

我国经济增长质量的混频测度 与货币政策调控方式转型^{*}

刘金全 张龙 张鑫

摘要:当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,货币政策调控方式理应服务于经济高质量发展转变。本文首先基于混频动态因子模型测度我国的经济增长质量指数,进一步运用SV-TVP-FAVAR模型量化分析货币政策的经济增长质量效应。结果表明:我国经济增长质量具有一定阶段波动性,但整体呈现出上升态势,其走势符合我国经济既定事实;不同阶段不同货币政策的经济增长质量效应不同,货币政策调控存在冲击滞后异质性和冲击极值波动性;不同评价指标下,货币政策的经济增长质量调控效果存在差异,价格型货币政策为“多指标”评价体系下的最优政策选择。因此,货币当局应该合理利用不同货币政策的经济增长质量效应,构建“价主量辅”的混合型货币政策规则,引导我国经济迈向高质量发展。

关键词:货币政策 增长质量 调控方式 评价体系

一、引言

十九大报告指出:“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期”。实现更高质量、更有效率、更加公平的发展是新时代我国经济工作的重中之重,也是未来很长时间内政策当局制定经济政策和实施宏观调控的主要出发点(高培勇,2017)。经济高质量发展的客观要求促使政策当局的决策行为从经济增长速度最优调控方式选择延伸至经济增长质量最优调控方式选择,我国的经济政策调控方式转型迫在眉睫。货币政策作为我国主要的经济政策手段,在宏观调控中始终发挥着基础性和预见性作用,其工具选择和方式转型理应服务于经济高质量发展的要求,在经济迈向高质量发展过程中扮演着重要角色。

在我国经济快速增长期间,在经济增长、通胀等目标上,数量型与价格型货币政策工具取得了显著的调控效果。近年来,随着收入分配不均、经济增长效率低下等现象逐步凸显,各方人士开始关注经济增长的质量问题,经济增长的质量成为货币当局构建货币政策框架不可缺少的重要因素。在经济面临下行压力及高质量发展的现实背景和客观要求下,如何运用数量型与价格型货币政策工具有效保证我国的经济增长质量^①,这不仅是一个重大的理论问题,也是一个不可回避的现

^{*} 刘金全、张龙、张鑫,吉林大学商学院,邮政编码:130012,电子邮箱:jinquan1964@sina.cn, jdsjzl2017@sina.cn, 16424681@qq.com。本文受国家自然科学基金面上项目“经济新常态下经济增长的趋势性与收敛性研究”(71873042)、国家社会科学基金重大项目“引领经济发展新常态的市场基础、体制机制和发展方式研究”(15ZDC008)和中宣部文化名家暨“四个一批”人才项目“宏观经济政策分析与计量研究”的资助。感谢审稿专家和编辑部的有益建议,文责自负。

^① 货币政策与经济高质量发展之间的关系主要体现在货币政策如何通过特定传导机制影响经济增长质量,而货币政策的经济增长质量传导机制集中呈现在货币政策的经济增长质量传导渠道上,这种传导更多地体现为间接传导。具体来说,数量型货币政策与价格型货币政策首先通过利率、汇率、资产价格和信贷等传导渠道调控宏观经济中的产出、通胀等变量,进一步影响经济波动、经济增长福利等相关指标,最终实现货币政策对经济增长质量的宏观调控,这种间接传导表现出单一渠道、多渠道及其交叉渠道传导特征。

实问题,理论界和学术界对经济高质量发展和货币政策调控的关联问题展开了大量理论探讨和实证研究。

有的学者基于经济增长质量“单维度”指标考察经济增长质量问题,并提出有针对性的政策建议。一些学者基于结构优化视角考察增长质量问题,确定了产业优化目标方向,并提出可行的产业结构优化政策建议(Fusaro & Dutkowsky, 2011; 王东京, 2017)。一些学者基于结构波动视角论证增长质量问题,认为一国经济风险和波动状态关乎其经济增长质量,政府应重视并适时采取针对性措施缓和过度波动(刘金全、张鹤, 2003; Sunaga, 2017)。还有一些学者基于收入分配视角解析增长质量问题,从理论和实证“双重”视角诠释了经济增长质量与收入分配间的交互效应,国家需从宏观战略上重视收入分配不平等问题(Genicot & Ray, 2017; 王艺明, 2017)。此外,一些学者基于资源环境视角考察增长质量问题,并重点刻画了环境污染和治理对经济增长质量的影响(Muller et al., 2011; 陈诗一、陈登科, 2018)。

随着理论界和学术界对经济增长质量内涵认识的逐步加深,有的学者开始基于经济增长结构、经济增长稳定性以及经济增长效率等“多维度”指标考察经济增长质量问题,并提出一些可行的政策建议。钞小静、任保平(2011)基于经济增长结构、经济增长稳定性、经济增长福利和分配、经济增长生态环境代价 4 个质量维度,运用主成分分析法测算了我国经济增长质量指数(QEGI),并构建了我国经济增长质量监测的预警系统。进一步,魏婕、任保平(2012)在 4 个质量维度的基础上,增加了经济增长效率和国民经济素质 2 个指标,基于 6 个质量维度测算了我国各省区的经济增长质量指数,并对经济增长数量和增长质量之间存在的“背离”现象进行了结构性解析。

相比于经济质量的评判和政策建议,理论界和学术界关于经济高质量发展背景下的货币政策调控方式的研究更少,且视角相对单一。Louis & Balli(2013)、陈利锋(2015)等基于 SVAR 模型和 DSGE 模型分析了货币政策与失业之间的相关关系,得出合理的货币政策工具有利于缓解失业压力并减少社会福利损失。郭豫媚等(2016)的研究发现,恰当的货币政策工具选择能大幅缓和波动,使经济系统迅速收敛至稳态水平,并提高社会经济福利。江春等(2018)、Guerallo(2018)等在 DSGE 模型和 VAR 模型框架下分析了货币政策对居民收入分配的动态效应,得出货币当局实施弱化通胀波动干预的货币政策能有效解决居民收入分配不均问题。徐忠(2018)从理论上论证了我国经济转向高质量发展阶段背景下,宏观经济的货币政策调控方式应从数量型货币工具调控为主转向价格型货币工具调控为主。

梳理已有文献发现,大量学者探讨了经济增长质量与货币政策调控方式转型相关问题,成果较为丰富,为本文提供了坚实的理论支撑和实证经验。但仍存在不足之处:(1)关于经济增长质量的测度,多数学者选择评价指标比较随意,指标权重大多采用主观赋值,缺乏对经济系统的动态刻画,研究结论有待商榷;(2)关于经济高质量发展与货币政策的关联研究极为稀少,尚未有学者对经济高质量发展背景下的货币政策调控方式进行系统分析。此外,货币当局还面临着诸如:我国经济高质量发展的货币政策框架体系究竟是数量型规则还是价格型规则?不同评价体系下,是否存在经济高质量发展下货币政策的最优工具选择?等现实问题,本文将就这些问题进行深入探讨。

本文在前人研究的基础上,首先,基于经济增长结构、经济增长效率等 6 个维度的宏观经济指标构建混频动态因子模型测度我国的经济增长质量指数,进一步通过冲击极值、调控幅度和响应周期等“多指标”评价体系,运用 SV-TVP-FAVAR 模型对我国货币政策的经济增长质量效应进行脉冲响应量化分析。结果证实,我国的经济增长质量整体呈现出上升态势,但具有一定阶段波动性,不同货币政策对经济增长质量的冲击存在滞后异质性和极值波动性。进一步研究发现,“单指标”评价体系下,数量型与价格型货币政策在调控经济增长质量上各有优势,价格型货币政策为“多指标”评价体系下的最优政策选择,货币当局应构建“价主量辅”的货币政策规则。相比于以往文献,本文的边际贡献主要体现在:(1)在研究内容上,定量测算了我国的经济增长质量指数,并将经济增长质量与货币政策调控问题进行有效对接,从而实现高质量发展下货币政策的最优工具选择;(2)在研究方法

上,赋予了经济增长质量测算模型和货币政策调控脉冲分析模型动态特征,使模型分析更加符合实际经济运行时变态势,增强了研究结论的可靠性;(3)在评价指标上,在传统文献普遍采用的冲击极值或响应周期等“单指标”评价指标基础上,引入了调控幅度、总效应和阶段效应等评价指标,从而实现了经济增长质量货币政策调控的“多指标”量化评价。

二、模型构建

为了量化分析货币政策的经济增长质量效应,首先需要基于经济增长质量内涵,科学测算我国的经济增长质量。考虑到传统同频模型要求数据同频,如数据频率不一致,需运用算数或几何平均的方法将高频数据转为低频数据,丧失了部分实时监测的功效。鉴于此,本文参考尚玉皇、郑挺国(2018)的研究,采用混频动态因子模型测算我国经济增长质量指数,并通过 SV-TVP-FAVAR 模型对货币政策的经济增长质量效应进行脉冲量化分析。选取模型的主要依据在于,我国经济系统时变特征明显,随机波动性较大,混频动态因子模型和 SV-TVP-FAVAR 模型可以有效兼顾经济系统的时变和随机特征,使分析结论更加可靠。此外,总量脉冲可能弱化金融变量的阶段特征,能够进行阶段整合脉冲分析的 SV-TVP-FAVAR 模型具有一定可行性且尤为必要。本文将混频动态因子模型测算的经济增长质量指数作为 SV-TVP-FAVAR 模型中的观测变量,从而实现货币政策的经济增长质量效应量化分析。

(一)混频动态因子模型

本文采用混频动态因子模型测算经济增长质量指数。传统动态因子模型为:

$$\begin{pmatrix} X_t^h \\ Y_t^h \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_x^h \\ \alpha_y^h \end{pmatrix} + \beta f_t + u_t \quad (1)$$

$$\Phi(L)f_t = \mu + v_{1,t} \quad (2)$$

$$\varphi(L)u_t = v_{2,t} \quad (3)$$

$$\begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix} \sim NID\left(0, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 \\ 0 \end{pmatrix}\right) \quad (4)$$

其中, X_t^h 和 Y_t^h 为 $N_1 \times 1$ 维宏观指标和 $N_2 \times 1$ 维合成指标, α_x^h 和 α_y^h 为 $N_1 \times 1$ 和 $N_2 \times 1$ 维系数向量, $\beta = [\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_{N_1+N_2}]$ 为 $(N_1 + N_2) \times 1$ 维因子载荷, L 为滞后算子, f_t 为共同因子, u_t 为 $(N_1 + N_2) \times 1$ 维异质因子。本文构建测算 QEGI 的混频动态因子模型,假设经济中低频经济观测数据对应潜在不可观测的高频指标:

$$X_t^l = \prod X_t^{h*} \quad (5)$$

其中, X_t^l 为 $S \times 1$ 维低频指标向量, $X_t^{h*} = [x_{t,P_1}^h, x_{t,P_2}^h, \dots, x_{t,P_S}^h]$ 为 $SP \times 1$ 维高频向量。令 P_i 为低频指标 (i) 对应的潜在高频观测值数, SP 为所有低频指标对应的高频指标数总和, $\prod_{(S \times SP)}$ 为所有低频指标与对应的高频指标相互关系,具体关系如下:

$$\prod_{(S \times SP)} = \begin{bmatrix} \prod_{1 \times P_1} & 0_{1 \times P_2} & \cdots & 0_{1 \times P_S} \\ 0_{1 \times P_1} & \prod_{1 \times P_2} & \cdots & 0_{1 \times P_S} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0_{1 \times P_1} & 0_{1 \times P_2} & \cdots & \prod_{1 \times P_S} \end{bmatrix} \quad (6)$$

进一步,不可观测高频指标与其他高频指标方程为:

$$\begin{pmatrix} X_t^h \\ X_t^h \\ Y_t^h \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_x^h \\ \alpha_x^h \\ \alpha_y^h \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_x^h \\ \beta_x^h \\ \beta_y^h \end{pmatrix} f_t + \begin{pmatrix} u_{x,t} \\ u_{x,t} \\ u_{y,t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

$$\Phi(L)f_t = \mu + v_{1,t} \quad (8)$$

$$\varphi(L)u_t^* = v_{2,t} \quad (9)$$

$$\begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix} \sim NID\left(0, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 \\ 0 \end{pmatrix}\right) \quad (10)$$

其中, $u_t^* = [u_{x,t}^*, u_{x,t}^*, u_{y,t}^*]'$ 为 $(SP + N_1 + N_2) \times 1$ 维异质因子向量, α_x^h 为 $SP \times 1$ 维向量, β_x^h 为 $SP \times 1$ 维向量因子载荷, β_x^h 为 $N_1 \times 1$ 维向量, β_y^h 为 $N_2 \times 1$ 维向量。结合式(6)~(10), 可以将混频经济增长质量指数模型写成状态空间形式:

$$\begin{pmatrix} X_t^l \\ X_t^h \\ Y_t^h \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_x^{\Pi^*} \\ \alpha_x^h \\ \alpha_y^h \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{x,t}^* \\ \beta_x^h \\ \beta_y^h \end{pmatrix} f_t + \begin{pmatrix} u_{x,t}^{\Pi^*} \\ u_{x,t} \\ u_{y,t} \end{pmatrix} \quad (11)$$

$$\Phi(L)f_t = \mu + v_{1,t} \quad (12)$$

$$\varphi(L)u_t^* = v_{2,t} \quad (13)$$

$$\begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix} \sim NID\left(0, \begin{pmatrix} \sigma_f^2 \\ 0 \end{pmatrix}\right) \quad (14)$$

其中, $\alpha_x^{\Pi^*} = \Pi \alpha_x^h$, $\beta_{x,t}^* = \Pi \beta_x^h$, $u_{x,t}^{\Pi^*} = \Pi u_{x,t}^*$ 。在经济增长质量估计过程中, 令 $M_t X_t^l = M_t \Pi(L) X_t^h$, 当低频指标不存在时, 卡尔曼滤波预测过程忽略低频指标信息。

(二)SV-TVP-FAVAR 模型

参考 Primiceri(2005)的方法将 VAR 模型扩展为 TVP-FAVAR 模型:

$$y_t = c_{1t}y_{t-1} + c_{2t}y_{t-2} + \dots + c_{pt}y_{t-p} + v_t \quad (15)$$

其中, $y_t' = [f_t', z_t', q_t', r_t']$, f_t 为 $K \times 1$ 维共同因子向量, z_t 为 $M \times 1$ 维观测向量, q_t 为数量型货币政策工具, r_t 为价格型货币政策工具, c_{it} ($i=1, 2, \dots, p$) 为滞后项系数 $(M+K+2) \times (M+K+2)$ 矩阵, v_t 为白噪声, $v_t \sim N(0, \Omega_t)$ 。

x_{it} 可以由 f_t , z_t , q_t 和 r_t 回归分析得到, 且具有随机波动率的残差项, 形式如下:

$$\begin{cases} x_{it} = \tilde{\lambda}_i^f f_t + \tilde{\lambda}_i^z z_t + \tilde{\lambda}_i^q q_t + \tilde{\lambda}_i^r r_t + u_{it} \\ u_{it} = b_{i1}u_{i,t-1} + \dots + b_{is}u_{i,t-s} + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (16)$$

其中, $\tilde{\lambda}_i^f$ 和 $\tilde{\lambda}_i^z$ 为 $M \times K$ 矩阵和 $N \times M$ 维矩阵, $\tilde{\lambda}_i^q$ 和 $\tilde{\lambda}_i^r$ 为 $N \times 1$ 维向量, 假定 $E(\epsilon_{it}, f_t) = 0$ 和 $E(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt'}) = 0$ 对 $\forall i, j = 1, 2, \dots, N, t, t' = 1, 2, \dots, T, i \neq j, t \neq t'$ 成立, 式(16)写成:

$$x_t = \lambda^f f_t + \lambda^z z_t + \lambda^q q_t + \lambda^r r_t + F(L)x_t + \epsilon_t \quad (17)$$

其中, $F(L) = \text{diag}[b^1(L), \dots, b^n(L)]$, $b^i(L) = b_{i1}L^1 + \dots + b_{in}L^n$, $\lambda^j = [I_n - F(L)]^{-1} \tilde{\lambda}^j$, $j=f, z, q, r, \epsilon_{it} \sim N(0, H_t)$, $H_t = \text{diag}[\exp(h_{1t}), \dots, \exp(h_{nt})]$, $t=1, 2, \dots, T$, 残差服从随机游走, $h_{it} = h_{i,t-1} + \eta_i^h$, $\eta_i^h \sim N(0, \sigma_h)$ 。利用三角矩阵将因子误差的协方差矩阵分解处理:

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \quad (18)$$

其中, $\Sigma_t = \text{diag}(\sigma_{1t}, \dots, \sigma_{k+1t})$, 将式(16)中的参数堆栈在 $C_t = (c'_{1t}, \dots, c'_{pt})$, $\log \sigma_t = (\log \sigma'_{1t}, \dots,$

$\log\sigma'_t$)' 和 $a_t = (a'_{1t}, \dots, a'_{j(j-1)t})'$ 中, 假定矩阵服从 Koop et al(2009)形式:

$$\begin{cases} C_t = C_{t-1} + J_u^c \eta_t^c \\ a_t = a_{t-1} + J_u^a \eta_t^a \\ \log\sigma_t = \log\sigma_{t-1} + J_{hu}^\sigma \eta_t^\sigma \end{cases} \quad (19)$$

其中, $\eta_t^\omega \sim N(0, Q_\omega^-)$; $\bar{\omega} = C, a, \log\sigma$ 为新息向量; Q_ω^- 为与参数 C_t, a_t 和 $\log\sigma_t$ 有关的新息协方差矩阵。利用滞后算子处理 VAR 系统, 构建 SV-TVP-FAVAR 模型:

$$y_t = C_t(L)y_t + A_t^{-1}\Sigma_t \varepsilon_t^y \quad (20)$$

$$g_t = \Lambda y_t + F(L)g_t + W_t \varepsilon_t^g \quad (21)$$

其中, $y_t' = [f_t', z_t', q_t, r_t]$, $W_t = \text{diag}[\exp(h_{1t})/2, \dots, \exp(h_{mt})/2, 0_{1 \times M+2}]$, $W_t W_t' = [H_t', 0_{1 \times M+2}]$, $C_t(L) = c_{1t}L^1 + \dots + c_{pt}L^p$, $g_t' = [x_t', z_t', q_t, r_t]$ 扰动项 $(\varepsilon_t^g, \varepsilon_t^y)$ 服从正态分布。

根据式(20)和(21)最终得到脉冲响应分析所需的模型 VEM 形式:

$$g_t = (1 - F(L))^{-1} \Lambda (1 - C(L))^{-1} A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t^y + (1 - F(L))^{-1} W_t \varepsilon_t^g \quad (22)$$

进一步, 参考 Canova & Gambetti(2009)的设定方式, 设模型中的参数满足:

$$\begin{cases} \lambda_i^v \sim N(0_{1 \times m}, 10I_m), v \in \{f, z, q, r\} \\ F_i(L) \sim N(0_{1 \times m}, 10I_m) \\ h_{i0} \sim N(0, 4) \\ \sigma_h^{-1} \sim \text{gamma}(0.01, 0.01) \end{cases} \quad (23)$$

$$\begin{cases} C_0 \sim N(\hat{C}, \hat{V}), \alpha_0 \sim N(0, 4I), \log\sigma_0 \sim N(0, 4I) \\ Q_B^{-1} \sim W\{0.05 \times [\dim(B) + 1] \times \hat{V}, [\dim(B) + 1]\}, B \in \{C, a, \sigma\} \end{cases} \quad (24)$$

其中, $\dim(C) = m \times m \times p$, $\dim(\alpha) = m \times (m - 1)/2$, $\dim(\sigma) = m$, 首期滞后系数 $\hat{C} = 0.9$, 其他滞后系数 $\hat{C} = 0$ 。 $\hat{V}_{ij} = 1/c^2$, $\hat{V}_{ij} = 0.001s_i^2/c^2s_j^2$, $c = 1, \dots, p$, $s_i^2, p(J_t^\omega = 1) = \pi_\omega^- = 1 - p(J_t^\omega = 0)$, $\pi_\omega^- \sim \text{Beta}(1, 1)$, $E(\pi_\omega^-) = 0.5$, $c = 1, \dots, p$, $s_i^2, \text{std}(\pi_\omega^-) \cong 0.29$, $\bar{\omega} \in \{C_t, a_t, \log\sigma_t\}$ 。

三、实证分析与检验

(一)我国经济增长质量的混频测度

1. 指标选取与核算方法。经济增长质量涉及经济发展的很多方面, 本文力争基于多维度指标构建经济增长质量评价体系。参考魏婕、任保平(2012)的研究, 从经济增长效率、经济增长结构等维度选取经济增长质量指标^①。指数维度和评价指标选取原因如下: 经济增长效率通常指投入要素的利用效率, 经济增长效率越大说明经济增长质量越高, 评价指标有全要素生产率、资本生产率等; 经济增长结构从要素配置和生产分布视角揭示经济增长质量, 评价指标有产业结构、收入结构等; 经济增长稳定性对经济发展持续性有重要影响, 评价指标有经济波动率、消费价格波动率等; 经济增长福利与分配能够反映经济发展带来社会福利, 评价指标有人均 GDP、城镇居民家庭泰尔系数等; 经济增长生态环境诠释了经济增长资源利用状况, 评价指标有单位地区生产总值能耗、单位产出污水排放数等; 国民经济素质指经济增长过程中的资金去向比例, 评价指标有人均公路数、教育支出占财政支

^①经济增长质量内涵丰富, 本文基于多指标评价经济增长质量。不可否认, 本文尚属评价经济增长质量的一种尝试, 所选指标虽尽力涵盖经济增长质量内涵, 但仍可能存在遗漏个别指标的现象, 随着增长质量内涵、统计数据和研究方法的逐步完善, 经济增长质量评价必然更加合理。

出比重等。经济增长质量指标情况如表1所示。

2. 我国经济增长质量的趋势性与波动特征。基于表1测算指标,本文通过中经网统计数据库、Wind数据库、历年《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》和国家统计局等网站查询相关数据进行指标计算,进一步运用混频动态因子模型测算1997年第1季度至2017年第4季度我国的经济增长质量指数。1997年第1季度至2017年第4季度我国经济增长质量的演进趋势如图1所示。

表1 经济增长质量指标

指数维度	评价指标	获取方法	属性
经济增长效率	全要素生产率	DEA方法核算	正向
	资本生产率	GDP/资本存量	正向
	劳动生产率	GDP/从业人数	正向
经济增长结构	第一产业比较劳动生产率	第一产业产值占总产值比重/第一产业就业占总就业比重	正向
	第二产业比较劳动生产率	第二产业产值占总产值比重/第二产业就业占总就业比重	正向
	第三产业比较劳动生产率	第三产业产值占总产值比重/第三产业就业占总就业比重	正向
	工业化率	非农产业就业人口数/总就业人口数	正向
	收入结构	城镇居民人均可支配收入/农民人均纯收入	中性
	消费率	最终消费支出/GDP	中性
	国际收支比重	进出口额/GDP	正向
	金融相关率	金融机构存贷款余额/GDP	正向
经济增长稳定性	经济波动率	$g' = (g_t - g_{t-1}) / g_{t-1}$	逆向
	消费价格波动率	$cp_i' = (cpi_t - cpi_{t-1}) / cpi_{t-1}$	逆向
	生产价格波动率	$ppi' = (ppi_t - ppi_{t-1}) / ppi_{t-1}$	逆向
经济增长福利与分配	人均GDP	GDP/人口数	正向
	城镇居民家庭恩格尔系数	直接查询获取	逆向
	农村居民家庭恩格尔系数	直接查询获取	逆向
经济增长生态环境	单位地区生产总值能耗	能源消费量/GDP	逆向
	单位地区生产总值电耗	电力消费量/GDP	逆向
	单位产出大气污染程度	工业废气排放总量/GDP	逆向
	单位产出污水排放数	工业废水排放总量/GDP	逆向
	单位产出固体废物排放数	工业废弃物产生量/GDP	逆向
国民经济素质	人均公路数	公路里程/人口数	正向
	人均铁路数	铁路里程/人口数	正向
	教育支出占财政支出比重	教育支出/财政支出	正向
	科学技术占财政支出比重	科学技术支出/财政支出	正向
	一般公共服务支出占财政支出比重	一般公共服务支出/财政支出	正向
	行政费用支出占财政支出比重	行政费用支出/财政支出	逆向

注:表中经济增长质量评价指标数据涉及年度、季度和月度等不同频率数据。其中,年度数据需要利用插值方法转换为季度数据,正向指标、逆向指标和中性指标数据在标准化处理基础上,进一步运用混频状态空间模型基于处理后的季度和月度数据合成我国的经济增长质量指数。

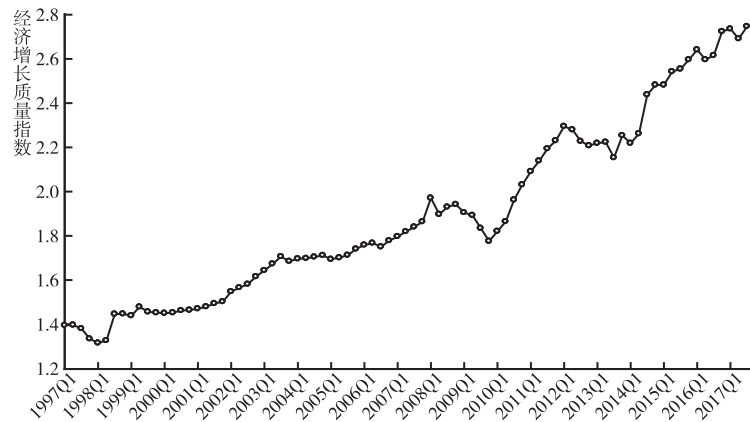


图1 1997年第1季度至2017年第4季度我国经济增长质量的演进趋势

由图1可知,1997年第1季度至2017年第4季度我国的经济增长质量呈现上升态势,经济增长质量指数由1997年第1季度的1.40上升到2017年第4季度的2.76,接近翻倍,经济增长质量得到较大提升。但同时,我国经济增长质量表现出一定的波动性,尤其在1997年亚洲金融危机时期、2001年底入世前后、2008年世界经济危机期间和经济新常态初期,经济增长质量均出现较为明显的波动。

(1)亚洲金融危机期间,我国经济增长质量指数由1997年第2季度的1.41下降到1998年第1季度的1.32,经济增长质量出现一定下滑,但下滑幅度不大。原因可能在于当时我国更加关注经济增长数量,对资源环境、结构优化等经济增长质量问题关注不够,加之经济系统开放不足,致使亚洲金融危机对我国当时的经济增长质量干扰较小。

(2)加入WTO前后,我国经济增长质量指数由2001年第2季度的1.48上升至2003年第3季度的1.71,涨幅达到15.5%,反应极为灵敏。原因可能在于,本文的经济增长质量指数是基于大量混频数据测算获得,其波动性可能会受到很多内外部政策影响,因此,可能出现经济增长质量指数升降与个别“典型”事件出现领先滞后错位关系。

(3)世界经济危机期间,我国经济增长质量指数由2008年第1季度的1.97下降到2009年第4季度的1.78,降幅达10.7%,经济增长质量出现大幅下滑。分析其原因可能是,次贷危机及其快速蔓延成的世界经济危机使我国经济增长质量的大量正(负)向二级指标出现负(正)增长,造成我国经济增长质量出现明显下滑。

(4)经济新常态初期,我国经济增长质量指数由2012年第1季度的2.29下降到2013年第3季度的2.15,降幅为6.5%,经济增长质量出现一定下滑。原因可能在于经济新常态虽然包含资源配置和产业结构优化等诸多好的方面,但我国经济同样面临着“三期叠加”阵痛效应,存在经济增速和动力转换等短期冲击,人均GDP等经济增长质量正向指标和经济波动率等逆向指标间产生短期博弈,由此造成我国经济增长质量在经济新常态初期总体呈现出短期下降趋势,但这种下降趋势必然不会持久。

总之,从我国经济增长质量的演进趋势看,1997年第1季度至2017年第4季度我国的经济增长质量总体呈上升态势,但不同发展阶段经济增长质量的上升速度有所差异。我国经济增长质量的波动性与“典型事件”有所关联,且可能呈现出一定的领先滞后关系,世界经济危机及经济新常态初期的下降特征较为突出,其发展趋势和波动性符合我国经济运行规律、既有发展事实和经济高质量发展要求。

(二) 货币政策对经济增长质量的冲击效应

1. 共同因子提取。根据研究需要,本文将研究区间定为1997年第1季度至2017年第4季度,SV-TVP-FAVAR模型所需数据来源于中经网统计数据库和Wind数据库。为了克服可能存在的信

息遗漏问题,本文基于56个宏观经济变量进行共同因子提取。其中,将第一产业增加值和进出口总额等经济变量提取为共同因子CF1,将消费价格指数和生产价格指数等经济变量提取为共同因子CF2。需要说明的是,在运用SV-TVP-FAVAR模型进行脉冲分析前,需要对宏观经济变量在季节调整、平减等技术处理后进行标准化处理,从而剔除量纲影响,进一步提取共同因子^①。同时,针对提取的共同因子数据,需要进行单位根检验,检验结果显示:本文所提取的共同因子CF1和CF2在1%的显著性水平上拒绝存在单位根的原假设,即共同因子变量数据通过平稳性检验。本文所提取的共同因子CF1和CF2、GDP、CPI的趋势如图2所示。

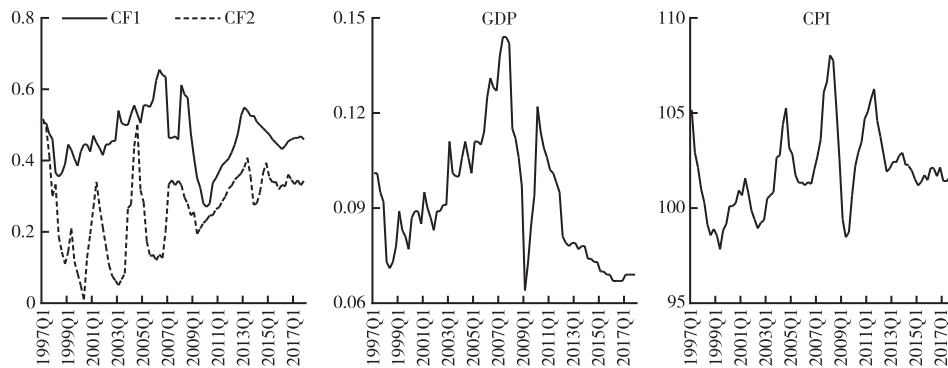


图2 共同因子与经济基本面后验均值趋势图

由图2可知,共同因子变量趋势性走势和波动转折点与亚洲金融危机、世界经济危机和经济新常态等“典型”事件基本对应,说明本文提取的共同因子较为合理。

2. 经济增长质量受货币政策冲击的脉冲响应。分析货币政策的经济增长质量调控效应必然涉及货币政策的经济增长质量传导机制,传导渠道的选择对货币政策实施效果至关重要,关于货币政策传导机制的研究主要集中在货币政策传导渠道方面。有别于货币政策通过利率、汇率、资产价格等传导渠道对产出和通胀等宏观经济产生影响,货币政策的经济增长质量传导机制可能涉及多种直接和间接传导渠道,且这种传导机制多通过经济增长质量二级指标体现。举例来说,直接传导机制体现在货币政策能通过通胀和要素异质性等渠道影响城乡收入分配或通过信用和货币等渠道影响产业结构优化。间接传导机制体现在货币政策调控产出和通胀等变量,进一步基于产出和通胀变量对产出和价格波动等经济增长质量二级指标产生影响,如货币政策通过“货币政策→实际利率→企业经营成本→总产出”渠道对产出进行调控,进而影响其他经济增长质量指标^②。

(1)总量分析。本文基于SV-TVP-FAVAR模型运用三维脉冲响应方法量化分析我国经济增长质量受数量型与价格型货币政策冲击的响应特征。数量型与价格型货币政策对经济增长质量的冲击效应如图3和图4所示。

由图3和图4可知,研究区间内,1单位正向货币政策对经济增长质量的冲击表现出一定的阶段异质性,不同周期下,数量型与价格型货币政策的效应维度和冲击极值存在差异。具体来说,1997年第1季度至2000年第4季度,1单位正向货币政策冲击短期内引起经济增长质量的负向脉冲响应,冲击发生一段时间后出现正向脉冲响应,表现出一定的冲击滞后异质性。2001年第1季度至

^①本文未对共同因子数量的确定进行详细说明,如有兴趣可参考 Alessi et al (2010)的研究。

^②本文将经济增长质量指数和货币政策工具作为SV-TVP-FAVAR模型中的观测变量和冲击变量,旨在“量化”分析货币政策的经济增长质量调控效应。针对货币政策经济增长质量效应的内在传导机制,可能需要更加完善的理论推演和计量检验进行识别,并非本文的关注重点。为此,本文并未对货币政策经济增长质量效应的传导机制进行列举分析,仅对可能的传导机制进行举例分析。主要原因在于,经济增长质量涉及经济增长效率、经济增长结构等多个指数维度,进而延伸至更多具体评价指标,而不同评价指标的货币政策传导机制可能存在较大差异。

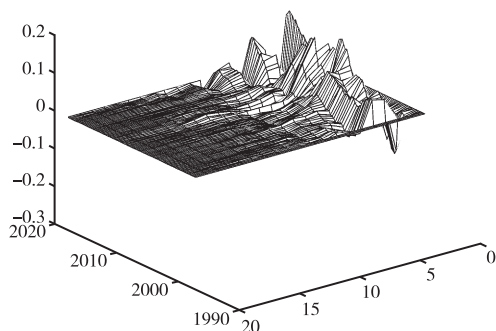


图3 数量型货币政策对经济增长质量冲击

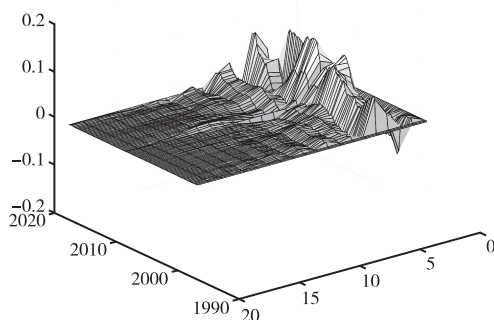


图4 价格型货币政策对经济增长质量冲击

2007年第1季度,1单位正向货币政策冲击引起经济增长质量的正向脉冲响应,不存在冲击滞后异质性,但在2002—2003年,短期内出现负向冲击效应。2007年第2季度至2010年第1季度,1单位正向货币政策冲击短期内引起经济增长质量的正向脉冲响应,不存在冲击滞后异质性,收敛性较好。2010年第2季度至2014年第4季度,1单位正向货币政策冲击短期内引起经济增长质量的负向脉冲响应,冲击发生的极短时间内迅速表现出正向脉冲响应,冲击滞后异质性较弱。2015年第1季度至2017年第4季度,1单位正向货币政策冲击短期内引起经济增长质量的正向脉冲响应,不存在冲击滞后异质性,但出现一定滞后冲击极值波动性。

总体来看,1单位正向货币政策对经济增长质量的冲击在不同阶段表现不同,冲击极值和响应周期存在一定差异,冲击极值处于 $-0.15 \sim 0.20$,响应周期在 $8 \sim 15$ 个季度。此外,有的阶段存在冲击滞后异质性,有的阶段存在冲击滞后极值波动性;有的阶段表现出“陡升陡降”或“陡降陡升”的响应特征,有的阶段表现出“陡升缓降”或“陡降缓升”的响应特征。

(2)阶段加总平均分析。为了克服随机性和滞后性等给研究结论带来的累积偏差,本文通过对不同时期脉冲响应横向加总平均的办法,量化分析货币政策对经济增长质量的动态影响。数量型货币政策与价格型货币政策对经济增长质量的冲击如图5所示。

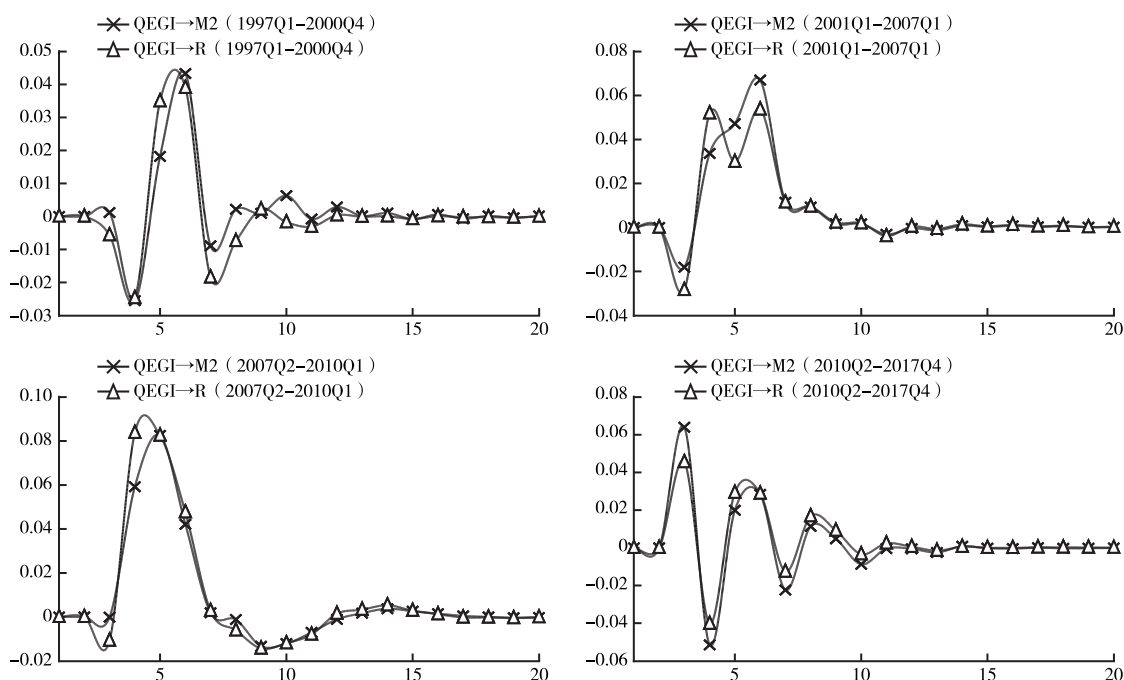


图5 不同时期货币政策对经济增长质量的冲击

由图5可知,不同阶段数量型与价格型货币政策对经济增长质量的冲击较为复杂。

第一,1997Q1—2000Q4(阶段1)的经济增长质量响应特征。从响应极值看,冲击发生后第5个季度,数量型与价格型货币政策达到冲击极大值,响应值为0.0433和0.0390;冲击发生后第3个季度,数量型与价格型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0255和-0.0247,最大响应差为0.0688和0.0637。从响应周期看,数量型与价格型货币政策的响应周期均为10个季度左右,收敛性较好。第二,2001Q1—2007Q1(阶段2)的经济增长质量响应特征。从响应极值看,冲击发生后第5个季度,数量型与价格型货币政策达到冲击极大值,响应值为0.0670和0.0537;冲击发生后第2个季度,数量型与价格型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0181和-0.0285,最大响应差为0.0851和0.0822;从响应周期看,数量型货币政策的响应周期略短于价格型货币政策的响应周期,收敛性较好。第三,2007Q2—2010Q1(阶段3)的经济增长质量响应特征。从响应极值看,冲击发生后第4个季度和第3个季度,数量型与价格型货币政策达到冲击极大值,响应值为0.0825和0.0837;冲击发生后第8个季度,数量型与价格型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0134和-0.0144,最大响应差为0.0959和0.0981;从响应周期看,数量型与价格型货币政策的响应周期均为15个季度左右,收敛性较好。第四,2010Q2—2017Q4(阶段4)的经济增长质量响应特征^①。从响应极值看,冲击发生后第2个季度,数量型与价格型货币政策达到冲击极大值,响应值为0.0640和0.0455;冲击发生后第3个季度,数量型与价格型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0515和-0.0402,最大响应差为0.1155和0.0857;从响应周期看,数量型货币政策的响应周期略短于价格型货币政策的响应周期,收敛性较好。

不同阶段不同指标下,数量型与价格型货币政策的经济增长质量调控效果存在差异。经济系统存在冲击极值或响应周期的“单指标”最优货币政策调控方式,不存在冲击极值和响应周期的“多指标”最优货币政策调控方式,货币当局的政策制定和实施似乎陷入两难。鉴于此,本文通过冲击极值、调控幅度^②、响应周期、总效应和阶段效应^③等指标评价数量型与价格型货币政策的经济增长质量效应,通过量化对比“单指标”和“多指标”结论的差异,全面解析不同时期货币政策经济增长质量效应的内在机理。不同阶段数量型与价格型货币政策对经济增长质量冲击特征如表2所示。

表2 不同阶段货币政策对经济增长质量冲击的数字特征

指标	数量型货币政策					价格型货币政策				
	冲击极值	调控幅度	响应周期(季度)	总效应	阶段效应	冲击极值	调控幅度	响应周期(季度)	总效应	阶段效应
阶段1	0.0433*	3.44 ⁺	10	0.0396*	0.0399 ^A	0.0390	3.19	11 [×]	0.0136	0.0151
阶段2	0.0670*	2.84 ⁺	10	0.1515*	0.1487 ^A	0.0537	2.74	11 [×]	0.1328	0.1280
阶段3	0.0825	2.40 ⁺	15	0.1600	0.1526	0.0837*	1.96	15	0.1785 ⁺	0.1703 ^A
阶段4	0.0640*	11.55 ⁺	8	0.0554	0.0417	0.0422	8.57	9 [×]	0.0760 ⁺	0.0748 ^A

注: *、+、×、÷和△分别表示基于冲击极值、调控幅度、响应周期、总效应和阶段效应的最优选择,后文不再赘述。

由表2可知,世界经济危机爆发前,在冲击极值、调控幅度、总效应和阶段效应等指标上,数量型货币政策的经济增长质量调控效果更佳,价格型货币政策在响应周期上表现较好。随着我国利率市场化改革的逐步完善,后危机和新常态时期的调控幅度和冲击极值上,数量型货币政策的经济增长质量调控效果更好;在其他指标上,价格型货币政策的经济增长质量调控效果较好。新常态以来调控幅度的激增说明,新常态以来我国经济的时变特征更加明显,对货币政策调控经济增长质量提出

^①本文是在我国经济波动的典型事件和经济增长质量指数的趋势性特征基础上,分阶段分析数量型与价格型货币政策的经济增长质量调控效应。为此,在分阶段脉冲分析时将“2010Q2—2014Q4”和“2015Q1—2017Q4”合并为“2010Q2—2017Q4”的后金融危机和新常态时期,简称新常态时期。

^②定义变量的“100×最大响应差/峰值到谷值的时间”为“调控幅度”。

^③定义“冲击后合理时间内(参考预期期限设定为12个季度)效应加总”为“阶段效应”。

了更高挑战。

(3)典型时点分析。为了检验不同时期货币政策对经济增长质量调控效应的稳定性,本文选取1998年第1季度、2001年第4季度、2009年第4季度和2013年第3季度等典型时点分别代表亚洲金融危机、加入WTO、世界经济危机、后危机和经济新常态^①等不同时期,进而通过代表性时点脉冲分析检验不同阶段货币政策的经济增长质量调控效果差异。不同时点不同货币政策对经济增长质量的冲击效应如图6所示。

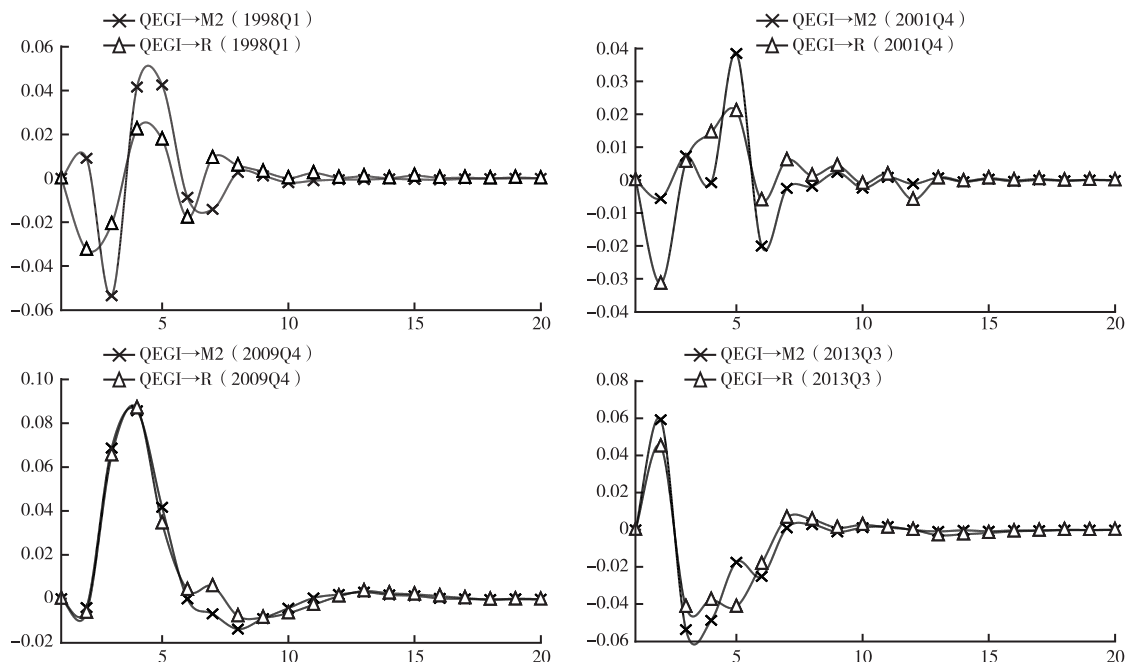


图6 典型时点货币政策对经济增长质量的冲击

由图6可知,不同时点货币政策对经济增长质量的冲击较为复杂。

第一,亚洲金融危机期的冲击特征。1单位正向数量型货币政策冲击引起经济增长质量的正负交替响应:从响应维度看,响应期为9个季度,收敛性较好;从响应极值看,冲击发生后第4个季度,数量型货币政策达到冲击极大值,响应值为0.0425,冲击发生后第2个季度,数量型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0536,最大响应差为0.0961。1单位正向价格型货币政策冲击引起经济增长质量的正负交替响应:从响应维度看,响应期为11个季度,收敛性较好;从响应极值看,冲击发生后第3个季度,价格型货币政策达到冲击极大值,响应值为0.0235,冲击发生后第1个季度,价格型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0326,最大响应差为0.0561。第二,加入WTO前后的冲击特征。1单位正向数量型货币政策冲击引起经济增长质量的正负交替响应:从响应维度看,响应期为10个季度,收敛性较好,不存在过度调整;从响应极值看,冲击发生后第4个季度,数量型货币政策达到冲击极大值,响应值为0.0385,冲击发生后第5个季度,数量型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0201,最大响应差为0.0586。1单位正向价格型货币政策冲击引起经济增长质量的正负交替响应:从响应维度看,响应期为12个季度,收敛性较好;从响应极值看,冲击发生后第4个季度,价格型货币政策达到冲击极大值,响应值为0.0210,冲击发生后第5个季度,价格型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0315,最大响应差为0.0525。第三,世界经济危机期的冲击特征。1单位正

^①作者选取了其他时间点反应亚洲金融危机和经济新常态等时期,脉冲响应结果并未改变,限于研究篇幅,文中不再详述。上述做法在一定程度上说明本文的模型和分析结论具有较好的稳健性,也体现出后文在进行稳健性分析时,选择2017年第1季度至2017年第4季度具有一定合理性。

向数量型货币政策冲击引起经济增长质量的正负交替响应:从响应维度看,响应期为 15 个季度,收敛性较好;从响应极值看,冲击发生后第 3 个季度,数量型货币政策达到冲击极大值,响应值为 0.0857,冲击发生后第 7 个季度,数量型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0139,最大响应差为 0.1096。1 单位正向价格型货币政策冲击引起经济增长质量的正负交替响应:从响应维度看,响应期为 15 个季度,收敛性较好;从响应极值看,冲击发生后第 3 个季度,价格型货币政策达到冲击极大值,响应值为 0.0869,冲击发生后第 8 个季度,价格型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0087,最大响应差为 0.0956。第四,经济新常态时期的冲击特征。1 单位正向数量型货币政策冲击引起经济增长质量的正负交替响应:从响应维度看,响应期为 8 个季度,收敛性较好;从响应极值看,冲击发生后第 1 个季度,数量型货币政策达到冲击极大值,响应值为 0.0592,冲击发生后第 2 个季度,数量型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0538,最大响应差为 0.1130。1 单位正向价格型货币政策冲击引起经济增长质量的正负交替响应:从响应维度看,响应期为 9 个季度,收敛性较好;从响应极值看,冲击发生后第 1 个季度,价格型货币政策达到冲击极大值,响应值为 0.0449,冲击发生后第 2 个季度,价格型货币政策降到冲击极小值,响应值为-0.0415,最大响应差为 0.0864。

总结来看,亚洲金融危机时期,从冲击极值和最大响应差看,数量型货币政策的经济增长质量调控效果更佳;从响应周期看,价格型货币政策的经济增长质量调控效果更优。加入 WTO 前后,从冲击极值和最大响应差看,数量型货币政策的经济增长质量调控效果更佳;从响应周期看,价格型货币政策的经济增长质量调控效果更优。世界经济危机时期,从冲击极大值,价格型货币政策的经济增长质量调控效果更优;从冲击极小值和最大响应差看,数量型货币政策的经济增长质量调控效果更佳;从响应周期看,数量型货币政策与价格型货币政策的经济增长质量调控效果相当。经济新常态时期,从冲击极值和最大响应差看,数量型货币政策的经济增长质量调控效果更佳;从响应周期看,价格型货币政策的经济增长质量调控效果更优。不同时点数量型货币政策与价格型货币政策对经济增长质量的冲击特征如表 3 所示。

表 3 典型时点货币政策对经济增长质量冲击的数字特征

指标	数量型货币政策					价格型货币政策				
	冲击极值	调控幅度	响应周期(季度)	总效应	阶段效应	冲击极值	调控幅度	响应周期(季度)	总效应	阶段效应
1998Q1	0.0425 [*]	4.55 ⁺	9	0.0140 [*]	0.0161 ^A	0.0235	2.81	11 [*]	-0.0078	-0.0100
2001Q4	0.0385 [*]	5.86 ⁺	10	0.0142 [*]	0.0152 ^A	0.0210	5.25	12 [*]	0.0109	0.0104
2009Q4	0.0857	2.74 ⁺	15	0.1647	0.1626	0.0869 [*]	1.91	15	0.1728 [*]	0.1685 ^A
2013Q3	0.0592 [*]	11.30 ⁺	8	-0.0844	-0.0817	0.0449	8.64	9 [*]	-0.0830 [*]	-0.0803 ^A

由表 3 可知,世界经济危机爆发前后,从冲击极值、调控幅度、响应周期、总效应和阶段效应等指标上看,典型时点脉冲分析结论与前文结论一致。总之,基于不同评价指标,不同阶段数量型货币政策与价格型货币政策的经济增长质量调控效果存在差异,价格型货币政策在宏观经济运行过程中的地位愈加凸显,理应成为货币当局经济增长质量调控的重要手段。

3. 货币政策经济增长质量调控效果的稳健性检验。前文分析得出的最主要研究结论为:不同阶段下,数量型货币政策与价格型货币政策的经济增长质量调控效果不同,且数量型货币政策的经济增长质量调控优势正在逐步丧失。因此,本文的稳健性检验主要针对“不同阶段数量型货币政策与价格型货币政策经济增长质量调控效果差异”与“数量型货币政策的经济增长质量调控效果优势正在逐步丧失”两个方面进行,其中“不同阶段数量型货币政策与价格型货币政策经济增长质量调控效果差异”在前文阶段加总平均分析和典型时点分析中已经得到很好的佐证,本部分主要验证“数量型货币政策的经济增长质量调控优势是否正在逐步丧失?”。有鉴于此,本部分通过分析 2017 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度数量型货币政策与价格型货币政策对经济增长质量的冲击效果检验前文“数

量型规则的经济增长质量调控效果优势丧失”分析结论的稳健性。2017年第1季度至2017年第4季度数量型货币政策与价格型货币政策对经济增长质量的冲击效果如图7所示。

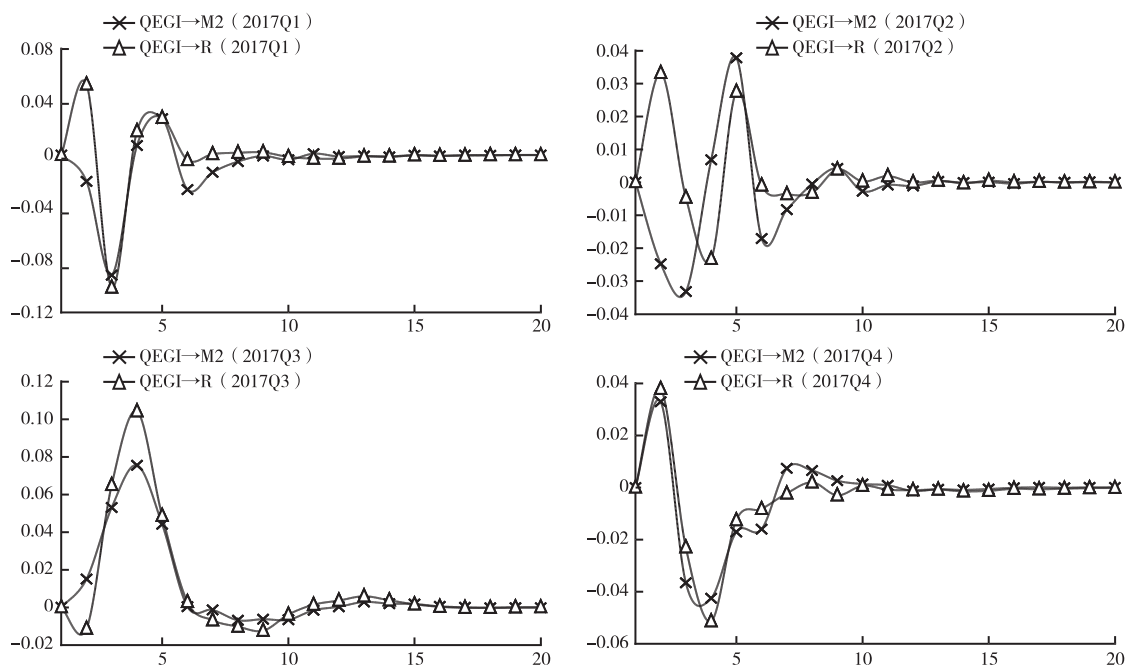


图7 2017年货币政策对经济增长质量的冲击

由图7可知,在冲击极值和响应周期等评价指标上,数量型与价格型货币政策的经济增长质量调控效果存在差异,考虑冲击效果的正负交替和经济系统的时变特征,经济增长质量调控效果差异性和复杂性更加明显。为此,本文通过统计数量型与价格型货币政策对经济增长质量的冲击极值、调控幅度、响应周期、总效应和阶段效应,检验数量型与价格型货币政策对经济增长质量的量化冲击效应,2017年第1季度至2017年第4季度我国数量型与价格型货币政策对经济增长质量的冲击特征如表4所示。

由表4可知,2017年第1季度至2017年第4季度,在响应周期、总效应、阶段效应等评价指标上,价格型货币政策的经济增长质量调控效果具有绝对优势;在冲击极值和调控幅度等评价指标上,价格型货币政策的经济增长质量调控效果表现出一定的比较优势。总结来看,“多指标”评价体系下,价格型货币政策的经济增长质量调控效果更佳,符合前文的分析结论,且随着我国利率市场化改革的进一步完成,价格型货币政策的经济增长质量调控地位愈加凸显,说明本文的研究结论具有很好的稳健性。

表4 2017年货币政策对经济增长质量冲击的数字特征

指标	数量型货币政策					价格型货币政策				
	冲击极值	调控幅度	响应周期(季度)	总效应	阶段效应	冲击极值	调控幅度	响应周期(季度)	总效应	阶段效应
2017Q1	0.0275	5.95	10	-0.1297	-0.1267	0.0537*	15.44 ⁺	10	-0.0113*	-0.0085 ^Δ
2017Q2	0.0378*	3.56 ⁺	10	-0.0412	-0.0404	0.0331	2.83	11*	0.0304*	0.0308 ^Δ
2017Q3	0.0755	2.06	14	0.1709	0.1679	0.1042*	2.34 ⁺	15*	0.1911*	0.1863 ^Δ
2017Q4	0.0328	3.76	9	-0.0645	-0.0625	0.0378*	4.45 ⁺	10*	-0.0634*	-0.0624 ^Δ

四、主要结论与政策建议

新形势下,经济高质量发展对货币政策调控方式提出新的挑战。货币政策经济增长质量调控效果与评价指标相关,不同货币政策的经济增长质量效应存在差异。本文通过混频动态因子模型测算

的我国经济增长质量指数,运用 SV-TVP-FAVAR 模型量化“单指标”和“多指标”下货币政策的经济增长质量效应,得出以下结论:(1)1997 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度,我国的经济增长质量呈上升态势,经济增长质量指数接近翻倍,同时具有一定的阶段波动性,尤其在亚洲金融危机、加入 WTO 等典型时点,经济增长质量均出现较为剧烈的波动;总体上看,我国经济增长质量的发展趋势和波动性反映了我国经济的既有事实和经济高质量发展要求。(2)不同阶段下,数量型货币政策与价格型货币政策对经济增长质量的冲击效果不同,冲击极值和响应周期存在一定差异。有的阶段存在货币政策冲击滞后异质性,有的阶段存在货币政策冲击极值波动性;有的阶段经济增长质量表现出“陡升陡降”或“陡降陡升”的响应特征,有的阶段经济增长质量表现出“陡升缓降”或“陡降缓升”的响应特征。经济高质量发展背景下,相比于数量型货币政策,价格型货币政策的经济增长质量调控效果更加显著。(3)不同经济增长质量评价指标下,数量型货币政策与价格型货币政策的经济增长质量调控效果存在差异。“单指标”评价体系下,数量型货币政策与价格型货币政策分别为冲击极值和响应周期下的最优政策选择;“多指标”评价体系下,价格型货币政策为调控幅度、阶段效应等指标下的最优政策选择。经济高质量发展背景下,价格型货币政策为“单指标”和“多指标”评价体系下的最优政策选择。

结合我国经济高质量发展的客观要求,基于量化分析结论,提出以下政策建议:(1)货币当局应充分利用数量型与价格型货币政策的经济增长质量调控效应,理性面对经济发展过程中的正常波动,助推我国经济高质量发展。(2)货币当局应构建“价主量辅”的混合型货币政策规则,加快推进我国货币政策由数量型规则向价格型规则转型,引导我国经济迈向高质量发展。(3)货币当局应基于“单指标”或“多指标”评价体系,区别衡量货币政策的经济增长质量调控效果,合理选用货币政策工具,构建“价主量辅”的经济增长质量货币政策调控框架。

总之,货币当局需充分认识数量型与价格型货币政策的经济增长质量效应,基于不同评价指标,合理选用差异化的常规货币政策工具,并灵活搭配创新型货币政策工具,助推我国经济继续向高质量发展转变。

参考文献:

- 钞小静 任保平,2011:《中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析》,《经济研究》第 4 期。
- 陈利锋,2015:《异质性雇佣成本、失业波动与货币政策——Evans 规则在我国具有适用性吗?》,《国际金融研究》第 5 期。
- 陈诗一 陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第 2 期。
- 高培勇,2017:《深刻理解社会主要矛盾变化的经济学意义》,《经济研究》第 12 期。
- 郭豫媚 陈伟泽 陈彦斌,2016:《中国货币政策有效性下降与预期管理研究》,《经济研究》第 1 期。
- 江春 向丽锦 肖祖沔,2018:《货币政策、收入分配及经济福利——基于 DSGE 模型的贝叶斯估计》,《财贸经济》第 3 期。
- 刘金全 张鹤,2003:《经济增长风险的冲击传导和经济周期波动的“溢出效应”》,《经济研究》第 10 期。
- 尚玉皇 郑挺国,2018:《中国金融形势指数混频测度及其预警行为研究》,《金融研究》第 3 期。
- 王东京,2017:《经济全球化与中国的经济结构调整》,《管理世界》第 5 期。
- 王艺明,2017:《经济增长与马克思主义视角下的收入和财富分配》,《经济研究》第 11 期。
- 魏婕 任保平,2012:《中国各地区经济增长质量指数的测度及其排序》,《经济学动态》第 4 期。
- 徐忠,2018:《经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型》,《金融研究》第 4 期。
- Alessi, L. et al(2010), “Improved penalization for determining the number of factors in approximate factor models”, *Statistics and Probability Letters* 80(23):1806—1813.
- Canova, F. & L. Gambetti(2009), “Structural changes in the US economy: Is there a role for monetary policy?”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 33(2):477—490.
- Fusaro, M. A. & D. H. Dutkowsky(2011), “What explains consumption in the very short-run? Evidence from checking account data”, *Journal of Macroeconomics* 33(4):542—552.
- Genicot, G. & D. Ray(2017), “Aspirations and inequality”, *Econometrica* 85(2):489—519.

- Guerello, C. (2018), "Conventional and unconventional monetary policy vs. households income distribution: An empirical analysis for the Euro Area", *Journal of International Money and Finance* 85:187–214.
- Koop, G. et al(2009), "On the evolution of the monetary policy transmission mechanism", *Journal of Economic Dynamics and Control* 33(4):997–1017.
- Louis, R. J. & F. Balli(2013), "Low-inflation-targeting monetary policy and differential unemployment rate: Is monetary policy to be blamed for the financial crisis? Evidence from major OECD countries", *Economic Modelling* 30(1):546–564.
- Muller, N. Z. et al(2011), "Environmental accounting for pollution in the United States economy", *American Economic Review* 101(5):1649–1675.
- Primiceri, G. E. (2005), "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy", *Review of Economic Studies* 72(3):821–852.
- Sunaga, M. (2017), "Endogenous growth cycles with financial intermediaries and entrepreneurial innovation", *Journal of Macroeconomics* 53:191–206.

Mixed Frequency Measuring on China's Economic Growth Quality and the Transformation of Monetary Policy Regulations

LIU Jinquan ZHANG Long ZHANG Xin
(Jilin University, Changchun, China)

Abstract: China's economy has been transitioning from a phase of rapid growth to a stage of high-quality development. Regulations on monetary policy should serve the transformation towards high-quality development. This paper measures the quality of China's economic growth based on a mixed frequency dynamic factor model and quantifies the effect on the quality of economic growth of monetary policy with a SV-TVP-FAVAR model. The results show that: Firstly, China's economic growth quality is generally on the rise, albeit with certain volatility, and its trend is in line with the Chinese economy; Secondly, different monetary policies have different impacts in different stages, and monetary policy regulation has heterogeneity in shock lag and volatility in extreme-value shocks; Thirdly, the effects of monetary policy are different with different evaluation indicators, and the price-based monetary policy is the optimal policy choice under the multi-index evaluation system. The central bank should utilize properly the economic growth quality effects of different monetary policies, construct a mixed monetary policy rule, and guide China's economy to transition towards high-quality development.

Keywords: Monetary Policy; Growth Quality; Regulation Method; Evaluation System

(责任编辑:陈建青)

(校对:孙志超)