

# 数量型和价格型货币政策工具的有效性 对比研究

张 龙， 金春雨

**[摘要]** 近年来,全球经济周期呈现出明显加快的现象,多变的外部环境导致数量型和价格型货币政策的有效性随着不同时期中央银行的不同经济目标产生差异性,常参数模型无法捕捉数量型和价格型货币政策的时变效用。基于此,本文构建了带有随机波动率的时变参数因子扩展向量自回归模型,分析了数量型和价格型货币政策对不同经济目标的三维脉冲响应,进而构建出波动指数来研究数量型和价格型货币政策的有效性问题。研究结果发现:①在经济萧条时期,中央银行更希望促进经济发展,当以降低物价水平和促进公共经济发展为首要目标时,数量型货币政策更有效;当以刺激产出增长、提高就业水平、促进私人经济发展以及推动金融市场发展为首要目标时,价格型货币政策更有效。②在经济高涨时期,中央银行更希望稳定经济波动,当以控制物价和公共经济的经济波动为首要目标时,应采取价格型货币政策进行调控;当以控制产出、就业、私人经济以及金融市场的经济波动为首要目标时,应采取数量型货币政策进行调控。另外,波动性成分分解显示了模型的良好性质,发现了特殊时期的货币政策冲击是造成货币政策宏观经济调控产生波动性的主要原因。

**[关键词]** 数量型货币政策； 价格型货币政策； 经济增长； 经济波动； 有效性

**[中图分类号]**F123 **[文献标识码]**A **[文章编号]**J1006-480X(2018)01-0119-18

## 一、引言

在过去的几十年里,全球经济既经历了如1998年亚洲金融危机和2008年全球经济危机般的经济衰退,又经历了20世纪末期第四次科技革命带来的经济高速发展以及2003年左右的经济高速复苏。在全球经济周期相继经历萧条和繁荣的历程中,货币政策在宏观经济调控方面扮演了越来越重要的角色。然而,货币政策作为一把“双刃剑”,货币政策工具的合理选择会促进经济的持续平稳发展;反之,货币政策工具的不恰当运用则会成为引起经济波动或经济下滑的重要因素之一。货币政策工具分为数量型和价格型,二者不但对不同经济指标的作用效果具有差异性,而且对促进经济发展和稳定经济波动这两个经济目标的调控效果也不尽相同(Taylor,1999)。

另外,不同时期的经济环境会对数量型和价格型货币政策的作用机制产生差异性的影响,相同

**[收稿日期]** 2017-08-03

**[作者简介]** 张龙,吉林大学商学院博士研究生;金春雨,吉林大学商学院、吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师,管理学博士。通讯作者:金春雨,电子邮箱:jy3sh6jz9@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

的货币政策操作在某一时期对某一经济领域可能起到很好的稳定作用,而在另一时期可能会产生较强的加速波动作用,即数量型和价格型货币政策的有效性会随着时期发生变化,会随着经济环境变化和货币政策传导机制的变化而变化。可以看出,以往采用不变参数计量模型得到的数量型和价格型货币政策具有长期不变有效性的研究结论缺乏实际经济意义(金春雨和张龙,2017)。基于此,从引起经济波动和促进经济发展两个层面,基于不同经济领域的角度,采用时变参数计量经济模型,探索数量型和价格型货币政策工具的有效性问题,不但有利于中央银行根据不同经济领域的调控需要,在不同时期选择不同的货币政策工具,更有利于改善货币政策的调控效果、促进经济长期平稳发展。

随着工具规则登上历史舞台,学术界关于数量型货币政策工具和价格型货币政策工具有效性问题的争论从未停止。一部分学者认为,以货币供应量和基础货币为操作工具的货币政策具有更好的宏观经济调控效果(Friedman,1956;Poole,1970;McCallum,1985;王曦等,2012),其中代表性的观点当属弗里德曼(Friedman)和麦卡勒姆(McCallum)的研究成果,前者利用多元回归以及向量自回归等方法研究了美国货币政策操作和宏观经济指标的关系,分析了美国现代史上历次经济波动与货币供给的联动性,并发现货币供应量可能与名义利率产生循环攀升的情况,经济波动与美联储货币供给有直接关系,货币政策只能短期盯住利率,长期要盯住货币需求,进而根据美国经济数据的实证分析,建议每年的货币供应量应保持在4%—5%的增长(Friedman,1960;Friedman,1969)。随后,在弗里德曼的研究成果基础上,麦卡勒姆对数量型货币政策工具做了一系列深入研究,采用多元线性回归和一般均衡模型等方法研究了货币政策有效性问题,并一致认为,随着利率的波动、技术变革以及放松管制等问题的存在,保持精确的M2供应量难以为继,而在基础货币存量稳定的情况下,考虑到产出缺口和货币流通速度的数量型货币政策,可以较好地起到稳定名义收入的效果,进而提出了著名的“麦卡勒姆规则”,并认为在经济处于稳态时,为了维持名义收入稳定,基础货币供应量增速应该等于名义国民生产总值目标值的增速与货币流通速度的增速之间的差值(McCallum and Hoehn,1983;McCallum,1985)。

然而,另一部分学者认为,由于传导滞后性和受货币流通速度的影响,数量型货币政策工具的效果并不理想,而以利率为主要操作工具的价格型货币政策在宏观经济调控中更有效(Estrella and Mishkin,1997;Ball,1999;马宇,2011;卞志村和胡恒,2015),其中,Taylor(1999)对美国长期经济数据和货币政策的关联性进行了模拟,发现在长期只有实际利率、物价和产出这三个经济变量保持着稳定的联系,进而提出了著名的“泰勒规则”,认为中央银行应该遵守一定的利率规则,在这个规则下,利率的设定应以通货膨胀及产出缺口为目标,利率对通货膨胀缺口的反应系数大于1时,以利率为操作工具的价格型货币政策可以很好地起到稳定通货膨胀的作用,当利率对产出缺口的反应系数大于0时,以利率为操作工具的价格型货币政策可以很好地起到平稳产出的作用。此后,伽利对价格型货币政策进行了更细致的研究,通过动态随机一般均衡等方法分析发现,利率的平滑操作是经济稳定发展的一个重要条件,在泰勒规则的基础上引入上期利率作为本期利率的变动因素之一,可以更好地拟合美国经济数据和货币政策操作,并且,由于货币政策的传导具有时滞性,传统的泰勒规则不但不能很好地起到稳定物价、促进经济平稳发展的作用,而且还有可能适得其反,因此,中央银行应该考虑到通货膨胀及产出缺口的预期管理,才能制定出达到预期效果的货币政策;另外,从社会福利效应看,价格型货币政策操作引起的福利损失比货币供应量规则更小(Clarida et al.,2000;Galí and Monacelli,2005;Gali,2008)。虽然学术界关于数量型货币政策和价格型货币政策有效性问题展开了深入而广泛的研究,但由于大部分分析都是基于不变参数模型展开,该类模型无

法捕捉不同时期货币政策有效性的差异,进而时变参数模型逐渐成为货币政策研究的主流方法,其中,带有随机波动率的时变参数因子扩展向量自回归模型(SV-TVP-FAVAR)得到了广泛的应用。自从 Sims(1980)提出向量自回归模型 VAR 以来,该模型在时间序列问题的研究中得到了大量应用,并取得了良好的应用效果。随后,计量经济学家们对 VAR 模型进行了发展,其中,鲍文(Boivin)将动态因子方法与向量自回归方法相结合,通过构建因子扩展向量自回归模型 FAVAR 研究了货币政策有效性、粘性价格下的美国货币政策有效性以及欧洲的货币政策传导机制等问题,有效地最小化了经典向量自回归模型中变量个数限制的缺陷(Boivin et al., 2009)。另外,Kimura et al.(2003)构建了一种参数服从随机游走的时变参数向量自回归模型 TVP-VAR 模型,并应用该模型研究了日本价格型货币政策的动态传导机制问题,弥补了经典向量自回归模型无法刻画时变效应的缺陷。此后,Korobilis(2013)同时吸收了动态因子思想和创新型随机游走思想,构建出带有随机波动率的时变参数因子扩展向量自回归模型 SV-TVP-FAVAR,并应用该模型研究了美联储价格型货币政策的动态传导机制问题。

从上面的文献梳理可以发现,自“大萧条”时期后,数量型货币政策和价格型货币政策有效性问题引起了国内外学者的浓厚兴趣,并进行了一系列细致分析,然而,依然存在着如下的问题有待于进一步探讨:①宏观经济研究者们关于数量型和价格型货币政策有效性的分析仍然没得到统一结论,并且研究的角度基本都是从宏观经济整体展开,很少有文献研究不同类型货币政策对不同经济领域的有效性问题;②以往文献大多基于常参数模型分析数量型货币政策和价格型货币政策的有效性问题,采用时变参数模型探索数量型货币政策和价格型货币政策的有效性问题还几乎处于研究空白;③以往关于数量型货币政策和价格型货币政策有效性问题的研究大多从促进经济增长的角度展开研究,很少从引起经济波动的角度进行探索。

基于以上研究不足,本文将动态因子增广模型与基本向量自回归模型相结合,在大量宏观经济变量中提取少量共同因子,与观测变量共同组成 FAVAR 模型,同时允许系数矩阵和扰动项的协方差矩阵具有时变性,得到 SV-TVP-FAVAR 模型。然后,应用 SV-TVP-FAVAR 模型,基于六个经济基本面的 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 的季度数据为研究对象做了三维脉冲响应分析,从促进经济发展的角度,分析了数量型和价格型货币政策的有效性问题。最后,利用三维脉冲响应结果在 YOZ(时间维度)和 XOZ(响应维度)平面的投影来构建波动指数,进而根据波动指数的大小,从引起经济波动的角度,分析数量型和价格型货币政策的有效性问题。

本文具有如下创新:①采用带有随机波动率的时变参数因子扩展向量自回归模型研究了中国数量型和价格型货币政策的有效性问题,既能探索不同时期货币政策有效性的差异,又最小化了因变量过少而导致的经济系统重要信息缺失问题;②通过三维脉冲响应在时间维度和响应维度的分解构建波动指数,进而从纯粹“量化”分析的视角探索数量型和价格型货币政策有效性问题,避免了以往定性研究的不足;③不但从促进经济发展的视角分析数量型和价格型货币政策对不同经济指标的有效性问题,而且还从引起经济波动的角度探索了数量型和价格型货币政策对不同经济领域的有效性问题,弥补了以往单纯从促进经济增长角度展开研究的不足。

本文剩余结构安排如下:第二部分介绍了 SV-TVP-FAVAR 模型,并对变量及数据进行描述;第三部分进行了三维脉冲响应分析、数量型和价格型货币政策冲击的波动指数构建和波动成分分解;第四部分总结全文并得到启示。

## 二、模型构建

本部分首先介绍了 SV-TVP-FAVAR 模型的原理,随后对变量、数据进行描述以及对共同因子进行提取。

### 1. 模型原理

SV-TVP-FAVAR 模型是先将基本向量自回归模型(VAR)与动态因子增广方法相结合,构建出因子增广向量自回归模型(FAVAR);在此基础上,对系数矩阵和扰动项协方差矩阵采取创新型随机游走的处理方法,从而导致其具有时变性,可以捕捉数量型和价格型货币政策的时变性冲击效应。因此,分析数量型和价格型货币政策有效性问题要先建立一个基本 VAR 模型:

$$y_t = b_1 y_{t-1} + \cdots + b_p y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

其中,  $y_t' = [z_t', Q_t, P_t]$ ,  $z_t$  是包括产出、物价、就业、私人经济、公共经济以及金融市场等( $l \times 1$ )维变量向量;  $Q_t$  代表中央银行的数量型货币政策工具,  $P_t$  代表中央银行的价格型货币政策工具; 每个  $y_t$  滞后项的系数  $b_j$  是  $(l+2) \times (l+2)$  维矩阵,  $j=1, \dots, p$ ;  $v_t \sim N(0, \Omega)$ ,  $\Omega$  是  $(l+2) \times (l+2)$  维协方差矩阵。

然而,由于参数估计自由度的限制,  $y_t'$  的维度  $(l+2)$  一般小于 20, 大部分时候都比较低。由于研究数量型和价格型货币政策有效性问题通常需要考虑大量经济指标, 因此, Boivin et al.(2009)提出了一种将动态因子与 VAR 相结合的研究方法, 本文参照其研究方法, 将  $n$  维的其他经济系统重要信息降解为  $k$  维的不可观测共同因子  $f_t$ , 且  $k \ll n$ , 并将其引入传统 VAR, 有效最小化了经济系统重要信息缺失的问题。

另外,令 VAR 模型参数矩阵随时间变化,模型则可以被用来刻画数量型和价格型货币政策对经济指标的动态影响。因此,时变参数因子扩展向量自回归模型具有如下形式:

$$y_t = b_{1t} y_{t-1} + \cdots + b_{pt} y_{t-p} + v_t \quad (2)$$

此时的变量向量就变为  $y_t' = [f_t', z_t', Q_t, P_t]$ , 其中,  $f_t$  是  $(k \times 1)$  维的不可观测共同因子向量,  $[z_t', Q_t, P_t]'$  是  $((l+2) \times 1)$  维的观测变量和货币政策工具向量;  $b_{jt}$  是  $(m \times m)$  维的系数矩阵,  $j=1, \dots, p$ ,  $t=1, \dots, T$ ,  $m=k+l+2$ 。另外,令扰动项的协方差矩阵也随时间变化,即  $v_t \sim N(0, \Omega_t)$ ,  $t=1, \dots, T$ 。

每一个总体经济信息序列  $x_u$  可被看成是由变量向量  $f_t, z_t$  以及  $Q_t, P_t$  的因子回归分析得出, 并且具有随机波动率的残差项, 形式如下:

$$\begin{cases} x_u = \tilde{\lambda}_i^f f_t + \tilde{\lambda}_i^z z_t + \tilde{\lambda}_i^Q Q_t + \tilde{\lambda}_i^P P_t + u_u \\ u_u = \rho_{i1} u_{u-1} + \cdots + \rho_{iq} u_{u-q} + \varepsilon_u \end{cases} \quad (3)$$

其中,  $\tilde{\lambda}_i^f$  是  $n \times k$  维矩阵,  $\tilde{\lambda}_i^z$  是  $n \times l$  维矩阵,  $\tilde{\lambda}_i^Q, \tilde{\lambda}_i^P$  分别为  $n \times 1$  维矩阵;  $\varepsilon_u \sim N(0, \exp(h_u))$ , 另外, 对任意  $i, j=1, \dots, n$ ,  $i \neq j$  和任意  $t, s=1, \dots, T$ ,  $t \neq s$ , 都有  $E(\varepsilon_u f_t) = 0$  和  $E(\varepsilon_u \varepsilon_s) = 0$ 。可见, 方程(3)可以写成如下形式:

$$x_t = \lambda^f f_t + \lambda^z z_t + \lambda^Q Q_t + \lambda^P P_t + \Gamma(L) x_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中,  $\Gamma(L) = \text{diag}(\rho^1(L), \dots, \rho^n(L))$ ,  $\rho^i(L) = \rho_{ii} L + \cdots + \rho_{iq} L^q$ ;  $\lambda^j = (I_n - \Gamma(L))^{\tilde{\lambda}^j}$ ,  $j=f, z, Q, P$ ;  $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$ ,  $H = \text{diag}(\exp(h_{1t}), \dots, \exp(h_{nt}))$ , 并且残差具有随机游走的形式  $h_u = h_{u-1} + \eta_u^h$ ,  $\eta_u^h \sim N(0, \sigma_h)$ 。

方程(2)是带有时变性和随机波动率的 VAR 系统,其时变性处理方法可以参照 Primiceri (2005)以及 Cogley and Sargent(2005)的研究,将扰动项的协方差矩阵进行分解处理:

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \quad (5)$$

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' A_t^{-1} \quad (6)$$

其中,  $\Sigma_t = diag(\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{k+1,t})$ ,  $A_t$  是主对角线为 1 的下三角矩阵。

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ a_{m1,t} & \cdots & a_{m(m-1),t} & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

由此,  $B_t = (vec(b_u)', \dots, vec(b_{pt}'))'$ 、 $\log\sigma_t = (\log\sigma_{1t}', \dots, \log\sigma_{nt}')$  以及  $\alpha_t = (a_{j1,t}', \dots, a_{j(j-1),t}')$  代表了方程(2)中的所有参数。另外, 参照 Koop et al.(2009)提出的创新型随机游走方法对上述参数矩阵进行处理:

$$\begin{cases} B_t = B_{t-1} + J_t^B \eta_t^B \\ \alpha_t = \alpha_{t-1} + J_t^\alpha \eta_t^\alpha \\ \log\sigma_t = \log\sigma_{t-1} + J_t^\sigma \eta_t^\sigma \end{cases} \quad (8)$$

其中,  $\eta_t^\theta \sim N(0, Q_\theta)$  是创新变量,  $Q_\theta$  分别对应  $B_t$ 、 $\alpha_t$ 、 $\log\sigma_t$  的创新协方差矩阵,  $J_t^\theta = 0$ ,  $\forall t=1, \dots, T$  表示参数是常数,  $J_t^\theta = 1$ ,  $\forall t=1, \dots, T$  表示参数具有时变性(本文情况),  $\theta_t \in \{B_t, \alpha_t, \log\sigma_t\}$ 。

另外, 采用滞后算子方法处理的 VAR 系统具有如下形式:

$$y_t = B_t(L)y_t + A_t^{-1} \sum_i \varepsilon_i^y \quad (9)$$

$$g_t = \Lambda y_t + \Gamma(L)g_t + W_t \varepsilon_t^g \quad (10)$$

其中,  $g_t' = [x_t', z_t', Q_t, P_t]$ ;  $y_t' = [f_t', z_t', Q_t, P_t]$ ;  $W_t = diag(\exp(h_{1t})/2, \dots, \exp(h_{nt})/2, 0_{1 \times l+2})$ ,  $W_t W_t' = [H_t', 0_{1 \times l+2}]'$ ;  $B_t(L) = b_{1t}L + \dots + b_{pt}L^p$ ;  $(\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^g)$  是服从独立同分布的结构扰动项, 并且服从标准正态分布;  $\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda^f & \lambda^{z,Q,P} \\ 0_{(l+2) \times k} & I_{l+2} \end{bmatrix}$ ,  $\lambda^{z,Q,P} = [\lambda^z, \lambda^Q, \lambda^P]$ 。

## 2. 变量选取及数据描述

本文涉及变量主要包括三个方面:一是产出  $Y$ 、物价  $IF$ 、就业  $EM$ 、私人经济  $PE$ 、公共经济  $GE$  以及金融市场  $FM$  等可观测变量, 分别以国内生产总值、消费者价格指数、城镇单位就业人员数、私人投资完成额、全国公共财政支出总额以及上证综合指数为代理变量, 计算数据为各经济指标的 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 共 80 期季度数据。二是数量型货币政策工具  $Q$  和价格型货币政策工具  $P$ 。对于数量型货币政策工具, 参照 Bliss and Kaufman(2003)、徐明东和陈学彬(2012)等的处理方法, 选取存款准备金率为代理变量, 计算数据同样为 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 共 80 期的季度数据; 对于价格型货币政策工具, 参照林朝颖等(2015)的处理方法, 选取一年期基准贷款利率为代理变量。三是提取不可观测共同因子的其他 74 个变量, 计算数据为相应变量的 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 共 80 期季度数据。上述数据皆来自中经网数据库和锐思数据库。

另外, 为了避免其他经济系统重要信息对本文分析的六个经济指标的影响, 本文提取了六个不可观测共同因子, 将第一、二、三产业增加值, 各产业贡献率的变化率等变量提取为一个代表产出基本面的共同因子, 以排除研究货币政策对产出影响时其他经济信息的影响; 将工业生产者出厂价格指数、进出口商品价格指数等变量提取为一个代表通货膨胀的共同因子, 以排除研究货币政策对物

价影响时其他经济信息的影响;将各行业从业人员数以及各行业从业人员工资总额等变量提取为一个代表就业的共同因子;将社会消费品零售总额等变量提取为一个代表私人经济的共同因子;将政府投资、税收收入以及国债发行额等变量提取为一个代表公共经济的共同因子;将存款基准利率、信贷额度等变量提取为一个代表金融市场的共同因子。

### 三、实证分析

本部分首先分析了六个经济指标对数量型和价格型货币政策的三维脉冲响应,从促进经济发展的角度分析了数量型和价格型货币政策工具的有效性。随后,介绍了波动指数的构建原理,并通过三维脉冲响应在时间维度和响应维度的分解来构建数量型和价格型货币政策工具的波动指数,最后,根据数量型和价格型货币政策工具对不同经济领域的波动指数大小,从引起经济波动的角度来评价货币政策的有效性。

#### 1. 三维脉冲响应分析

以1997年Q1到2016年Q4作为中国人民银行货币政策冲击发生时间的区间,检验了中国经济的六个基本面对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应,分析结果见图1—图6,分别代表产出、物价、就业、私人经济、公共经济以及金融市场对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应,各图中X轴表示冲击目标对货币政策冲击响应的持续时期,Y轴表示货币政策冲击的发生时间,Z轴表示冲击目标对货币政策冲击的响应水平。

(1)产出对数量型和价格型货币政策冲击的脉冲响应。从图1中可以看出,在1997年Q1到2016年Q4期间的一单位的数量型货币政策冲击主要引起产出的负向响应,冲击持续期较短,基本在第13期左右冲击效果消失,另外,数量型货币政策对产出冲击第二期即产生最大响应,最大响应为-0.32;在1997年Q1到2016年Q4期间的一单位的价格型货币政策冲击同样主要引起产出的负向响应,但冲击持续期较长,冲击效果基本在第18期左右结束,另外,价格型货币政策对产出冲击第二期即产生最大响应,最大响应为-0.49。由此说明,无论从影响时间还是从影响幅度看,数量型货币政策在拉动产出方面的有效性较差,而价格型货币政策的有效性较好<sup>①</sup>。这一分析结果基本与卞志村和胡恒强(2015)的观点一致,他们也认为在调控产出方面,价格型货币政策比数量型货币政策更有效,可能的原因在于,数量型货币政策影响商业银行的可贷资金总量,再通过商业银行影响国有企业和私人企业的贷款资金,进而影响产出,这存在一定滞后性,而在价格型货币政策下,货币当局操作基准存贷款利率来影响资产价格,进而直接影响居民的投资消费决策行为。由此可见,传导机制或传导路径问题是影响数量型和价格型货币政策效果的关键所在<sup>②</sup>。

(2)物价对数量型和价格型货币政策冲击的脉冲响应。从图2中可以看出,在1997年Q1到2016年Q4期间一单位的数量型货币政策冲击主要引起物价的负向响应,即央行紧缩性数量型货币政策主要引起通货膨胀的降低,冲击持续期较长,冲击效果在第18期左右基本结束,另外,数量型货币政策对物价冲击第二期即产生最大响应,最大响应为-0.20;同样,在1997年Q1到2016年

<sup>①</sup> 由于一单位的数量型货币政策和价格型货币政策的正向冲击都意味着央行的紧缩性货币政策,所以都会引起产出的负向响应;反之,当央行实施量化宽松货币政策时,都会引起产出的正向响应,此时价格型货币政策工具更有效。

<sup>②</sup> 由于本文中心思想是从纯粹“量化”分析的角度探索数量型和价格型货币政策的有效性问题,为避免文章繁杂,接下来分析货币政策对其他经济指标的影响时不再对不同类型货币政策脉冲响应背后的经济机理做出分析。

Q4 期间一单位的价格型货币政策冲击也主要引起物价的负向响应,即央行紧缩性价格型货币政策也主要引起通货膨胀的降低,冲击持续期较长,冲击效果在第 16 期左右基本结束,另外,价格型货币政策对物价冲击第二期即产生最大响应,最大响应为 -0.15。由此可以说明,在控制物价方面,无论从影响时间还是从影响程度看,数量型货币政策工具都比价格型货币政策工具更有效。可能的原因在于,在数量型工具下,紧缩性货币政策可以直接降低货币供给水平,导致物价下降,特别是存在过剩的流动性情况下,紧缩的数量型货币政策可以有效地降低资金供应水平来稳定市场,进而减轻通胀压力,白玉静等(2013)及其一系列研究也支持了本文观点。

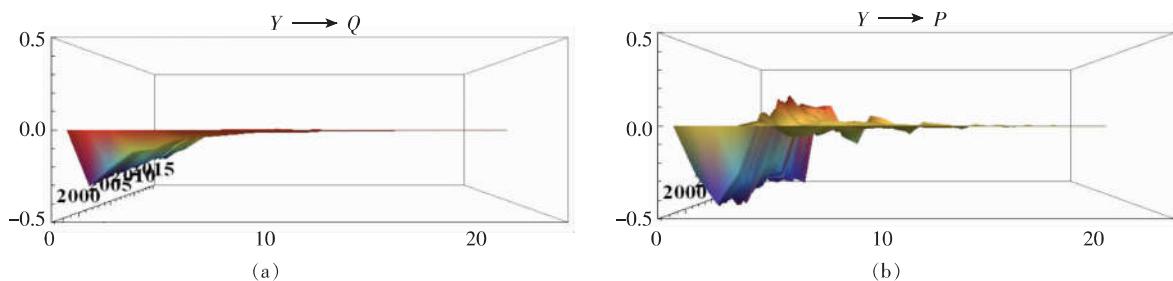


图 1 产出对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应

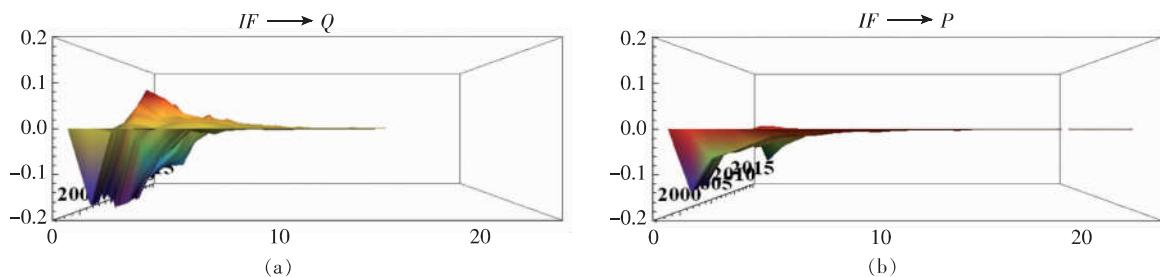


图 2 物价对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应

(3)就业对数量型和价格型货币政策冲击的脉冲响应。从图 3 中可以看出,在 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 期间一单位的数量型货币政策冲击主要引起就业的负向响应,反过来即央行量化宽松数量型货币政策会显著提高中国就业水平,货币政策冲击持续期较短,冲击效果在第 10 期左右基本结束,另外,数量型货币政策对就业冲击第二期即产生最大响应,最大响应为 -0.16;在 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 期间一单位的价格型货币政策冲击也主要引起就业的负向响应,反过来即央行量化宽松价格型货币政策会显著提高中国就业水平,货币政策冲击持续期较短,冲击效果在第 12 期左右基本结束,另外,价格型货币政策对就业冲击第二期即产生最大响应,最大响应为 -0.33。由此说明,无论从影响时间还是从影响幅度看,量化宽松的数量型货币政策拉动就业水平的效果较差,而量化宽松的价格型货币政策效果较好。

(4)私人经济对数量型和价格型货币政策冲击的脉冲响应。从图 4 中可以看出,在 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 期间一单位的数量型货币政策冲击主要引起私人经济的负向响应,反过来即央行量化宽松数量型货币政策会显著提高中国私人经济活动,货币政策冲击持续期较长,冲击效果在第

14期左右基本结束,另外,数量型货币政策对私人经济冲击第二期即产生最大响应,最大响应为-0.22;在1997年Q1到2016年Q4期间一单位的价格型货币政策冲击主要引起私人经济的负向响应,反过来即央行量化宽松价格型货币政策会显著提高中国私人经济活动,货币政策冲击持续期较长,冲击效果在第16期左右基本结束,另外,价格型货币政策对私人经济冲击第二期即产生最大响应,最大响应为-0.61。由此说明,在促进私人经济发展方面,无论从影响时间还是从影响程度看,价格型货币政策工具都比数量型货币政策工具更有效。

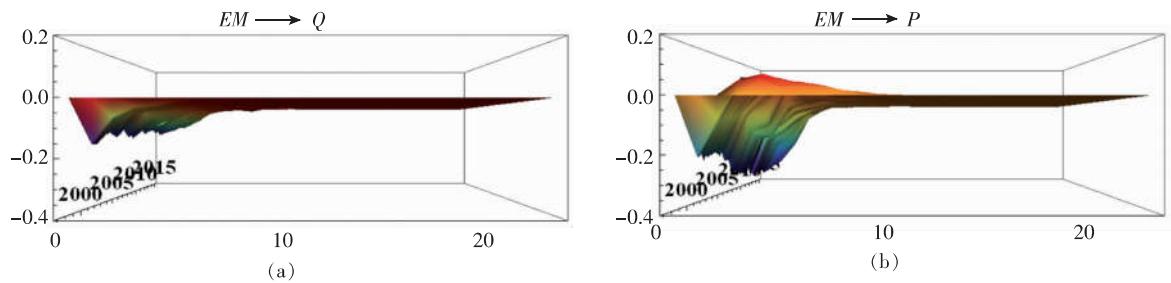


图3 就业对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应

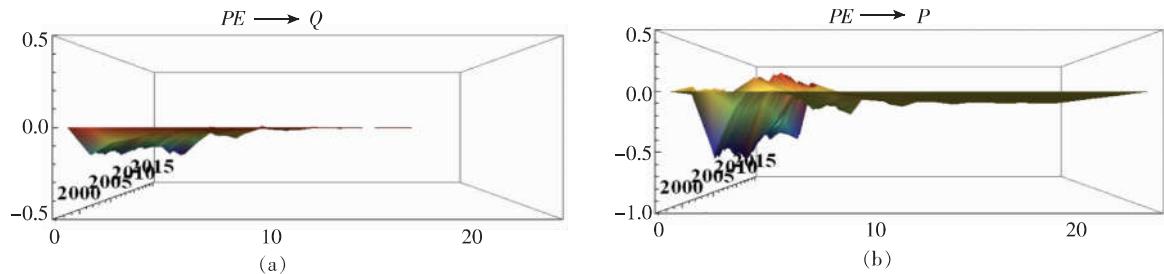


图4 私人经济对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应

(5)公共经济对数量型和价格型货币政策冲击的脉冲响应。从图5中可以看出,在1997年Q1到2016年Q4期间一单位的数量型货币政策冲击主要引起公共经济的负向响应,反过来即央行量化宽松数量型货币政策会显著提高中国公共经济活动,货币政策冲击持续期较长,冲击效果几乎持续到第24期,另外,数量型货币政策对公共经济冲击第二期即产生最大响应,最大响应为-0.82;在1997年Q1到2016年Q4期间一单位的价格型货币政策冲击主要引起公共经济的负向响应,反过来即央行量化宽松价格型货币政策会显著提高中国公共经济活动,货币政策冲击持续期较长,冲击效果在第18期左右基本结束,另外,价格型货币政策对公共经济冲击第三期即产生最大响应,最大响应为-0.55。由此可以说明,在促进公共经济发展方面,无论从影响时间还是从影响程度看,数量型货币政策工具都比价格型货币政策工具更有效。

(6)金融市场对数量型和价格型货币政策冲击的脉冲响应。从图6中可以看出,在1997年Q1到2016年Q4期间一单位的数量型货币政策冲击主要引起金融市场的负向响应,反过来即央行量化宽松数量型货币政策会促进中国金融市场活动,货币政策冲击持续期较短,冲击效果在第10期左右基本结束,另外,数量型货币政策对金融市场冲击第二期即产生最大响应,最大响应为-0.07;在1997年Q1到2016年Q4期间一单位的价格型货币政策冲击主要引起金融市场的负向响应,反

过来即央行量化宽松价格型货币政策会促进中国金融市场活动,货币政策冲击持续期较长,冲击效果在第15期左右基本结束,另外,价格型货币政策对金融市场冲击第二期即产生最大响应,最大响应为-0.11。由此可以说明,无论从影响时间还是从影响程度看,价格型货币政策工具在促进金融市场发展方面都比数量型货币政策工具更有效。

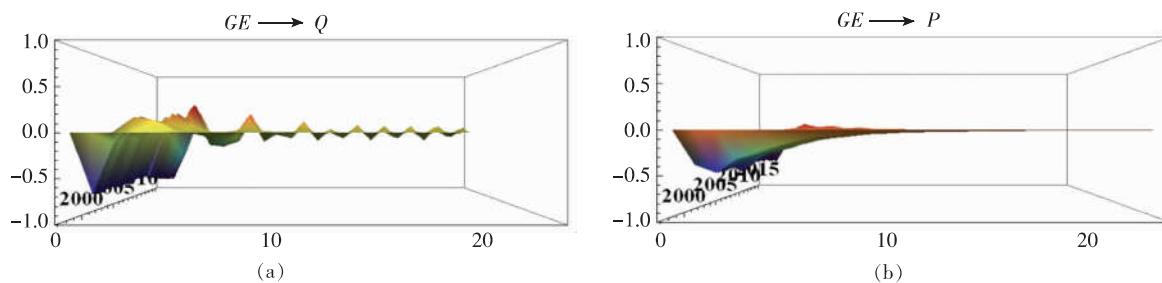


图5 公共经济对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应

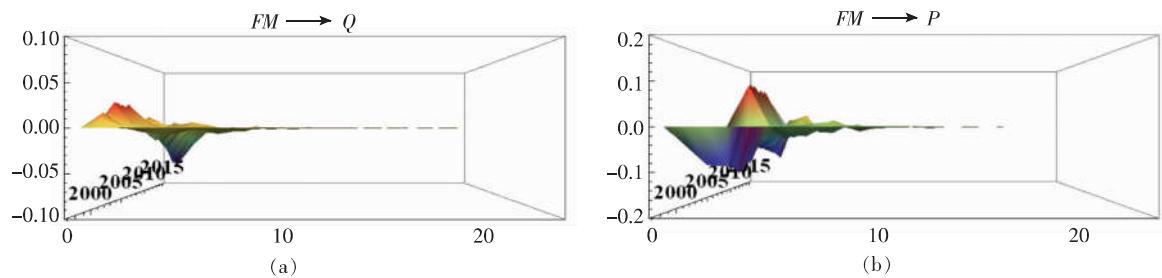


图6 金融市场对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应

上述三维脉冲响应分析从促进发展的角度研究了数量型货币政策工具和价格型货币政策工具的有效性问题,从中可以看出,在刺激产出增长、提高就业水平、促进私人经济发展以及推动金融市场发展等方面,价格型货币政策工具比数量型货币政策工具更有效;而在降低通货膨胀和促进公共经济发展方面,数量型货币政策工具比价格型货币政策工具更有效。

然而,衡量货币政策有效性问题除了从促进发展的角度展开研究,还应该落脚于货币政策实施过程中带来经济波动的最小化。基于此,接下来的部分将介绍波动指数的构建原理,并根据三维脉冲响应在时间维度和响应维度的分解来构建波动指数,从实际数据层面量化货币政策冲击引起的经济波动问题,从而使得关于数量型和价格型货币政策的有效性研究更加精确。

## 2. 波动指数和成分分解

本部分介绍了波动指数的构建原理,并通过时间维度分析和响应维度分析,对不同类型货币政策冲击引起的经济波动进行成分分解;进一步地,根据波动指数和成分分解,从纯粹“量化”的角度分析了数量型和价格型货币政策的有效性问题。

(1) 波动指数构建原理。根据数量型和价格型货币政策冲击引起产出、物价、就业、私人经济、公共经济以及金融市场的三维脉冲响应结果构建波动指数,用以量化不同类型货币政策冲击引起的经济波动大小。波动指数构建过程如下:

第一步,时间维度分解。对数量型和价格型货币政策冲击引起的产出、物价、就业、私人经济、公

共经济以及金融市场的三维脉冲响应在 YOZ(冲击发生时间—响应水平)平面进行投影,根据投影分析可以计算出六个经济基本面对数量型和价格型货币政策冲击的响应值在时间维度的单调性、方差和极值等。用最小二乘法(OLS)分别拟合数量型和价格型货币政策下 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 各时期的最大响应值和最小响应值,分别得到两条回归线,用  $t_{Q,bi}^t, t_{Q,si}^t$  和  $t_{P,bi}^t, t_{P,si}^t$  代表数量型和价格型货币政策下各自的两条回归线的斜率,从两个斜率即可看出响应值在时间维度的单调性,其中, $i=Y, IF, EM, PE, GE, FM$ ;考虑到方差也算是波动性的重要衡量指标之一,在进行 OLS 拟合的同时,计算出所有最大响应值和最小响应值的方差,分别以  $v_{Q,bi}^t, v_{Q,si}^t$  和  $v_{P,bi}^t, v_{P,si}^t$  表示数量型和价格型货币政策下的最大响应值和最小响应值的方差;另外,分别以  $e_{Q,bi}^t, e_{Q,si}^t$  和  $e_{P,bi}^t, e_{P,si}^t$  代表数量型和价格型货币政策下响应值在时间维度上的极大值与极小值。因此,在计算数量型和价格型货币政策冲击引起经济波动的时间维度成分时,综合考虑了斜率、方差以及极值,使用的方法科学合理。

第二步,响应维度分析。对数量型和价格型货币政策冲击引起的产出、物价、就业、私人经济、公共经济以及金融市场的三维脉冲响应在 XOZ(冲击响应期—响应水平)平面进行投影,根据投影分析可以计算出六个经济基本面对数量型和价格型货币政策冲击的响应值在响应维度的方差、极值、持续时间等。分别以  $v_{Q,bi}^r, v_{Q,si}^r$  和  $v_{P,bi}^r, v_{P,si}^r$  表示数量型和价格型货币政策下响应维度上各期最大响应值和最小响应值的方差;分别以  $e_{Q,bi}^r, e_{Q,si}^r$  和  $e_{P,bi}^r, e_{P,si}^r$  表示数量型和价格型货币政策下响应值在响应维度上的极大值与极小值;分别以  $l_{Q,bi}^r, l_{Q,si}^r$  和  $l_{P,bi}^r, l_{P,si}^r$  表示数量型和价格型货币政策冲击在响应维度上的最大持续时间与最小持续时间。由于脉冲响应都会随着冲击时期的增加而冲击效果逐渐消失,因此在响应维度分析中不考虑斜率问题。

第三步,计算波动指数。以  $\alpha_{Q,i} = \left| \frac{t_{Q,bi}^t - t_{Q,si}^t}{2} \right|$  和  $\alpha_{P,i} = \left| \frac{t_{P,bi}^t - t_{P,si}^t}{2} \right|$  分别表示数量型和价格型货币政策冲击在时间维度的单调性趋势成分;以  $\beta_{Q,i} = \frac{(v_{Q,bi}^t + v_{Q,si}^t)}{2}$  和  $\beta_{P,i} = \frac{(v_{P,bi}^t + v_{P,si}^t)}{2}$  分别表示数量型和价格型货币政策冲击在时间维度的方差成分;以  $\gamma_{Q,i} = \left| \frac{e_{Q,bi}^t - e_{Q,si}^t}{2} \right|$  和  $\gamma_{P,i} = \left| \frac{e_{P,bi}^t - e_{P,si}^t}{2} \right|$  分别表示数量型和价格型货币政策冲击在时间维度的离群值成分,三种成分可以较好地反映出数量型和价格型货币政策冲击在时间维度的波动性,再对三种成分进行综合权重平均,即可以得到数量型和价格型货币政策冲击在时间维度的波动性成分  $F_{Q,i} = \sqrt[3]{(\alpha_{Q,i})^{w_{Q\alpha}} (\beta_{Q,i})^{w_{Q\beta}} (\gamma_{Q,i})^{w_{Q\gamma}}}$  和  $F_{P,i} = \sqrt[3]{(\alpha_{P,i})^{w_{P\alpha}} (\beta_{P,i})^{w_{P\beta}} (\gamma_{P,i})^{w_{P\gamma}}}$ ,其中, $w_{Q\alpha}, w_{Q\beta}, w_{Q\gamma}$  和  $w_{P\alpha}, w_{P\beta}, w_{P\gamma}$  分别为数量型和价格型货币政策下的时间维度中三种成分的综合权重,该综合权重根据郭金维等(2014)的层次分析法主观权重和熵权法客观权重计算得到。由于  $\left| \frac{e_{Q,bi}^r - e_{Q,si}^r}{2} \right|$  和  $\left| \frac{e_{P,bi}^r - e_{P,si}^r}{2} \right|$  衡量的是数量型和价格型货币政策冲击在响应维度的响应离群值成分,而  $\frac{(l_{Q,bi}^r - l_{Q,si}^r)}{24}$  和  $\frac{(l_{P,bi}^r - l_{P,si}^r)}{24}$  衡量的是数量型和价格型货币政策冲击在响应维度的持续期离群值成分,因此,以  $\lambda_{Q,i} = \sqrt{\left| \frac{e_{Q,bi}^r - e_{Q,si}^r}{2} \right| \frac{(l_{Q,bi}^r - l_{Q,si}^r)}{24}}$  和  $\lambda_{P,i} = \sqrt{\left| \frac{e_{P,bi}^r - e_{P,si}^r}{2} \right| \frac{(l_{P,bi}^r - l_{P,si}^r)}{24}}$  分别代表数量型和价格型货币政策冲击在响应维度的离群值成分;

以  $\rho_{Q,i} = \frac{(v_{Q,bi}^r + v_{Q,si}^r)}{2}$  和  $\rho_{P,i} = \frac{(v_{P,bi}^r + v_{P,si}^r)}{2}$  分别代表数量型和价格型货币政策冲击在响应维度的方差成分,再对离群值成分和方差成分进行综合权重平均,可以得到数量型和价格型货币政策冲击在响应维度的波动性成分  $F_{Q,i}^t = \sqrt{(\lambda_{Q,i})^{u_{Q\lambda}} (\rho_{Q,i})^{u_{Q\rho}}}$  和  $F_{P,i}^t = \sqrt{(\lambda_{P,i})^{u_{P\lambda}} (\rho_{P,i})^{u_{P\rho}}}$ , 其中,  $u_{Q\lambda}, u_{Q\rho}$  和  $u_{P\lambda}, u_{P\rho}$  分别为数量型和价格型货币政策下的响应维度中两种成分的综合权重,同样,该综合权重根据层次分析法主观权重和熵权法客观权重计算得到。最后,以货币政策冲击在时间维度的波动性成分  $F_{Q,i}^t (F_{P,i}^t)$  和响应维度的波动性成分  $F_{Q,i}^r (F_{P,i}^r)$  的综合权重平均作为波动指数  $h_{Q,i} (h_{P,i})$  来衡量数量型(价格型)货币政策冲击引起的经济波动。

(2)时间维度分解。对数量型和价格型货币政策冲击引起的产出、物价、就业、私人经济、公共经济以及金融市场的三维脉冲响应在 YOZ(冲击发生时间—响应水平)平面进行投影,投影见图 7,再根据投影分析可以计算出六个经济基本面对数量型和价格型货币政策冲击的响应值在时间维度的单调性成分、方差成分和离群值成分。

从时间维度的单调性成分看,数量型货币政策引起产出、物价、私人经济以及公共经济波动的时间维度单调性成分较大,分别为 0.042、0.102、0.038 和 0.219,价格型货币政策引起产出、物价、私人经济以及公共经济波动的时间维度单调性成分较小,分别为 0.022、0.022、0.033 和 0.073;然而,对于就业以及金融市场而言,数量型货币政策引起的波动的时间维度单调性成分却较小,分别为 0.020 和 0.015,价格型货币政策引起的波动的时间维度单调性成分相对较大,分别为 0.024 和 0.048。根据本文计算方法,时间维度单调性衡量的是货币政策引起经济变量最大波动在 1997—2016 年的上升或下降的速度问题,由此根据上述分析数据可以说明,数量型货币政策引起产出、物价、私人经济以及公共经济的波动在 1997—2016 年变化速度较快,而价格型货币政策引起就业和金融市场的波动在不同时期变化速度相对较快。从时间维度的方差成分看,数量型货币政策引起物价和公共经济波动的时间维度方差成分较大,分别为 0.041 和 0.079,价格型货币政策引起相应变量波动的时间维度方差成分相对较小,分别只有 0.022 和 0.028;然而,对于产出、就业、私人经济以及金融市场而言,却是价格型货币政策引起的波动的时间维度方差成分较大,分别为 0.036、0.039、0.060 和 0.030,而数量型货币政策引起的波动的时间维度方差成分相对较小,分别只有 0.017、0.009、0.016 和 0.016。另外,从时间维度的离群值成分看,同样是数量型货币政策引起物价和公共经济波动的时间维度离群值成分较大,高达 0.155 和 0.644,价格型货币政策引起相应变量波动的时间维度离群值成分相对较小,分别只有 0.079 和 0.328;然而,对于产出、就业、私人经济以及金融市场而言,数量型货币政策引起的波动的时间维度离群值成分却较小,分别仅为 0.164、0.079、0.130 和 0.050,价格型货币政策引起的波动的时间维度离群值成分相对较大,分别为 0.362、0.213、0.454 和 0.105。由于时间维度方差成分和离群值成分衡量的都是货币政策引起经济变量最大波动在 1997—2016 年的变化幅度问题,所以其分析结果具有一致性,这也间接说明了本文分析结果的准确性。

综上计算结果和时间维度波动性成分计算方法可以发现,时间维度上,在 1997—2016 年的不同时期,数量型货币政策引起物价和公共经济的波动性较大,时间维度的波动综合指数  $F_{Q,i}^t$  分别达到 0.089 和 0.231,而价格型货币政策引起物价和公共经济的波动性相对较小,时间维度的波动综合指数  $F_{P,i}^t$  分别仅为 0.033 和 0.090;另外,对于产出、就业、私人经济和金融市场而言,价格型货币政策引起相应变量的响应在 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 期间变化较大,时间维度的波动综合指数分别达到 0.064、0.057、0.094 和 0.054,而数量型货币政策引起相应变量的响应在 1997 年 Q1 到 2016

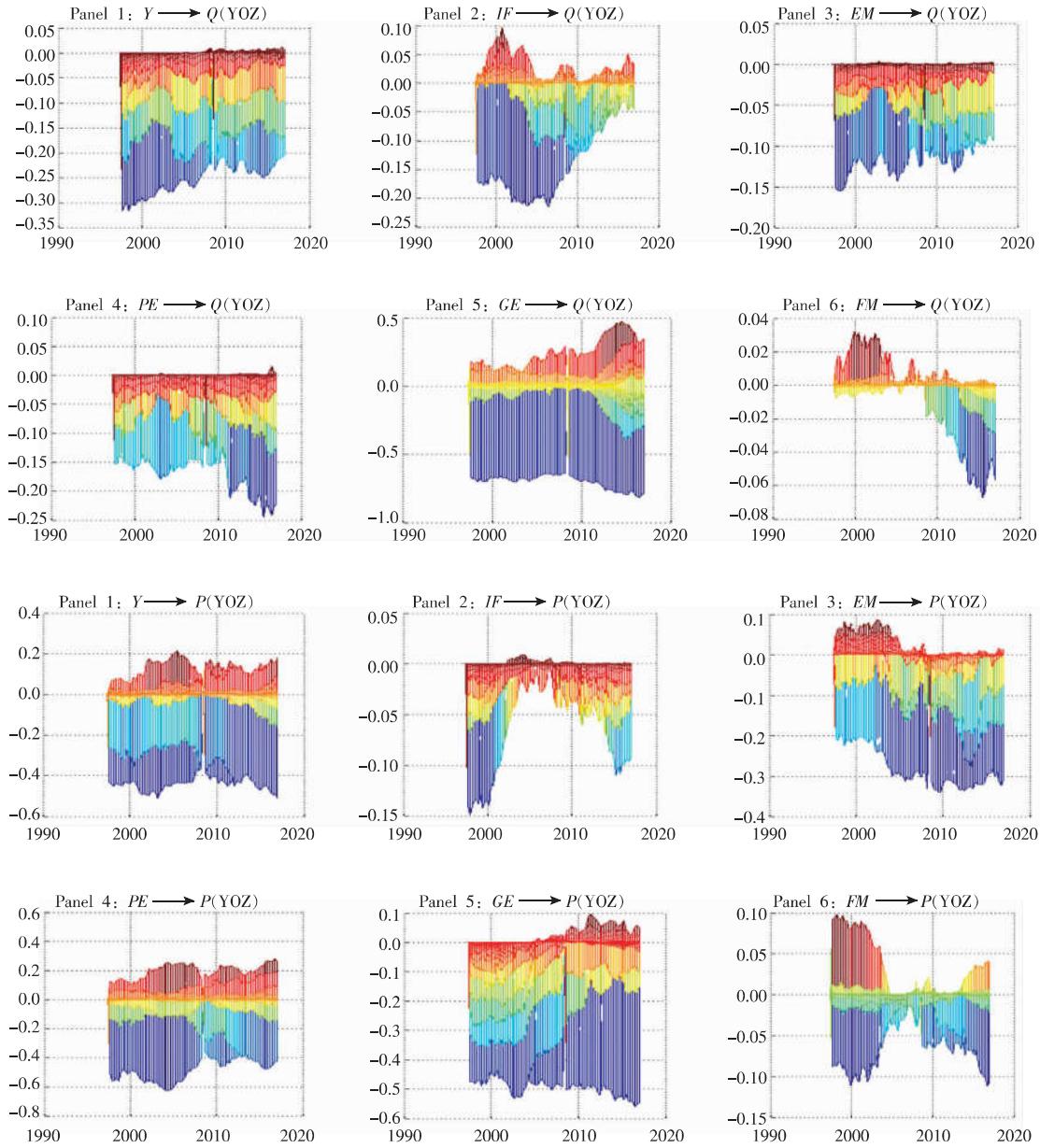


图 7 六个冲击目标分别对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应在 YOZ 平面投影

注:第 1、2 行和第 3、4 行的 Panel 1–Panel 6 分别为经济变量对数量型和价格型货币政策的响应。

年 Q4 期间变化相对较小,分别仅为 0.050、0.025、0.044 和 0.023。央行通常通过调整存款准备金率来影响商业银行的可贷资金总额,商业银行将资金贷给不同的私人企业、国有企业或政府,进而对经济产生调控作用,然而,由于商业银行和央行的目标不一致性,商业银行在放出贷款时主要考虑利润和资产安全性,其主要贷款目标是信用评级较高的国有企业和政府,所以在经济繁荣时期和萧条时期的商业银行可贷资金总额的变化对公共经济影响的波动性较大,而利率等价格型货币政策工具主要是通过影响资本价格来影响微观经济主体的成本收益比,进而影响消费和投资决策,由于国有企业规模较大,而私有企业对资本价格的变化更敏感,所以价格型货币政策引起私人经济在不

同时期的波动性较大。另外,中国国有企业上市公司占比较低,以及劳动力分布占比较低,因此,同样是价格型货币政策引起金融市场和就业水平在不同时期的波动性较大。从物价水平看,由于存款准备金率的特点是直接调控货币供应量,可以有效地控制货币供给水平,进而对物价产生影响,尤其是在流动性过剩的情况下,采用数量型工具进行收缩,对物价的影响幅度更大,而价格型货币政策是通过微观经济体的投资消费决策间接地影响货币需求,所以在不同时期数量型货币政策的变化,对物价影响的波动性相对较大。而对于产出,主要包括总消费、总投资和净出口,而利率等价格型货币政策恰恰是通过对资本价格的影响来影响资本收益比,微观主体通过衡量后作出消费和投资决策,因此,不同时期价格型货币政策的变化对产出影响的波动性更大。

(3)响应维度分解。对数量型和价格型货币政策冲击引起的产出、物价、就业、私人经济、公共经济以及金融市场的三维脉冲响应在 XOZ(响应持续时期—响应水平)平面进行投影,投影见图 8,再根据投影分析可以计算出六个经济基本面对数量型和价格型货币政策冲击的响应值在响应维度的离群值成分和方差成分。

从响应维度的离群值成分看,数量型货币政策引起物价和公共经济波动的响应维度离群值成分较大,达到 0.386 和 0.803,价格型货币政策引起物价和公共经济波动的响应维度离群值成分相对较小,分别为 0.281 和 0.561;然而,对于产出、就业、私人经济以及金融市场而言,数量型货币政策引起的波动的响应维度离群值成分却较小,分别只有 0.396、0.281、0.361 和 0.218,价格型货币政策引起的波动的响应维度离群值成分相对较大,分别为 0.589、0.452、0.674 和 0.280。响应维度离群值成分的计算中涵盖了货币政策对经济变量在不同时期影响的最大(小)幅度和最大(小)持续时间,由此表明,在 1997 年 Q1 到 2016 年 Q4 期间,数量型货币政策对物价和公共经济影响的幅度和持续时间在不同时期变化较大,而价格型货币政策对产出、就业、私人经济以及金融市场影响的幅度和持续时间在不同时期变化较大。另外,从响应维度的方差成分看,数量型货币政策引起物价和公共经济波动的响应维度方差成分较大,达到 0.039 和 0.184,价格型货币政策引起物价和公共经济波动的响应维度方差成分相对较小,分别为 0.018 和 0.126;而对于产出、就业、私人经济以及金融市场而言,却是价格型货币政策引起相应变量的波动的响应维度方差成分较大,分别为 0.136、0.072、0.135 和 0.027,数量型货币政策引起相应变量的波动的响应维度方差成分相对较小,只有 0.064、0.029、0.044 和 0.011。

综上计算结果和响应维度波动性成分计算方法可以发现,在响应维度上,数量型货币政策引起物价和公共经济的波动性较大,响应维度的波动综合指数分别达到 0.138 和 0.414,价格型货币政策引起物价和公共经济的波动性相对较小,响应维度的波动综合指数只有 0.081 和 0.287;另外,对于产出、就业、私人经济和金融市场而言,价格型货币政策引起相应变量的变化的响应维度波动综合指数较大,分别为 0.375、0.198、0.326 和 0.098;而数量型货币政策引起相应变量的变化的响应维度波动综合指数相对较小,仅为 0.175、0.100、0.139 和 0.056。由此可见,数量型货币政策对物价和公共经济的影响在不同响应期下的波动性较大,而价格型货币政策引起产出、就业、私人经济以及金融市场的波动性较大,原因如前所述,这种差别主要在于数量型和价格型货币政策传导机制的不同,所以导致了引起不同经济目标的波动不同,数量型货币政策主要通过银行信贷系统来直接影响货币供应,物价和公共经济对其更敏感,而价格型货币政策主要通过微观经济体的消费和投资决策来间接影响货币需求,产出、就业、私人经济以及金融市场对其更敏感。

进一步地,在上述分析基础上可以构建出最终的波动指数,结果见表 1。从中可以看出,数量型货币政策对物价和公共经济冲击的波动指数较大,而价格型货币政策对产出、就业、私人经济以及

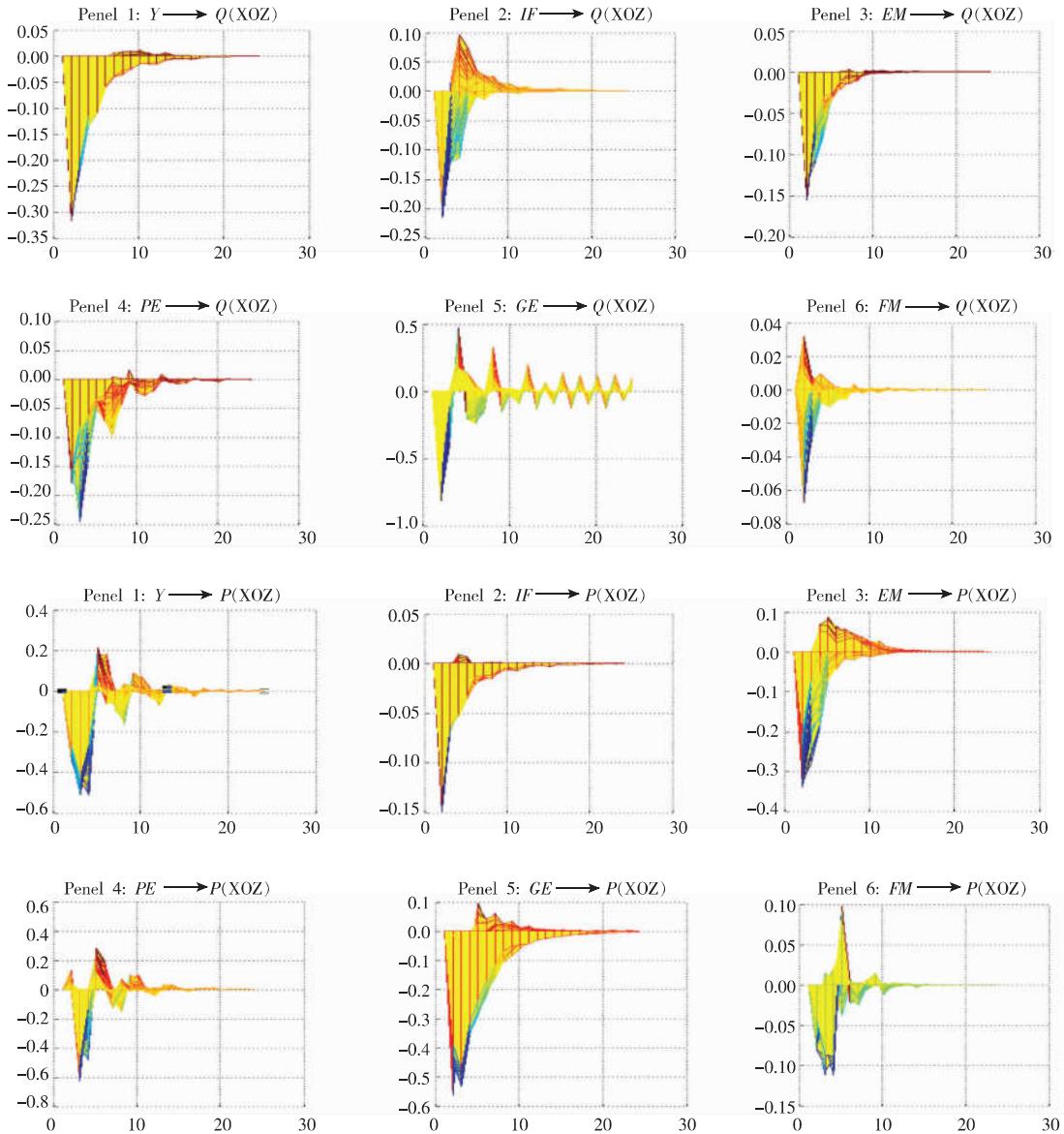


图 8 六个冲击目标分别对数量型和价格型货币政策冲击的三维脉冲响应在 XOZ 平面投影

注:第 1、2 行和第 3、4 行的 Panel 1–Panel 6 分别为经济变量对数量型和价格型货币政策的响应。

金融市场冲击的波动指数较大。通俗而言,在经济萧条时期,央行希望通过下调存款准备金率来对资本市场注入资金,进而对私人经济和公共经济加温,以达到刺激产出增长的目的,然而实际上,由于商业银行和中央银行的目标不一致性,在经济萧条时期商业银行会考虑到盈利性和资金安全性,紧缩信贷是其风险控制的重要手段,国有企业相对于私人企业更容易拿到贷款,所以数量型货币政策对资本市场、私人经济乃至产出的影响较为温和,引起相应经济变量的波动性相对较小。当经济进入繁荣时期,央行希望通过上调利率来控制物价,然而,由于成本转嫁的存在,导致利率对物价的影响较为温和,这在国有垄断行业很容易实现,价格型货币政策引起公共经济和物价的波动性相对较小。

表 1

货币政策冲击波动指数

	产出		通货膨胀		就业		私人经济		公共经济		金融市场	
	<i>Q</i>	<i>P</i>										
<i>h<sub>i</sub></i>	0.100	0.151	0.113	0.054	0.053	0.113	0.083	0.187	0.318	0.170	0.037	0.075

由此可见,从实施货币政策时引起经济波动的最小化角度看,数量型货币政策在调控产出、就业、私人经济以及金融市场时更有效,而价格型货币政策在调控物价和公共经济时更有效。另外,综合时间维度分析和响应维度分析还可以发现,无论是对货币政策冲击工具的不同类型而言,还是对冲击目标的不同类型而言,时间维度离群值成分和响应维度离群值成分都对各经济基本面波动做了主要贡献,而时间维度单调性成分、时间维度方差成分以及响应维度方差成分基本不是各经济基本面波动的主要原因。

从实证分析结果可以看出,对于促进经济发展的角度,在刺激产出增长、提高就业水平、促进私人经济发展以及推动金融市场发展等方面,价格型货币政策工具比数量型货币政策工具更有效,但与此同时伴随的是,价格型货币政策冲击引起的产出、就业、私人经济以及金融市场波动却大于数量型货币政策冲击,也就是说,从带来经济波动最小化的角度,价格型货币政策却不如数量型货币政策有效;然而,对于降低通货膨胀和促进公共经济发展方面,数量型货币政策工具比价格型货币政策工具更有效,同样,伴随的是数量型政策冲击引起的物价和公共经济波动也大于价格型货币政策冲击,也就是说,从带来经济波动最小化的角度,价格型货币政策比数量型货币政策更有效。由此可以看出,中国数量型和价格型货币政策对不同经济基本面的调控效果确实具有差异性,但在促进经济发展和抚平经济波动两个角度的分析具有一致性。

#### 四、结论与启示

##### 1. 结论

随着全球经济周期呈现出明显加快的现象,以及货币政策在宏观经济调控中扮演着越来越重要的角色,数量型和价格型货币政策的有效性问题逐渐成为理解货币政策传导机制、把握货币政策操作规律以及改善货币政策宏观调控效果的关键所在。基于此,本文构建了带有随机波动率的时变参数因子扩展向量自回归模型,基于六个经济基本面的1997年Q1到2016年Q4的季度数据为研究对象,分析了数量型和价格型货币政策冲击对不同经济领域的三维脉冲响应,从促进经济发展的角度,探索了数量型和价格型货币政策对不同经济领域的有效性。最后,利用三维脉冲响应结果在YOZ(时间维度)和XOZ(响应维度)平面的投影来构建波动指数,进而根据波动指数的大小,从货币政策冲击引起经济波动最小化的角度,分析数量型和价格型货币政策对不同经济领域的有效性问题。研究结果发现:

(1)从货币政策促进经济发展的角度看,各时期的数量型和价格型货币政策一单位的正向冲击都主要引起各经济变量的负向响应,反过来即量化宽松的数量型和价格型货币政策都对经济发展有促进作用。然而,从对各经济变量的影响程度、达到最大响应的时间以及响应的持续期来看,数量型货币政策在降低通货膨胀和促进公共经济发展方面更有效,而价格型货币政策在刺激产出增长、提高就业水平、促进私人经济发展以及推动金融市场发展等方面更有效。

(2)从货币政策冲击引起经济波动的角度看,数量型货币政策冲击引起的物价和公共经济波

动在时间维度和响应维度都相对较大,导致数量型货币政策冲击对物价和公共经济的波动指数相对较高,数量型货币政策的有效性相对较低;然而,对于产出、就业、私人经济和金融市场而言,价格型货币政策冲击引起相应变量波动在时间维度和响应维度都相对较大,导致价格型货币政策冲击对产出、就业、私人经济和金融市场的波动指数相对较高,价格型货币政策的有效性相对较低。

(3)从波动性成分分解看,在数量型和价格型货币政策冲击引起的产出、物价、就业、私人经济、公共经济、金融市场的经济波动中,时间维度离群值成分和响应维度离群值成分对各经济基本面的波动性做了主要贡献,而时间维度单调性成分、方差成分以及响应维度方差成分基本不是数量型和价格型货币政策冲击引起各经济基本面产生经济波动的主要原因。而离群值成分恰好意味着特殊时期货币政策冲击引起各经济基本面的“特殊响应”,说明了本文的时变参数计量模型确实能捕捉到特殊时期货币政策的宏观经济调控效应,也说明了特殊时期的货币政策冲击是造成货币政策宏观经济调控产生波动性的主要原因。

## 2. 启示

从结论可以发现,数量型和价格型货币政策的有效性会根据经济目标和经济领域的不同而产生差异性,本文的时变参数计量经济模型也恰好捕捉到了这一点,因此,结合本文研究结论可以得到现实启示。

改革开放以来,中国经济得到了举世瞩目的高速发展,在这一伟大进程中,奉行相机抉择货币政策操作为主的中国人民银行起到了至关重要的作用。然而,随着全球经济周期显著加快,外部经济环境日益复杂,中国经济增长速度放缓,在宏观经济调控难度逐渐提升的情况下,对中国人民银行的货币政策操作提出了较高的要求,单一的逆风向调控或单一的简单规则已然不能满足宏观经济调控需要。本文研究成果在中国人民银行进行相应调控时有一定借鉴意义。在经济萧条时期,中国人民银行希望促进经济发展,当以降低物价和提高公共经济发展为首要目标时,应该采取存款准备金率或公开市场操作等数量型货币政策工具进行宏观调控,进而可以最大化达到其调控效果;当以刺激产出增长、提高就业水平、促进私人经济发展以及推动金融市场发展为首要目标时,应该采取基准存款利率或基准贷款利率等价格型货币政策工具进行宏观调控,进而可以有效达到其经济目标。在经济高涨时期,中国人民银行希望稳定经济周期,希望最小化货币政策实施过程中对经济造成的波动,当以抚平物价和公共经济的经济波动为首要目标时,同样应该采取基准存款利率或基准贷款利率等价格型货币政策工具进行宏观调控,进而可以最大化达到其调控效果;当以抚平产出、就业、私人经济以及金融市场的经济波动为首要目标时,应该采取存款准备金率或公开市场操作等数量型货币政策进行宏观调控,进而可以有效达到其经济目标。

另外,随着中国进入新常态时期,中国经济增长方式不合理的弊端频现,在通货膨胀下滑的同时,经济增长也呈现出乏力的现象;与此同时,中国金融市场对外开放程度日渐提高,汇率制度的改革以及利率市场化进程的加快,标志着中国促进金融市场发展的决心。由此可见,预期在未来的一段时间内,中国的首要战略目标不再是稳定通货膨胀、维持财政政策和货币政策稳定,而是转向实现价格增长稳中向好、推动国内生产总值增速的回升、提高全国平均就业率水平、促进金融市场的持续稳定发展,在此如的战略目标预期下,通过调整降低基准存款利率和降低基准贷款利率的量化宽松的价格型货币政策可以有效改变资本的相对价格,进而直接影响微观经济主体的消费和投资决策行为,刺激社会零售品销售总额和私人固定投资完成额的提高,进一步推动整体国民经济的发展和全国平均就业水平的提高,这将是中国人民银行未来一段时间的最佳选择。

本文旨在从不同经济目标的角度、基于纯粹“量化”分析的视角考察了中国数量型和价格型货

货币政策的有效性问题,然而,本文并未对脉冲响应的经济背景以及数量型、价格型货币政策的传导机制进行较大篇幅分析,但采用动态随机一般均衡等理论模型探索数量型和价格型货币政策的传导机制正是本文进一步需要拓展的研究。随着中国经济统计数据及分析工具的完善健全,未来对货币政策的理论与实践,将会有新的认识。

### [参考文献]

- [1]白玉静,程蕾,李华. 基于货币传导机制的数量型工具与价格型工具比较[J]. 商业时代, 2013,(24):58–59.
- [2]卞志村,胡恒强. 中国货币政策工具的选择:数量型还是价格型——基于 DSGE 模型的分析[J]. 国际金融研究, 2015,(6):12–20.
- [3]郭金维,蒲绪强,高祥,张永安. 一种改进的多目标决策指标权重计算方法[J]. 西安电子科技大学学报(自然科学版), 2014,(6):118–125.
- [4]金春雨,张龙. 货币政策规则、政策空间与政策效果——基于新凯恩斯 DSGE 模型的对比研究[R]. 经济研究工作论文, 2017.
- [5]林朝颖,黄志刚,杨广青. 数量型与价格型货币政策工具对企业风险传导效应的差异研究[J]. 软科学, 2015,(6): 55–59.
- [6]马宇. 量化宽松货币政策的理论基础、政策效果与潜在风险[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2011,(3): 69–74.
- [7]王曦,邹文理,叶茂. 中国治理通货膨胀的货币政策操作方式选择[J]. 中国工业经济, 2012,(8):5–17.
- [8]徐明东,陈学彬. 货币环境、资本充足率与商业银行风险承担[J]. 金融研究, 2012,(7): 50–62.
- [9]Ball, L. Efficient Rules for Monetary Policy[J]. International Finance, 1999,2(1):63–83.
- [10]Bliss, R. R., and G. Kaufman. Bank Procyclicality, Credit Crunches, and Asymmetric Monetary Policy Effects: A Unifying Model[J]. Journal of Applied Finance, 2003,13(2):23–41.
- [11]Boivin, J., M. P. Giannoni, and I. Mihov. Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data[J]. American Economic Review, 2009,99(1):350–384.
- [12]Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000,115(1):147–180.
- [13]Cogley, T., and T. Sargent. Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S.[J]. Review of Economic Dynamics, 2005,8(2):262–302.
- [14]Estrella, A., and F. S. Mishkin. The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank [J]. European Economic Review, 1997,41(7): 1375–1401.
- [15]Friedman, M. The Quantity Theory of Money: A Restatement[M]. UK: Edward Elgar Publishing, 1956.
- [16]Friedman, M. A Program for Monetary Stability[M]. New York: Fordham University Press, 1960.
- [17]Friedman, M. The Optimum Quantity of Money and Other Essays[M]. Chicago: Aldine Pub Co, 1969.
- [18]Gali, J., Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle –An Introduction to the New Keynesian Framework[M]. New Jersey: Princeton University Press, 2008.
- [19]Gali, J. and T. Monacelli. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy [J]. The Review of Economic Studies, 2005,72(3):707–734.
- [20]Kimura, T., H. Kobayashi, J. Muranaga, and H. Ugai. The Effect of the Increase in Monetary Base on Japan's Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis[R]. BIS Papers Chapters, 2003.
- [21]Koop, G., R. G. Leon, and R. W. Strachan. On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2009,33(4):997–1017.
- [22]Korobilis, D. Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor

- Models[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2013,75(2):157–179.
- [23]McCallum, B. T. Consequences and Criticisms of Monetary Targeting [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1985,17(4):598–602.
- [24]McCallum, B. T., and J. G. Hoehn. Instrument Choice for Money Stock Control with Contemporaneous and Lagged Reserve Requirements: Note[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1983,15(1):96–101.
- [25]Poole, W. Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1970,84(2):197–216.
- [26]Primiceri, G. E. Time Varying Structural Vector Auto-regressions and Monetary Policy [J]. The Review of Economic Studies, 2005,72(3):821–852.
- [27]Sims, C. A. Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered [J]. American Economic Review, 1980,70(2):250–257.
- [28]Taylor, J. B. The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank[J]. Journal of Monetary Economics, 1999,43(3):655–679.

## The Comparative Study on the Effectiveness of Quantitative and Price-based Monetary Policy Tools

ZHANG Long<sup>1</sup>, JIN Chun-yu<sup>1,2</sup>

(1. Business College, Jilin University, Changchun 130012, China;  
2. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

**Abstract:** In recent years, the global economic cycle has shown an obvious acceleration, the varied external environment leads to the effectiveness of quantitative and price-based monetary policies changing with the different economic goals of central banks in different periods, and constant parameter model could not capture the time-varying effects of the quantitative and price-based monetary policies. Therefore, in this paper, we construct a factor-augmented vector autoregressive model with time-varying coefficients and stochastic volatility, analyze the different economic goals' three dimensional impulse responses to the quantitative and price-based monetary policies, and construct volatility index to study the effectiveness of quantitative and price-based monetary policies. It is found that, the first, in the period of recession, the PBOC wish to promote economic development, the quantitative monetary policy is more effective if reducing inflation and improving the public economic development are the main aims; the price-based monetary policy is more effective if promoting output, raising the level of employment, promoting private economic and promoting financial market development are the main aims. In the period of prosperous, the PBOC wish to control the economic fluctuation, the price-based monetary policy should be taken if controlling inflation fluctuation and public economic fluctuation are the main aims; the quantitative monetary policy should be taken if stabilizing output fluctuation, employment fluctuation, private economic fluctuation and financial market fluctuation are the main aims. In addition, the volatility component decomposition shows the good nature of the model in this paper, and finds that the shocks of monetary policy in the special periods are the main reason for the fluctuation resulting from macroeconomic regulation of monetary policy.

**Key Words:** quantitative monetary policy; price-based monetary policy; economic growth; economic fluctuation; effectiveness

**JEL Classification:** E12 E52 E58

[责任编辑:许明]