平滑系数为0.72~0.94,说明我国价格型和数量型规则均具有一定的平滑效应,且价格型规则的平滑效应强于数量型规则。同时,我国央行在调控过程中,价格型政策遵循一定的规则,数量型政策逐渐由“相机抉择型”向“规则型”转变。

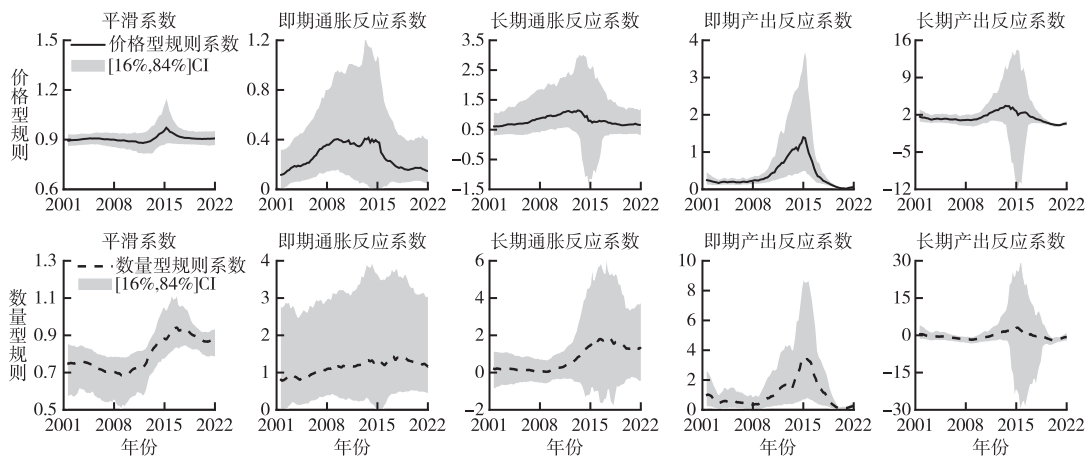


图3 不同政策规则政策反应系数的动态演进趋势

其次,对比不同政策规则对通胀的反应系数可知,短期(即期)而言,数量型规则的通胀反应系数(0.95左右)大于价格型规则(0.2~0.4);长期来看,数量型规则的通胀反应系数(0.5左右)总体上小于价格型规则(0.8左右)。这表明我国央行在应对通胀变化时短期偏向数量型规则,长期倚重

^① 本文进行50000次MCMC抽样,前20000次作为预烧抽样予以舍弃,基于后30000次抽样求得后验均值。囿于篇幅,Geweke检验和平稳性检验未予列出,留存备索。

价格型规则。这与当前我国货币政策正从数量型向价格型转变的现实背景相一致。值得一提的是,2008年国际金融危机时期,数量型规则对通胀的反应系数明显上升,这意味着我国央行在应对重大突发事件时更依赖数量型政策工具。

再次,对比不同政策规则对产出缺口的反应系数可知,短期(即期)而言,数量型规则的产出反应系数(0.5~2.8)总体上大于价格型规则(0.2~1.3);长期来看,数量型规则的产出反应系数(0.2~2.1)总体上小于价格型规则(2.0~2.9)。这表明我国央行在应对产出变化时短期偏向数量型规则,长期倚重价格型规则。这与应对通胀变化时的政策选择一致。此外,无论是价格型还是数量型规则,产出反应系数总体呈现先上升后下降的“倒U型”结构。原因主要在于经济增长长期以来是我国政府追求的首要目标,特别是我国加入世贸组织之后,经济发展进入史无前例的快车道,年均增速达10%左右。但随着经济步入新常态,政府对经济发展的质量内涵愈发重视,对经济增速有所淡化。

最后,对比不同政策规则对通胀和产出缺口的反应系数可知,短期(即期)而言,价格型和数量型规则的产出反应系数(0.2~1.3和0.5~2.8)总体上大于通胀反应系数(0.2~0.4和0.95左右);长期来看,价格型和数量型规则的产出反应系数(2.0~2.9和0.2~2.1)同样在总体上大于通胀反应系数(0.8左右和0.5左右)。换言之,无论是价格型还是数量型规则,总体而言,产出反应系数大于通胀反应系数,表明我国央行对“促增长”的偏好优于“稳通胀”(陈彦斌、陈伟泽,2021)。原因主要在于囿于经济增长主义的政策导向,我国央行在“稳通胀”和“促增长”的两难困境中,往往赋予经济增长压倒性的权重(孙俊,2013)。

2. 政策波动率的动态学分析

图4呈报了不同政策规则政策波动率的动态演进趋势。^①左右两图分别表示不同时期价格型和数量型规则的波动率。可以发现,二者的动态演进路径大体一致,但数量型政策的波动率总体上高于价格型政策,且二者的波动率具有明显的时变特征,总体呈现先升后降的“倒U型”结构。2001—2014年,二者的波动率均呈上升态势,特别是在2008年国际金融危机时期,政策波动率较为陡峭。原因主要在于这一时期我国经济蒙受多重打击,2001—2002年通缩危机、2003年“非典”肆虐、2005年投资和外需过热、2007年猪价和粮价上涨、2008年雨雪冰冻灾害和汶川大地震以及国际金融危机等多重打击使宏观经济波动加剧。为熨平经济波动,央行相机抉择色彩较为浓厚,货币政策频繁转向,从而使这一时期政策波动率不断上升,而国际金融危机时期的“四万亿”经济刺激计划更是加剧了政策的波动。2015—2022年,二者的波动率均呈下降趋势,原因主要在于这

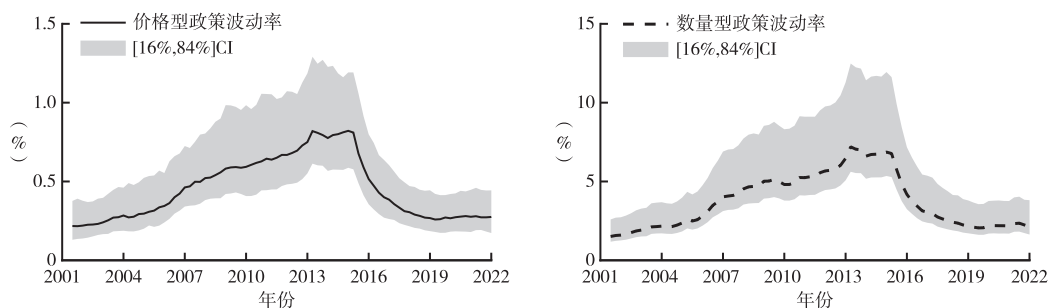


图4 不同政策规则政策波动率的动态演进趋势

① 本文的政策规则波动率指的是货币政策规则中结构冲击的波动率。下同。

一时期我国央行更加注重政策的稳定性、连续性以及有效性,同时“坚决不搞大水漫灌,着力增强定向滴灌效果”的举措切实发挥了作用。需要指出,2020—2021年波动率略有上升,原因主要在于新冠疫情使我国经济遭受冲击,为避免经济进一步下滑,我国央行适时启用了适度宽松的货币政策,从而使政策波动有所抬头。这与前文特征事实分析基本吻合。

3. 政策松紧度的动态学分析

图5汇报了不同政策规则政策松紧度的动态演进趋势。对于价格型规则而言,在0刻度线以上表示央行加息,实行紧缩性的货币政策;反之则表示央行降息,实行扩张性的货币政策。对于数量型规则而言,在0刻度线以上表示央行增加货币供给,实行扩张性的货币政策;反之则表示央行减少货币供给,实行紧缩性的货币政策。可以发现,2001—2014年,价格型和数量型规则的动态轨迹均大幅偏离0刻度线,特别是2008年国际金融危机时期,数量型和价格型规则的宽松程度分别达到了极值点(为3.78%)和次极值点(为-0.92%),表明该时期货币政策极度宽松,这与当时实行的“四万亿”经济刺激计划密不可分。2015—2022年,无论是价格型还是数量型规则均围绕0刻度线上下小幅波动,表明该时期我国央行更加注重政策的稳定性、连续性以及有效性。当然,新冠疫情时期,价格型和数量型规则的动态轨迹小幅偏离0刻度线,原因如前所述,新冠疫情对我国经济造成较大负面冲击,适度宽松的货币政策可以提供较为充裕的流动性,从而有助于宏观经济快速复苏。

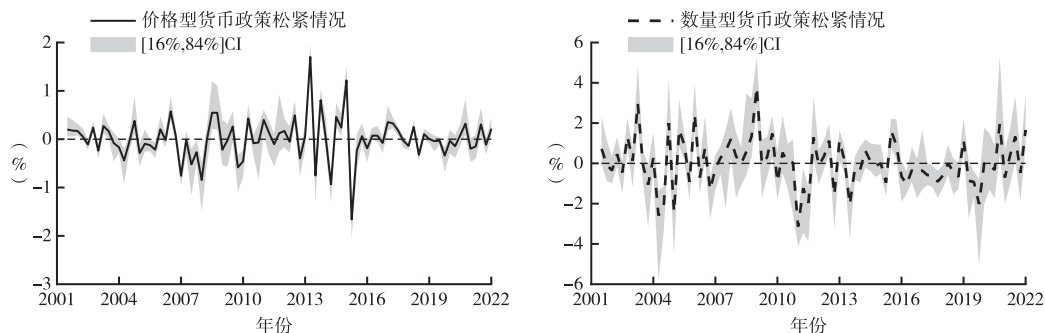


图5 不同政策规则政策松紧度的动态演进趋势

4. 政策目标的动态学分析

图6列示了不同政策规则政策目标的动态演进趋势。对于通胀目标而言,由于我国并未明确实行通胀目标制,因而官方未公布通胀的实际目标值。刘金全和张小宇(2012)指出,每年国家发展改革委向人大提交的关于某年国民经济和社会发展计划执行情况与下一年度居民消费物价指数的调控目标可视为实际目标值的近似替代。本文承袭这一做法,将报告中的调控目标作为通胀的实际目标值。通过对比通胀的估计目标值与实际目标值可知,2001—2014年,虽然数量型规则的通胀目标在数值上与实际目标值略有差别,但在演化趋势上二者总体趋于一致;而价格型规则的通胀目标在数值和演化趋势两方面均与实际目标值相差较大。2015—2022年,虽然数量型和价格型规则的通胀目标与实际目标值均有所趋同,但相对而言,价格型规则的通胀目标与实际目标值耦合更好。一个可能的原因在于,2001—2014年,宏观经济波动较为剧烈,鉴于数量型政策调控具有立竿见影的效果,故而央

行运用数量型规则熨平经济波动;2015—2022年,宏观经济波动趋缓,考虑到价格型政策调控相对温和,故而央行运用价格型规则微调经济。

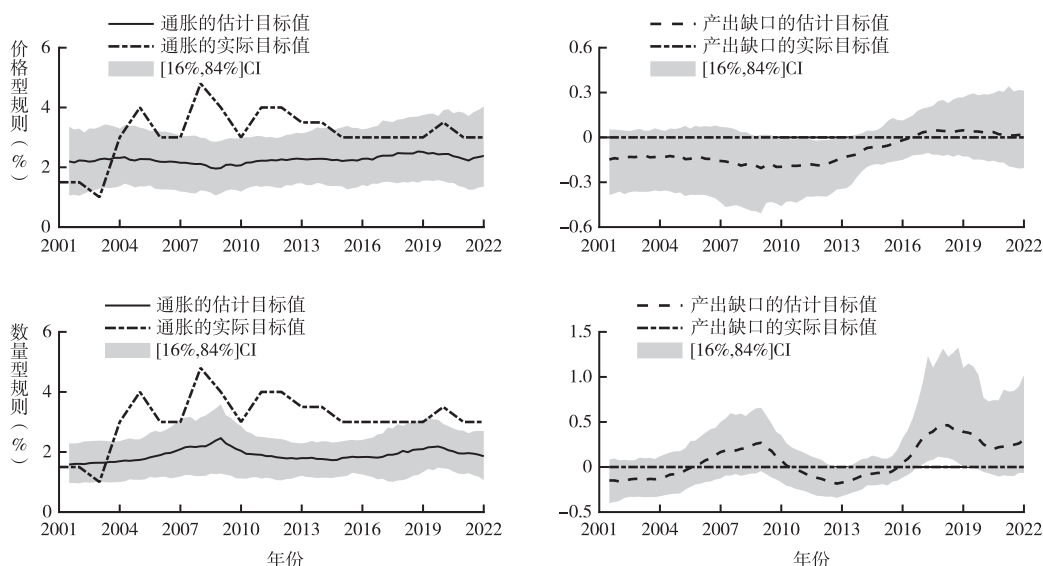


图6 不同政策规则政策目标的动态演进趋势

对于产出缺口目标而言,新凯恩斯主义宏观调控理论认为,理想的宏观调控应确保产出缺口为0,即当期产出应与潜在产出保持一致。为此,本文将每期产出缺口的实际目标值视为0。可以发现,2001—2014年,数量型规则的产出缺口目标虽然在方向上多次发生偏转,但与0目标值的偏离程度小于价格型规则,表明这一时期数量型规则的频繁转向在一定程度上发挥了积极作用;2015—2022年,价格型规则的产出缺口目标逐渐向0目标值趋近,表明这一时期价格型规则起到了关键作用。

(二)脉冲响应分析

基于上文分析可知,2001—2014年、2015—2022年两个时期不同政策规则对宏观经济变量的波动影响存在差异,因而下文着重考察这两个时期价格型和数量型规则对宏观经济变量的波动影响。图7列示了典型时期不同政策规则对宏观经济变量的波动影响。可以发现,无论是价格型还是数量型规则,两个时期通胀和产出均表现出“驼峰”形态,且二者分别于第3或第2期达到峰值,并分别于第15期和第10期回至稳态。不过,不同政策规则在两个时期对通胀和产出的波动影响存在差异。具体而言,在分别受到1单位的价格型和数量型政策冲击时,2001—2014年,通胀的最大波动幅度分别为0.46%和0.61%,产出的最大波动幅度分别为0.13%和0.98%,数量型规则对产出和通胀的波动影响大于价格型规则,表明这一时期数量型规则起主导作用;2015—2022年,通胀的最大波动幅度分别为0.28%和0.15%,产出的最大波动幅度分别为0.37%和0.29%,价格型规则对产出和通胀的波动影响大于数量型规则,表明这一时期价格型规则发挥重要作用。此外,对比两个时期货币政策冲击对通胀和产出的波动影响可知,无论是价格型还是数量型规则,2001—2014年通胀和产出的波动均大于2015—2022年。这与政策波动率的动态学分析以及特征事实分析的结论一致。

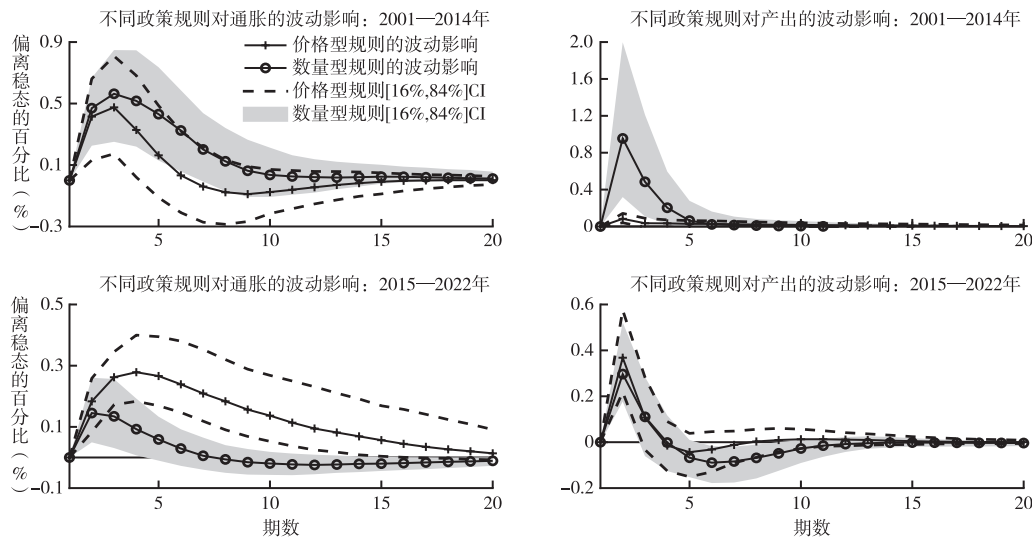


图7 典型时期不同政策规则对宏观经济变量的波动影响

(三) 稳健性检验

本文从参数先验分布、MCMC抽样频次以及产出缺口代理变量三个方面(6种不同情景)对上文结论的稳健性进行检验。对比不同情景与基准模型的结果可知,不同情景的实证分析结果总体而言与基准模型趋于一致,这意味着本文的结论具有一定的稳健性。^①

五、结论和启示

本文通过构建 TVP-SVAR 模型并引入符号约束策略识别货币政策冲击,进而从政策反应系数、政策波动率、政策松紧度、政策目标等方面揭示不同政策规则(价格型和数量型)的政策参数所蕴含的央行政策取向。在此基础上,通过脉冲响应分析对上述结论进行进一步验证。研究结果表明:我国央行在宏观调控时短期偏向数量型规则,长期倚重价格型规则,且对“促增长”的偏好优于“稳通胀”;数量型规则的波动率大于价格型规则,且二者的波动率具有明显时变特征,总体呈现先升后降的“倒U型”结构;货币政策在2008年国际金融危机时期较为宽松,经济新常态提出以后趋于稳健,新冠疫情时期适度宽松;经济新常态提出以前,数量型规则的通胀目标和产出缺口目标与实际目标值较为一致,经济新常态提出以来,价格型规则的通胀目标和产出缺口目标与实际目标值耦合较好;2001—2014年,数量型规则对产出和通胀的波动影响大于价格型规则,数量型政策规则起主导作用;2015—2022年,价格型规则对产出和通胀的波动影响大于数量型规则,价格型政策规则发挥重要作用;无论是价格型还是数量型规则,2001—2014年通胀和产出的波动均大于2015—2022年。

基于上文结论,本文将从以下两个方面提出政策建议。一是持续加强价格型和数量型规则的协调配合,助力实现宏观经济的高质量发展。必须承认,改革开放40多年来中国经济的快速发展离不开我国长期实行的价格型和数量型规则双轮驱动的政策操作实践,持续加强价格型和数量型

^① 囿于篇幅,稳健性检验涉及的图形未予列出,留存备索。

规则的协调配合对实现宏观经济的高质量发展具有重要推动作用。因此,当前应持续加强价格型和数量型规则的协调配合,为实现宏观经济的高质量发展提供强大动能。二是修正经济增长主义的惯性思维,促进形成高质量发展的新格局。虽然政府对经济增速下行的预期渐趋增强,在一定程度上弱化了经济增速目标,但囿于经济增长主义的惯性思维,政府在“稳通胀”和“促增长”的两难困境中,往往赋予经济增长压倒性权重。因此,当前应适时终止对经济增速的过分迷恋,积极转变经济发展方式,促进形成高质量发展的新格局。

参考文献:

1. 卞志村:《泰勒规则的实证问题及在中国的检验》,《金融研究》2006年第8期。
2. 陈创练、郑挺国、姚树洁:《时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究》,《经济研究》2016年第8期。
3. 陈彦斌、陈伟泽:《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》,《经济研究》2021年第3期。
4. 林建浩、王美今:《中国宏观经济波动的“大稳健”——时点识别与原因分析》,《经济学(季刊)》2013年第2期。
5. 刘金全、张小宇:《时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究》,《管理世界》2012年第7期。
6. 陆军、钟丹:《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》2003年第8期。
7. 孙俊:《货币政策转向与非对称效应研究》,《金融研究》2013年第6期。
8. 谢平、罗雄:《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》2002年第3期。
9. 张晓晶:《经济新常态》,《经济研究》2022年第7期。
10. 郑挺国、刘金全:《区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策的应用》,《经济研究》2010年第3期。
11. 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》2007年第7期。
12. Antolín-Díaz, J., & Rubio-Ramírez, J. F., Narrative Sign Restrictions for SVARs. *American Economic Review*, Vol. 108, No. 10, 2018, pp. 2802–2829.
13. Arias, J. E., Rubio-Ramírez, J. F., & Waggoner, D. F., Inference Based on Structural Vector Autoregressions Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications. *Econometrica*, Vol. 86, No. 2, 2018, pp. 685–720.
14. Belongia, M. T., & Ireland, P. N., The Evolution of U.S. Monetary Policy: 2000–2007. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 73, No. 12, 2016, pp. 78–93.
15. Boivin, J., Has US Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, No. 5, 2006, pp. 1149–1179.
16. Boivin, J., & Giannoni, M. P., Has Monetary Policy Become More Effective. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 3, 2006, pp. 445–462.
17. Carter, C. K., & Kohn, R. J., On Gibbs Sampling for State Space Models. *Biometrika*, Vol. 81, No. 3, 1994, pp. 541–553.
18. Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L., Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?. *Handbook of Macroeconomics 1A*, Vol. 1, 1999, pp. 65–148.
19. Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M., Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 1, 2000, pp. 147–180.
20. Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M., Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*, Vol. 42, No. 6, 1998, pp. 1033–1067.
21. Cogley, T., & Sargent, T. J., Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 8, No. 2, 2005, pp. 262–302.
22. Galí, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J., Technology Shocks and Monetary Policy: Assessing the Fed's Performance. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 4, 2003, pp. 723–743.
23. Herwartz, H., Maxand, S., & Rohloff, H., The Link between Monetary Policy, Stock Prices, and House Prices—Evidence from a Statistical Identification Approach. *International Journal of Central Banking*, Vol. 18, No. 5, 2022, pp. 78–93.
24. Judd, J. P., & Rudebusch, G. D., Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997. *Economic Review of Federal Reserve Bank of San Francisco*, No. 3, 1998, pp. 3–16.

25. Kim, S., Siddhartha, N., & Chib, S., Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models. *Review of Economic Studies*, Vol. 65, No. 3, 1998, pp. 361–393.
26. Lee, K., Morley, J., & Shields, K., The Meta Taylor Rule. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 47, No. 1, 2015, pp. 73–98.
27. Lubik, T., & Matthes, C., Time-varying Parameter Vector Autoregressions: Specification, Estimation, and an Application. *Economic Quarterly*, Vol. 101, No. 4, 2015, pp. 323–352.
28. Lubik, T., & Schorfheide, F., Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy. *American Economic Review*, Vol. 94, No. 1, 2004, pp. 190–217.
29. Meier, A., & Müller, G. J., Fleshing out the Monetary Transmission Mechanism: Output Composition and the Role of Financial Frictions. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, No. 8, 2006, pp. 2099–2133.
30. Orphanides, A., Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trenches. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 2, 2004, pp. 151–175.
31. Primiceri, G. E., Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, 2005, pp. 821–852.
32. Rubio-Ramírez, J. F., Waggoner, D. F., & Zha, T., Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *Review of Economic Studies*, Vol. 77, No. 2, 2010, pp. 665–696.
33. Taylor, J. B., Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, pp. 195–214.
34. Trecroci, C., & Vassalli, M., Monetary Policy Regime Shifts: New Evidence from Time-varying Interest Rate Rules. *Economic Inquiry*, Vol. 48, No. 4, 2010, pp. 933–950.

China’s Monetary Policy Rules and the Central Bank’s Policy Orientation

XUE Liguó, LIN Hui (Nanjing University, 210093)

ZHANG Runchi (Nanjing University of Posts and Telecommunications, 210023)

MA Yongyuan (Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, 211106)

Summary: China’s economy has transitioned from a period of rapid growth to one focused on high-quality development, necessitating monetary policy regulation to align with and support this transition. The People’s Bank of China has enhanced communication with the public through various channels, including participating in the State Council’s policy briefings, publishing policy responses on its website, and granting interviews to both domestic and international media outlets. The objective is to enhance the efficacy of policy transmission by employing a variety of communication strategies, ultimately bolstering the impact of monetary policy. As a result, a pertinent question arises: how can one theoretically discern and comprehend the policy orientation of the central bank? The answer may be found in the precise identification of the central bank’s monetary policy framework.

The current body of literature shows limited focus on the central bank’s potential policy orientation embedded within policy rules. Furthermore, the few articles that address this topic have primarily examined the central bank’s policy orientation through policy response coefficients, rather than integrating factors such as policy volatility, policy tightness, and policy objectives, to fully explore the central bank’s policy orientation embedded within policy rules. The primary emphasis of the aforementioned literature is on assessing the suitability of the Taylor Rule in the context of China, without taking into consideration the

practical context of China's transitional period in implementing both price-based and quantity-based policy rules. Therefore, it becomes challenging to objectively analyze the central bank's management of policy instruments across various stages and scenarios.

This study utilizes a time-varying parameter structural vector autoregressive model (TVP-SVAR) and employs a sign restriction identification scheme to uncover the central bank's policy orientation embedded within policy parameters of various policy rules (including price-based and quantity-based rules). This analysis focuses on policy response coefficients, policy volatility, policy tightness, and policy objectives. The findings indicate that China's central bank tends to prioritize quantity-based rules in the short term and price-based rules in the long term for macroeconomic regulation, with a preference for promoting growth over stabilizing inflation. The volatility of quantity-based rules surpasses that of price-based rules, and both exhibit noticeable time-varying characteristics in policy volatility, displaying an overall "inverted U-shaped" pattern of increase followed by decrease. During the global financial crisis in 2008, the monetary policy was highly loose, followed by a period of relative stability during the New Normal era, and then moderate looseness during the COVID-19 pandemic. Prior to the New Normal era, the inflation target and output gap target of quantity-based rules were more closely aligned with the actual target values. However, since the onset of the New Normal era, the inflation target and output gap target of price-based rules have shown a stronger correlation with the actual target values. These conclusions are further supported by the impulse response analysis. The findings of this study provide valuable insights for various economic agents to assess the central bank's policy orientation through an analysis of the dynamic evolution of policy parameters, and to ultimately enhance the efficacy of monetary policy.

Our research makes several contributions. Firstly, it integrates policy volatility, policy tightness, and policy objectives to analyze the policy implications inherent in policy parameters, aiding in the precise identification of the central bank's policy orientation. Secondly, our study is grounded in the practical context of China's monetary policy implementation during a period of transition, taking into account both price-based and quantity-based policy rules. This approach allows a more objective examination of how the central bank balances policy tools across various stages and circumstances. Finally, our study thoroughly evaluates the differing term structures of the long term and the short term, contributing to a more comprehensive analysis of the central bank's policy orientation.

Keywords: Monetary Policy Rules, Policy Orientation of the Central Bank, Sign Restriction

JEL: E42, E52, E61

责任编辑:诗 华