

我国价格型与数量型货币政策工具有效性的实时对比及其政策残余信息估计^{*}

刘达禹 赵婷婷 刘金全

内容提要:“十三五”期间,我国宏观调控体系改革的一个重点就是货币政策框架从数量型调控向价格型调控转变。而这一转变的关键是货币政策中介目标由广义货币供应量(M2)向政策利率的转变。有鉴于此,本文构建 TVP-S-FA-VAR 模型对二者的有效性进行了实时对比,同时在理性预期框架下对货币政策规则进行因子拓展,结果发现:价格型中介对实际经济变量的调控效果更为直接,并且作用力度小,持续时间短,因此更多地体现出预调与微调的功能;而数量型中介(M2)对经济周期的系统性影响较强,但收敛速度较慢,同时在长期还具有“挤出效应”,因此货币当局对总量调控的使用应较为审慎。最后,货币政策规则残余信息的估计结果表明:当使用价格型中介进行信息提取时,经典的泰勒规则将存在 40% 左右的信息漏出,相反,因子增广不能显著增加数量型中介的信息解释力度,这再次说明数量型中介与实际经济行为间的关联性正在逐步弱化,其已不宜再作为货币当局进行宏观调控的政策中介目标。

关键词:价格型货币政策工具 数量型货币政策工具 TVP-S-FA-VAR 模型

一、引言

价格型货币政策工具与数量型货币政策工具是中央银行进行宏观调控的两种重要政策中介目标。其中,价格型货币政策工具是指,中央银行在对实际经济状况进行解读与判断后,通过资产价格变化影响微观主体的财务成本和收入预期,进而使微观主体根据宏观调控信号调整其经济行为的政策调整方式。而数量型货币政策工具是指,中央银行通过公开市场操作、改变法定存款准备金率和控制信贷供应量等方式直接对货币投放量进行调整。此时,这种政策调整机制将通过“价格粘性”与“货币幻觉”对微观经济主体的行为产生系统性影响,改变其消费意愿和劳动投入,进而实现通过货币供应量调整实际产出的目的。

实际上,尽管有关选取价格型还是数量型货币政策工具作为货币政策中介目标的争论一直存在,但从

国际经验来看:许多发达国家和多数中等收入国家均经历了由数量型中介向价格型中介转变的过程(Friedman & Kuttner, 1992; Bernanke & Blinder, 1989)。而推动此项转变需要三个先决条件:一是数量型经济指标与实际经济变量间的相关性显著弱化;二是金融创新使得货币需求稳定性下降并难以预测;三是价格型指标(利率)能够有效传导至其他市场利率和实体经济。就第一点而言,2015年资产价格繁荣时期的例证表明,即便资产价格处于迅速攀升时期,M2 同比增速依旧可以在低位盘桓,这说明货币数量指标与实际经济变量间的依存关系已明显弱化。而就第二点来看,近年来,随着银行体系表外业务的迅速扩张,许多或有负债无法纳入至广义货币统计范畴,导致数量型指标作为货币中介目标无法准确地测度实际货币需求。由此可见,三个必要条件中的前两项已基本满足,但是将货币政策中介目标改变为政策利率是否能够有效提振实体经济

^{*} 刘达禹、刘金全,吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院,邮政编码:130012,电子邮箱:liuyuchris@163.com;赵婷婷,英属哥伦比亚大学统计学院。本文系国家自然科学基金重大项目“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)阶段性成果。感谢编辑部专家与匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。

活力,仍是一个有待考证的问题。因此,探究我国不同历史时期的货币政策中介目标选择,测度不同时点上价格型政策工具与数量型政策工具的有效性,对我国未来一定时期内的金融风险治理、系统性紧缩风险防范以及物价水平控制均具有重要的理论参考价值 and 实践指导意义。

二、货币政策中介目标选择及其有效性的相关文献回顾

目前,有关价格型与数量型货币政策工具调控效果对比的研究正在深入进行,其研究进展可以归结为三个方面:(1)实际操作层面,关注焦点主要在于不同时期内货币政策中介目标有效性的差异;(2)研究方法层面,研究进展主要在于将 VAR 模型拓展为 FA-VAR 模型抑或是 TVP-VAR 模型,从而实现因子增广与实时对比;(3)理论基础层面,演进过程主要是针对货币政策规则进行拓展,将资产价格与汇率波动等要素纳入至货币政策规则模型,从而实现对货币政策残余信息的进一步整合。

早期的研究多聚焦于货币政策中介目标有效性的探讨,Bernanke & Blinder(1989)、Friedman & Kuttner(1992)通过 Granger 因果分析和 VAR 方差分解证明了联邦基金利率对实际经济行为(通胀、产出)的预测能力要显著高于货币供应量指标(M1, M2)。这些重要的典型化事实使得美联储逐渐放弃了货币供应量中介,并转向采取“利率盯住”的方式进行政策调控。然而,美国次贷危机的爆发进一步改变了学者们对传统价格型与数量型货币政策工具有效性的认识,因为在后危机时期,接近于“零边界”的联邦基金利率已无法再对经济形成有效调控;而有限的广义货币供给(M3)也已无法支撑无限的信用扩张(主要是部分次级债务和表外或有事项不纳入统计),这使得利率与 M3 对经济行为的调控效应都在迅速弱化(Brunnermeier, 2009)。近期的部分研究发现,当传统货币政策工具失效时,美联储主要是通过零利率下界配合前瞻指引、扭曲操作与量化宽松来平抑后危机时期的经济波动(Keen, 2013; Cúrdia et al, 2015)。Nakajima & West(2013)进一步测度了零利率边际下利率调控和量化宽松政策的有效性,结果表明:当利率处于“零边界”附近时,实际产出对利率变动的敏感性将显著增强,而量化宽松政策的产出效应却具有明显的边际效用递减特征。

相比而言,国内的相关研究起步较晚,这主要是因为我国利率市场化进程起步较晚,而管制下的市场

利率从客观上决定其很难成为货币当局盯住的中介对象(刘明志,2006)。丁文丽、刘学红(2002)指出:尽管将货币供应量作为货币政策中介目标存在固有局限性,但是其对实际经济行为的调控效果更明显,因此,在利率机制尚不完善的情况下,货币当局仍应将货币供应量作为货币政策中介目标。此外,许多学者还对名义利率调整与货币供给变动的政策效果进行了对比,结果发现货币供应量对实际产出和通货膨胀的影响更显著(范从来,2004;刘金全、刘兆波,2008)。然而,2008年“次贷危机”的爆发使得研究者开始重新审视选取货币供应量作为货币政策中介目标的适宜性。而对货币供应量中介目标有效性的质疑主要集中于两个方面:一是货币供应量调整无法对资产价格形成良好的指示作用,导致其在调整虚拟经济的过程中收效甚微(盛松成、吴培新,2008);二是随着虚拟货币外延的不断扩展,许多表外资金和地方性政府债务资金难以纳入传统的 M2 统计体系,这进一步弱化了 M2 统计指标与实际经济行为间的相关性(张春生、蒋海,2013)。近期,还有部分学者围绕着货币数量论失效展开了系统研究,结果发现:房产泡沫膨胀和地方性政府债务高企是导致微观主体提高其货币持有意愿的主要原因,这在很大程度上破坏了货币供给与实际经济变量间的联动机制(陈彦斌等,2015)。

目前,有关价格型中介与数量型中介适用性的探讨已经较为深入,而就研究方法层面来看,研究者主要是采用 VAR 及其拓展模型对比价格型与数量型货币政策的调控效应。早期的研究多是采用普通 VAR 模型进行参数估计(Friedman & Kuttner, 1992; Bernanke & Blinder, 1989),但这一方法存在着两大重要弊端:一是基本模型无法反映经济系统的时变特征,导致其无法在时间维度上考察同一政策工具有效性的时变特性;二是基本模型只能包含少量的经济变量(一般是 3~5 个),导致其在建模过程中可能存在着经济意义层面上的缺失。针对问题一,Primiceri(2005)将随机波动引入 VAR 系统,采用实际 GDP 增长率、GDP 平减指数、名义利率以及 M4 同比增长率构建了 4 变量的 TVP-VAR 模型,从而实现了价格型政策与数量型政策的实时对比,研究结果表明:“大缓和”期间内,利率对通货膨胀的调控效果始终较为稳定,而货币供应量对实际经济变量的影响则开始不断弱化。针对问题二,Bernanke et al(2005)在对美国货币政策的动态调控效应进行估计时引入了大量宏观经济数据构造动态因子,结果发现相比于普通 VAR 模型,FA-VAR

模型的估计结果及其脉冲响应函数均会发生显著改变,这说明仅使用 VAR 模型估计经济变量间的作用关系可能会存在变量疏漏和结果偏误等问题。近期,还有部分学者开始尝试将 TVP-VAR 的时变特性与 FA-VAR 的高信息含量进行整合,从而实现在因子增广的基础上进行实时对比(Koop et al, 2009; 王少林, 2014),但这些研究多聚焦于方法的拓展,导致其在模型构建时仅考虑了参数的增广与时变特征,但却忽略了货币政策调控过程中变量间的领先滞后关系。

实际上,许多国家的货币政策实践经验表明,货币当局通常是在对经济状况进行解读后,按照某些既定的规则对政策中介目标进行调整。早期, Taylor(1993)使用一个简单的线性方程来刻画美联储的货币政策对经济行为(产出缺口与通货膨胀)的反应,结果发现:这一线性方程能够很好地捕捉美联储的货币政策操作^①,这即是著名的泰勒规则。泰勒规则不仅有效地捕捉了美联储的货币政策操作,同时也表明,在对货币中介目标进行评价时,产出缺口与通货膨胀是需要单独考量的两个重要指标。随后,学者们围绕降低通胀与拉动产出这两项基本职能对货币政策中介目标的有效性展开了探讨。结果发现以通货膨胀目标制为导向的名义利率调整能够有效地熨平通胀波动,而货币供应量调整对实际产出的拉动效应则更为显著(Clarida et al, 2000; Svensson, 2002; Boinet & Martin, 2008; 李正辉等, 2012)。近期,还有部分学者提出:随着全球经济一体化进程的不断加快以及虚拟经济在经济总量中占比的逐渐提高,资产价格和汇率要素也应被纳入货币政策规则当中作为单独的变量进行考虑,然而相关研究尚未形成统一结论(Byrne & Nagayasu, 2010; 刘金全等, 2015)。

通过回顾以往的相关研究可以总结出三方面共识:(1)许多国家的货币政策中介目标均经历了由数量型向价格型转换的过程;(2)相比于经典系统,采取时变方法抑或是因子增广更易于对比不同政策中介目标的有效性;(3)在实际建模过程中,研究者应当考虑经济变量间的传导机制和领先滞后关系,这会使研究结论更接近现实。然而需要指出,以往研究存在着三个重要问题尚未解决:一是对于我国现阶段的经济运行状况而言,货币供应量中介目标是否已经失效,而利率传导机制又是否已经畅通?二是在不同时点上,货币政策中介目标的有效性是否发生了结构性改变?三是货币当局在对货币政策中介目标进行调整的过程中,是否还考虑了除产出与

通胀以外的其他经济行为(汇率、资产价格等)的影响。有鉴于此,笔者将对均值系统进行结构性时变因子扩展(TVP-S-FA-VAR),实现不同时点下的政策调控效应对比^②,厘清货币中介目标调整对实际经济行为的影响机制。

三、含有宏观因子与货币政策规则的 TVP-S-FA-VAR 模型

为检验不同类型货币政策工具的有效性,我们首先需要构建一个标准的 S-VAR 系统:

$$Ad_t = c_1 d_{t-1} + \dots + c_p d_{t-p} + v_t \quad (1)$$

这里, $d'_t = [x'_t, r'_t]$, A 代表 $n \times n$ 维联立方程系数, x_t 是 $(n-1 \times 1)$ 维列向量, 是可观测实际经济变量的集合(主要包括:产出缺口,通货膨胀等), r_t 代表货币政策工具(货币供应量、名义利率), $c_i (i=1, \dots, p)$ 是 $(n \times n)$ 维滞后项系数方阵, 扰动项 $v_t \sim N(0, \Omega)$, Ω 是 $(n \times n)$ 维样本协方差矩阵。需要指出,受制于共线性的影响,通常 VAR 模型仅能容纳 3~5 个变量,这会使模型系统存在经济意义上的疏漏。因此,本文首先将 VAR 模型拓展为 FA-VAR 模型以提高整个模型的信息含量。FA-VAR 模型的主要思想是将 n 维可观测向量 x_t 整合成 k 维不可观测因子 f_t , 其中 k 远小于 n 。随后将因子与主要变量纳入同一系统进行参数估计,从而实现增加模型信息和简化估计的双重目的。FA-VAR 的具体表达式为:

$$Ay_t = F_{1,t} y_{t-1} + \dots + F_{p,t} y_{t-p} + v_t \quad (2)$$

其中, A 依旧是 $n \times n$ 维联立方程系数, $y'_t = [f'_t, r'_t]$, f_t 为 $k \times 1$ 维潜在因子向量, r_t 是 1×1 维的货币政策工具, $F_{i,t} (i=1, \dots, p; t=1, \dots, T)$ 是 $(k \times k)$ 维滞后项系数矩阵, v_t 是 $n \times 1$ 维结构性冲击, $v_t \sim N(0, \Sigma)$:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \dots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix}$$

根据 Bernanke et al(2005),我们可以将实际经济变量 x_t 整理成方程(3)的形式:

$$x_t = \lambda_t^f f_t + \lambda_t^r r_t + u_t \quad (3)$$

这里, λ_t^f 是 $(n \times k)$ 维因子系数矩阵, λ_t^r 是 $(n \times 1)$

维货币政策工具变量的系数矩阵,且 $u_t \sim N(0, H_t)$, $H_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{n,t}))$, $t = 1, \dots, T$ 是 $(n \times n)$ 样本协方差。在此假设误差项 u_t 与因子不相关,且因子不存在序列相关性,即 $E(u_{i,t} f_t) = 0$, $E(u_{i,t} u_{j,s}) = 0$ 对所有的 $i, j = 1, \dots, n$ 和 $t, s = 1, \dots, T$ ($i \neq j, t \neq s$) 均成立。这里,方程(2)即是 FA-VAR 模型,而方程(3)是 FA-VAR 模型的因子方程。倘若进一步假定样本协方差是对角矩阵,则方程(3)中的参数能够利用单变量回归方程进行估计,即:

$$x_{i,t} = \lambda_{i,t}^f f_t + \lambda_{i,t}^r r_t + u_{i,t}, i = 1, \dots, n \quad (4)$$

在对因子进行估计后,我们将进一步对系统进行时变系数拓展,令 $\beta_t = A^{-1} F_t$, $X_t = I_s \otimes (y_{t-1}, \dots, y_{t-s})$ (\otimes 代表克罗内克积)。在此将时变参数引入 A 与 Σ , 式(2)可进一步简化为:

$$Y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \quad (5)$$

$t = s+1, \dots, n$, 系数 β_t , 联立方程系数 A_t 以及随机波动的协方差矩阵 Σ_t 都服从时变特征。参照 Nakajima & West(2013)的处理方法,假定式(5)中的参数服从随机游过程:

$$\beta_t = \mu_\beta + \phi_\beta(\beta_{t-1} - \mu_\beta) + \tau_t, t = s+1, \dots, n$$

$$\alpha_t = \mu_\alpha + \phi_\alpha(\alpha_{t-1} - \mu_\alpha) + \zeta_t, t = s+1, \dots, n$$

$$h_t = \mu_h + \phi_h(h_{t-1} - \mu_h) + \zeta_t, t = s+1, \dots, n$$

这里, β_t 与 α_t 是模型参数向量, $h_t = \log(\sigma_t^2)$; τ_t , ζ_t , ζ_t 分别为相应的随机扰动项。式(1)~(5)完成了对 TVP-FA-VAR 模型的刻画。然而,考虑到货币当局通常是根据某些既定的规则改变政策操作,因此,应对参数矩阵 A_t 施加相应的政策约束。^⑤ 在此,我们对 Boinet & Martin(2008)构建的理论模型进行因子扩展,通过最小化中央银行的福利损失函数,得到名义利率根据产出缺口与通货膨胀变动的调整规则。其中,总需求方程、总供给方程与利率规则设定为:

$$y_t = E_{t+1} y_{t+1} - \delta^{-1} (E_t R_{t+1} - E_t \pi_{t+1}) + \mu_t^D \quad (6)$$

$$\pi_t = \vartheta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \mu_t^S \quad (7)$$

$$R_t = (1 - \rho) (\beta \pi_{t-1} + \lambda y_{t-1}) + \rho R_{t-1} + \mu_t^R \quad (8)$$

这里,式(6)是根据 IS 曲线获取的总需求方程, E 代表期望算子, $E_t y_{t+1}$ 代表在 t 期给定信息条件下对 $t+1$ 期产出缺口的预测, $(E_t R_{t+1} - E_t \pi_{t+1})$ 代表预期实际利率, δ^{-1} 是产出缺口对实际利率期望的调整系数。式(7)代表新凯恩斯框架下的总供给曲线, $E_t \pi_{t+1}$ 代表通货膨胀预期, ϑ 和 κ 分别是当期通货膨胀根据产出缺口和通货膨胀预期的调整系数。而式

(8)代表货币当局的利率调整规则, ρ 是利率平滑意愿, β 与 λ 分别是通货膨胀与产出缺口的调整系数。此外, μ_t^D , μ_t^S , μ_t^R 分别代表总需求冲击、总供给冲击与货币政策冲击。其中, μ_t^D 与 μ_t^S 服从于 AR(1) 过程: $\mu_t^D = \rho_D \mu_{t-1}^D + \varepsilon_t^D$, $\mu_t^S = \rho_S \mu_{t-1}^S + \varepsilon_t^S$ 。 ρ_S 与 ρ_D 是相应的一阶自回归系数, ε_S 与 ε_D 代表随机干扰项,并且 ε_S 与 ε_D 不相关。式(6)(7)(8)构成了理性预期框架下的新凯恩斯货币政策规则模型。然而,近期研究表明,中央银行在制定政策规则时不仅考虑了产出缺口与通货膨胀,资产价格与汇率要素同样成为其政策操作过程中的重要考虑对象(刘金全等, 2015; Byrne & Nagayasu, 2010), 这说明货币政策规则的外延也在不断扩展。鉴于此,本文将对式(8)描述的货币政策规则框架进行扩展,将因子要素纳入式(8)当中,具体表达为:

$$R_t = (1 - \rho) (\beta \pi_{t-1} + \lambda y_{t-1}) + \rho R_{t-1} + \phi f_{1,t-1} + \phi f_{2,t-1} + \mu_t^R \quad (9)$$

其中, f_1 , f_2 分别代表第一宏观因子与第二宏观因子^⑥, 这一改进有两方面优势:一是可以提高货币政策的拟合优度,进而实现对货币政策规则残余信息的提取;二是相比于资产价格和汇率要素等特殊经济指标,宏观因子对信息的拟合能力更强,并且这一表达更具一般性。我们可以将式(6)(7)(9)写为矩阵形式:

$$A_t Y_t = F_t Y_{t-1} + f_t + \mu_t \quad (10)$$

$$\text{其中, } Y_t = (f_{1t}, f_{2t}, y_t, \pi_t, R_t), f_t = (c_{1t}, c_{2t}, 0, 0, 0)',$$

$$\mu_t = (\mu_t^{f_1}, \mu_t^{f_2}, \mu_t^D, \mu_t^S, \mu_t^R), \varepsilon_t = (\varepsilon_t^{f_1}, \varepsilon_t^{f_2}, \varepsilon_t^D, \varepsilon_t^S, \varepsilon_t^R)。$$

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\kappa_t & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$F_t = \begin{pmatrix} \lambda_{1t} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{2t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \delta_t^{-1} & -\delta_t^{-1} \\ 0 & 0 & 0 & \vartheta_t & 0 \\ \varphi & \varphi & (1 - \rho_t) \lambda_t & (1 - \rho_t) \beta_t & \rho_t \end{pmatrix}$$

四、中国宏观经济运行的典型化事实 与基础宏观因子提取

在构建 TVP-FA-VAR 模型之前,首先要对相关的宏观因子进行搜集与整理,鉴于部分宏观经济

序列的统计起步较晚,因此我们将样本起始点设定为2004年1月,对应的样本终点为2015年12月。这里,我们共使用了49条宏观经济序列反映中国经济周期波动的宏观成分,基础因子选取标准为:根据基础数据的属性差异,将全部数据先归为指标型数据、比率型数据以及总量型数据三大类。其中,指标类数据主要包括反应消费、投资以及宏观经济状况的相关序列。比例型数据主要包括名义利率、M0、M1和M2同比增速等政策调控变量。总量类数据,其主要是以国民经济核算为依据,并从三种不同角度进行刻画。首先笔者根据国民经济核算恒等式,统计了消费、投资、政府支出与进出口的相关数据;随后,为从产业结构变迁的维度进一步刻画我国总产值的变化特征,采用三次产业增加值的时间序列数据对其进行二次刻画,最后,为进一步细化体现我国经济运行的结构性变化,笔者还统计了部分重点行业产值变化的时间序列数据。^⑤

从宏观经济景气变动的角度来看,图1和图2基本能够反映样本期间内中国宏观经济的运行状况。观察图1可以看出,宏观先行指数、宏观预警指数、宏观一致指数与宏观滞后指数的走势高度耦合,其中预警指数的波幅最大。四者在样本前期(2004—2008)运行较为平稳,并均在美国次贷危机时期出现了不同程度上的V型轨迹。其中,预警指数变化最快,先行指数次之,一致指数再次,滞后指数最慢,说明四者基本能够作为宏观经济运行的晴雨表,并对经济周期的更迭进行较为准确的度量。自中国经济运行进入“新常态”时期以来,宏观经济层面一直面临着较大的经济下行风险,我们应更加关注宏观预警指数的走势。自2012年起,预警指数呈现出快速下行态势,目前已跌至近20年的历史低位(与2009年经济增速6.6%这一时期基本持平),并且收缩历时极长,表明本次经济下行并非是周期性变动,而是经济经过长期高速增长后,由高速向中高速过渡时所发生的结构性转变。就消费指数的变化规律而言,消费者满意指数、消费者预期指数与消费者信心指数的客观变化规律同样揭示了部分经济运行过程中的结构性矛盾。三者在本样初期一直处于高位水平,表明此期间消费对经济增长的拉动作用较为显著。随后,三者均在金融危机期间发生了微弱的收缩,但又迅速地回归至理性区位,这与经济的客观运行规律也基本相符。然而自2012年以来,形势再度发生变化,三者的波动性明显上升,而其所处的区位水平也均呈现出不同程度上的下移,这说

明内需不足,消费乏力是当前我国宏观经济下行的主导因素。

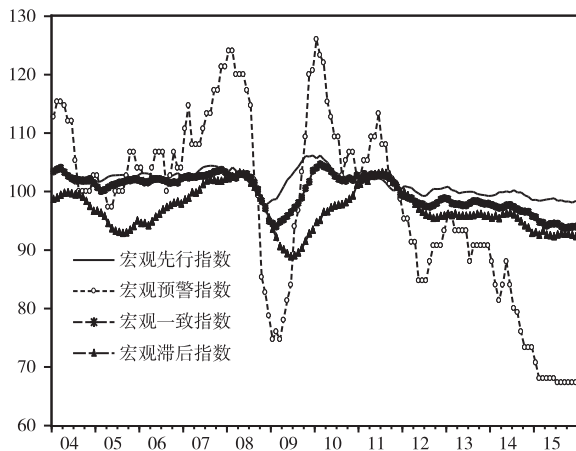


图1 宏观景气指数

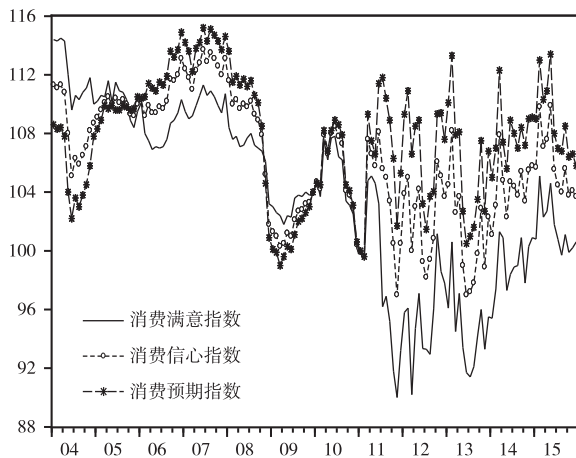


图2 消费者指数

产业结构方面,两组图片同样揭示了我国经济发展过程中所体现出的一般规律。图3给出了我国三次产业增加值在样本期间内的变化状况。观察其走势不难看出,三者走势高度吻合,并且曲线的斜率基本保持不变,说明我国三次产业增加值的变化较为合理,不存在短期内的剧烈波动。此外,第三产业增加值在样本初期略低于第二产业,并且其与第二产业增加值之间的差距在样本期间内不断收窄,最终于2014年形成反超,说明我国的产业结构正在向高端层次迈进。

图4进一步刻画了三次产业投资在样本期间内的变化状况,这幅图比较直观地揭示了当前中国宏观经济运行所面临的结构性难题。观察图4可以看出,次贷危机过后,三次产业投资曲线的走势开始变得更为陡峭,这说明在过去5~7年当中,投资拉动型经济增长仍是我国经济增长的核心原动力。实际上,在需求高速增长时期,投资拉动型增长模式无可

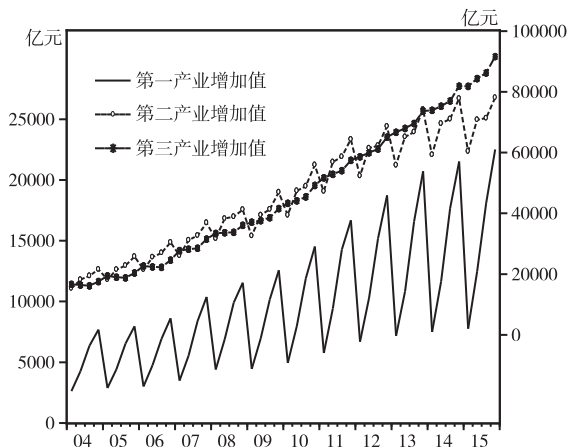


图3 三次产业增加值

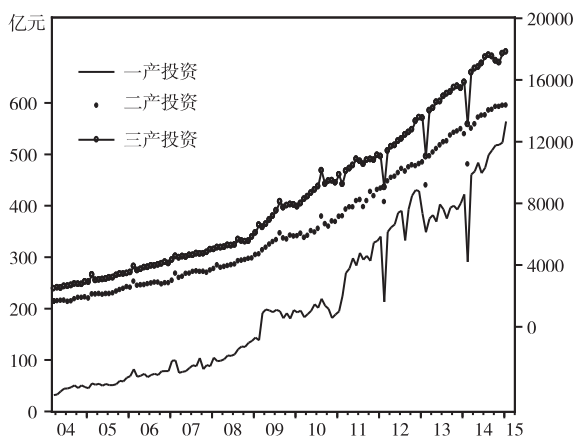


图4 三次产业投资

厚非，因为需求端的持续扩张需要供给端的大力投放来维持供需平衡。但是，当经济周期处于收缩阶段时，这种增长模式将引致结构性问题。因为，需求曲线将不可避免地发生下移，倘若继续通过投资使供给曲线不断向外扩张，那么一种可能的均衡则是更低的价格和更低的销量，同时伴随着大规模的产能过剩。目前，我国宏观经济层面已经面临着较大的产能过剩压力，这与后金融危机时期的加速投资密切相关。此外，观察当前我国PPI的走势同样可以发现，传统产业已初具走向低产量、低价格均衡的态势。

一组行业增加值的走势能更加深入地反映产业结构发展的失衡。图5中房产增加值与建筑增加值曲线的走势最为陡峭，表明房地产业与建筑业是样本期间内发展最为迅速的产业，而交通运输业的发展相对平缓，餐饮住宿业的增量则更加微弱。这说明在过去的10年中，高速的经济增长更多的是通过公共基础设施建设与房产投资来维系，而消费层面所带来的增长福祉却远不及投资的增幅。观察各主

要价格指数的持续变动情况不难看出，样本期间内居民消费价格指数约以年均4%的增速上升，并始终处于可控范围，商品零售价格指数与农产品价格指数同样稳步攀升，其变化也较为可观。但工业出厂价格指数的走势却再次揭示了当前经济运行过程中的重大风险：其已连续超过40个月呈同比下降态势，并且目前的降幅依旧较大。这说明其与消费指数间的联动机制遭到了严重破坏。观察国民经济核算另外两大要素的变化（财政支出与进出口）同样可以发现经济基本面上的部分转变。如图7所示，样本期间内，我国财政收入、支出与税收的走势高度一致，并且收入曲线基本保持在支出曲线上方，说明政府对财政的控制始终较好，短期内不存在持续赤字和政府破产的可能。观察近期三者的走势可以看出，税收与财政收入和政府支出的差距在日趋扩大，表明营改增政策取得了显著效果，并已经逐步减轻了国民税负。而就进出口总额的变化来看，二者始终保持着高速增长态势，并且存在着较大的贸易顺

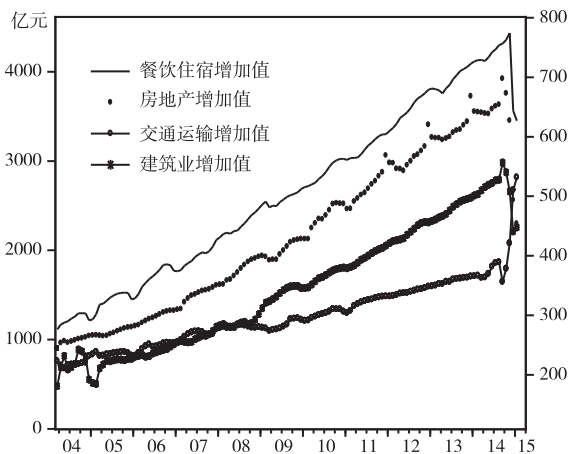


图5 行业增加值

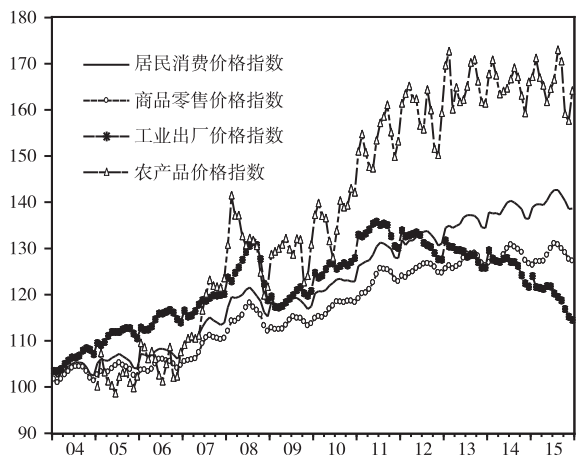


图6 价格指数

差(见图7)。需要指出,尽管进出口总额和净出口保持着可观的增量,但其增速却在明显收窄,这说明出口拉动型增长或已达到上限,若想保持经济平稳高速增长,就势必要发掘新型增长引擎,逐渐取代净出口在我国总产值中所占的比重。

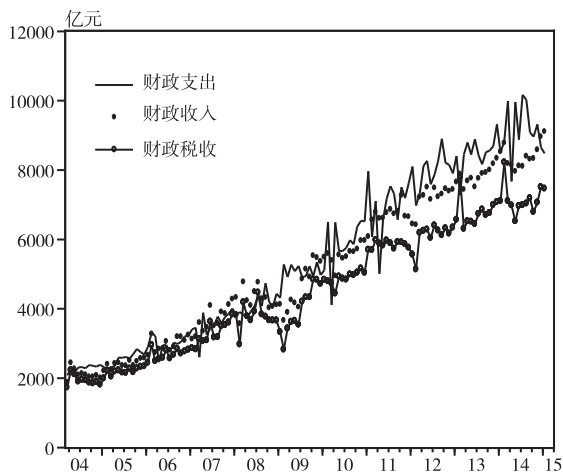


图7 财政变量走势

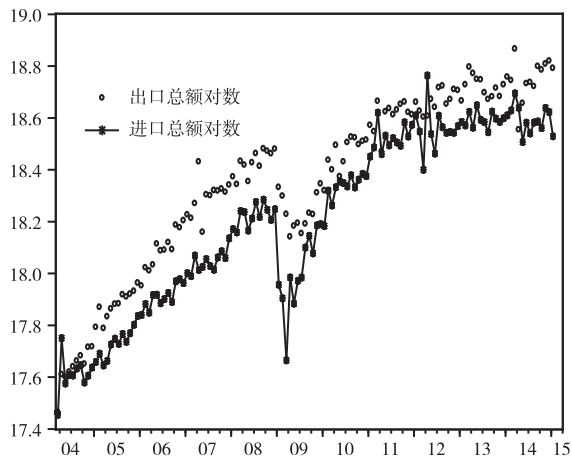


图8 进出口变化

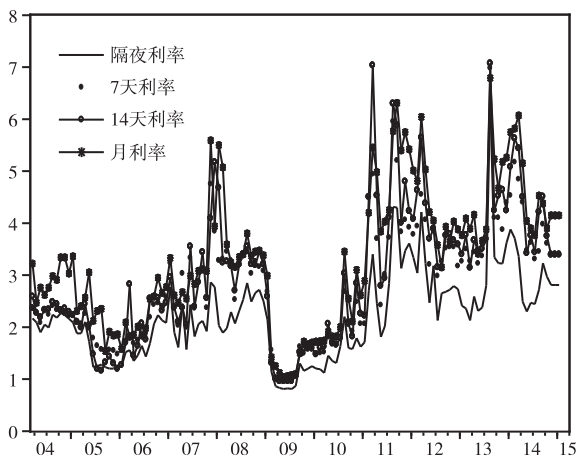


图9 利率变动

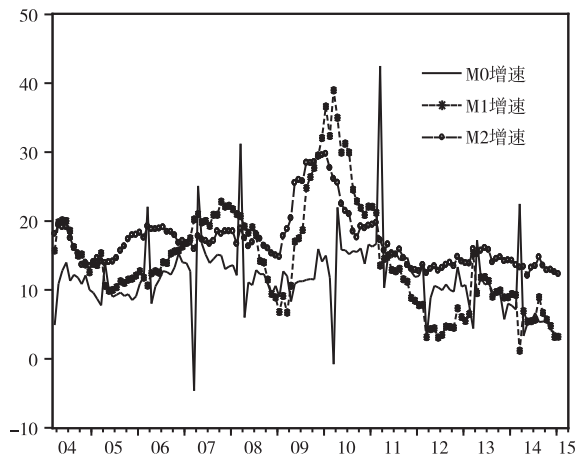


图10 货币供应量变化

最后,观察中央银行的利率水平、货币供给、存款变动与外汇存量的变化同样可以发现,现阶段中央银行开始更加注重价格灵活和总量平衡的政策调整模式(见图9~图11)。观察图11可以看出,现阶段政策操作对居民存款行为所产生的“扭曲效应”。图11中,活期存款曲线始终处于定期存款曲线上方,这与金融业发展的一般规律吻合。然而,进一步观察二者的变化轨迹不难发现,二者之间的差额正在迅速收窄,现阶段已基本处于持平状态。这主要是因为自2014年10月以来,中央银行先后通过多次降准降息来为实体经济注入流动性,使短期利率水平持续走低,并严重降低了居民的短期存款意愿。此外,由于银行业需要稳定的资本缓冲以维持正常的资金周转,因此,并不会大幅降低定期存款利率。需要指出,尽管这种扭曲操作是在短期内维持金融体系正常运转的有效手段,但持续的扭曲操作势必会引致相应的套利行为,而一旦出现资金链断裂或是发生大量的集中赎回,银行体系或将面临较大的“挤兑风险”。此外,外汇储备占比的走势同样能为我们揭示部分经济运行过程中的“不解之谜”。其中,最为重要的就是对现阶段中央银行政策操作的解读。近年来,货币当局的政策操作给公众留下的印象基本可概括为:预调微调、松紧适度、价格多变、数量可控。然而实际情况并非完全如此,观察图12可以看出,我国外汇储备占比在2008—2009年处于峰值状态,而此段期间内,广义货币供给增速同样处于高位水平(25%~30%)。以往研究多数认为,我国在次贷危机时期连年采用宽松的货币政策,导致市场以间接融资为主的问题凸显,这使中国经济在后危机时期陷入了“三期叠加”难题。但实际上,当我们认真地思考广义货币供给的计算方式后,就会

得到不一样的政策解读。按照央行的统计：

$$\text{广义货币供给 M2} = \text{国外净资产} + \text{国内净资产} + \text{国内信贷} - \text{不纳入广义货币的存款} - \text{债券} - \text{实收资本} - \text{其他(净)} \quad (11)$$

式(11)表明, M2 增速如何变动取决于其组成项的增减。观察图 12 即可发现, 在很长一段时间内, 国外净资产都是货币供应量增长率的主要贡献者, 外汇流入并结汇, 使商业银行和央行增持了国外资产, 并提高了广义货币供给, 然而这些资金却未完全地流入本土市场。自 2014 年以来, 外汇储备由以往的急速上升迅速变化成负向增长, 这势必会使广义货币供给增速水平收窄。因此, 当我们从减储的角度审视现阶段的货币政策即可发现, 较低的广义货币供给增速不仅是货币供应层面上的主动收缩, 还是减储所引发的短期现象。倘若仅从信贷供应与流动性释放的角度审视现阶段的货币供应量变化, 中国货币供给依然处于新一轮扩张周期。实际上, 由于减储仅具有短期影响, 因此可以预期, 我国的 M2 同比增速在未来的一定时期内可能会再度攀升。

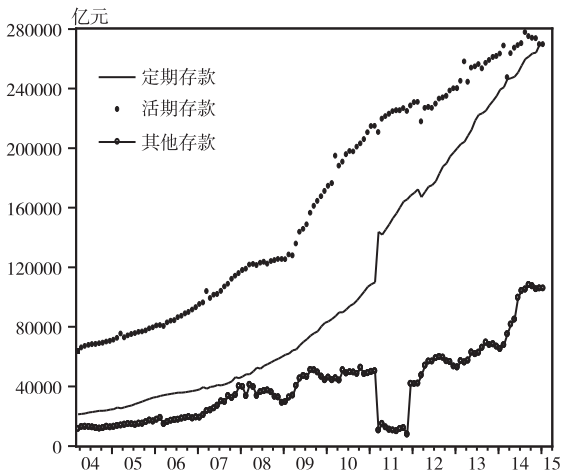


图 11 存款变动

通过对基础宏观因子走势的描述可以看出, 样本期间内, 我国宏观经济运行历经了多轮繁荣与紧缩。深思其背后的形成机理不难发现, 中国经济每一轮繁

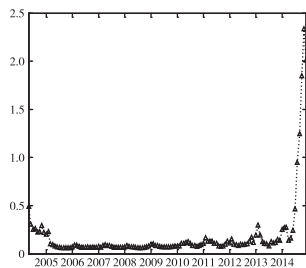


图 13 动态因子 1

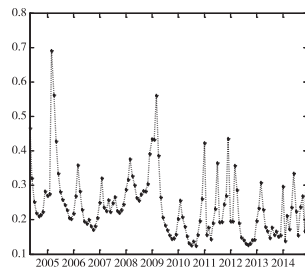


图 14 动态因子 2

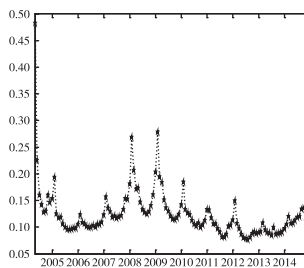


图 15 动态因子 3

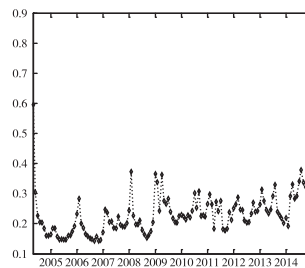


图 16 动态因子 4

荣和紧缩, 其背后都有着不同的宏观条件与时代背景。有鉴于此, 对前述 49 个宏观因子进行整合, 并从中提取出相应的共同因子刻画样本期间内我国货币政策操作的宏观背景。具体的动态因子拟合如图 13~图 16 所示^⑥。

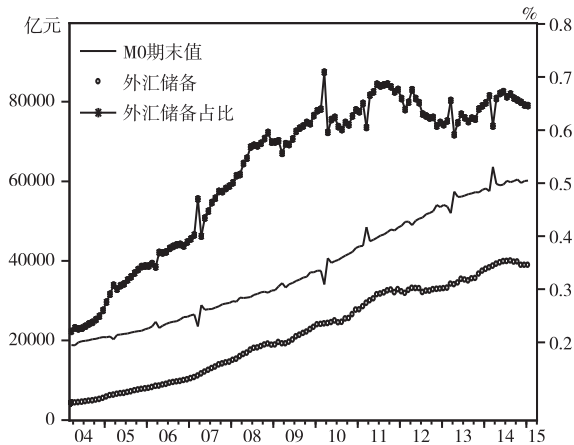


图 12 货币存量与外汇占比

图 13~图 16 给出了样本期间内动态因子的走势, 这里主要采用因子 1 与因子 2 进行 TVP-S-FAR 模型建模分析(二者累积方差贡献度已高达 91%, 超过 85% 标准)。观察两组动态因子的变化特征不难看出, 因子 1 与宏观经济景气高度相关, 但其走势与整体经济景气相反, 说明该因子是反向指标。样本初期, 受经济软着陆的影响, 宏观经济始终保持着相对紧缩的态势, 此时因子 1 一直在高位水平波动。而在 2005 年以后, 我国经济重新进入新一轮“软扩张”过程, 此时因子 1 也逐渐回归至低位盘桓。此外, 动态因子 1 在样本末期急速上升, 并且上升幅度高达样本初期的 4 倍, 说明现阶段, 中国宏观经济整体层面面临着较大的下行风险。图 14 中, 动态因子 2 的走势跌宕起伏, 并在 2005、2009 与 2011 年形成三次阶段性高峰, 这与各物价指数的变化规律高度耦合, 基本可以反映样本期间内各物价指数的变动情况。其中, 2005—2007 年我国掀起了一轮为期两年的投资拉动型经济增长, CPI 与 PPI 等物

价指数均处于高位水平;而在2009年的后金融危机时期,受政府“4万亿”投资计划和央行持续宽松货币政策的影响,通胀水平再度攀升至6.1%,形成阶段性峰值;此后,在2011—2012年间,受国际资本涌入与成本推动等多方面因素影响,我国宏观经济运行再度迎来新一轮混合型通货膨胀,而就现阶段的物价变动情况来看,因子2已降至最低区位,表明宏观经济层面存在着较大的通缩压力。由此可见,因子2的走势准确地捕捉到了这四段典型历史时期内的物价变动规律,因此其走势基本上可以作为样本期间内物价水平变动的重要考量。

五、价格型与数量型货币政策工具有效性的时变特征及其方差分解

(一) 产出缺口对不同质货币政策工具调控的时变脉冲响应分析

为避免时变脉冲响应函数时点选取外生性的问题,我们首先采用排序多重门限选择模型对样本期间内我国的货币政策规则(式(8))进行区制划分。根据动态因子特征,我们将第1门限设定为通货膨胀率(CPI),将第2门限设置为实际GDP同比增长率。在此,我们采用自举法获取Wald统计量的渐进分布,进而检验门限效应的存在性:

$$W(\gamma_1) = [R\hat{\beta}(\gamma_1)]' \\ [R(M(\gamma_1)^{-1}V(\gamma_1)M(\gamma_1)^{-1})R']^{-1}R\hat{\beta}(\gamma) \quad (12)$$

其中, R 为约束条件, $M(\gamma_1) = \sum_{t=1}^T x_t(\gamma_1)x_t(\gamma_1)'$, $V(\gamma_1) = \sum_{t=1}^T x_t(\gamma_1)x_t(\gamma_1)'\hat{\epsilon}_t^2$, $x_t(\gamma_1)$ 为解释变量矩阵, $\hat{\beta}(\hat{\gamma}_1)$ 为相应的系数估计值矩阵,令Wald统计量在 $\hat{\gamma}_1$ 处取最大值,进而将Wald统计量的极大值与渐进分布表进行对比,确定是否存在门限效应。此时,倘若泰勒规则模型关于通货膨胀率(第1门限)具有显著的门限效应,可以进一步使用实际GDP同比增速对两门限内的子样本进行二次分割。对式(13)(14)重复该检验:

$$R_t = (\beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2y_{t-1} + \rho R_{t-1}) \\ I_1(\pi_t \leq r_1, gdp_t \leq q_1) \\ + (\beta'_0 + \beta'_1\pi_{t-1} + \beta'_2y_{t-1} + \rho'R_{t-1}) \\ I_2(\pi_t \leq r_1, gdp_t > q_1) + \mu_t'' \quad (13)$$

$$R_t = (\beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2y_{t-1} + \rho R_{t-1}) \\ I_1(\pi_t > r_1, gdp_t \leq q_2) \\ + (\beta'_0 + \beta'_1\pi_{t-1} + \beta'_2y_{t-1} + \rho'R_{t-1}) \\ I_2(\pi_t > r_1, gdp_t > q_2) + \mu_t'' \quad (14)$$

如图17所示,排序多重门限选择模型将样本划

分成了3个区制(通货膨胀率门限为2.84%,实际GDP同比增长率门限为7.80%,高通货膨胀区制内不存在增长门限),其中,2004年1月至2006年5月,宏观经济运行处于高增长低通胀的最佳模式当中,表明此时期内不需要强烈的经济政策干预。有鉴于此,时变脉冲响应函数的选取应主要集中于灰色和深灰色区域。根据多重门限模型的区制划分,选取2009年6月、2011年9月与2014年9月作为样本期间内的典型化时点,这主要是因为三者均是样本期间内的典型经济波动阶段(低增长低通胀和高通胀时期)同时又是具有显著经济意义的典型化时点(次贷危机时期,混合型通胀时期与经济“新常态”时期),选取这三个时点能够较好地反映货币政策调控的时变特性,从而可以有效地度量货币当局如何顺应经济周期的更迭来改变其政策力度的紧松。^⑦

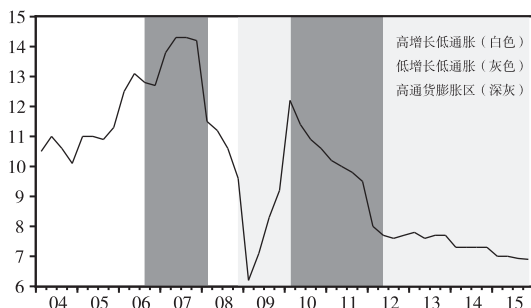


图 17 样本区制划分图

图18~图21清晰地给出了产出缺口对1单位名义利率冲击的脉冲响应过程,观察3个不同时点下的脉冲响应函数在24期(2年)内的衰减情况可以看出:三个不同时点下的脉冲响应力度差异较大,表明货币当局的政策操作的确会随着经济周期的更迭产生不同的调控效应;尽管三条曲线的波幅各有差异,但其形态高度耦合,并且均在24期(2年)后形成收敛,表明名义利率调整始终能够有效地熨平经济周期波动,其基本职能并未发生根本性转变;仔细对比三条曲线在收敛期内的走势可以看出,现阶段产出缺口对名义利率调整的反应最为强烈,次贷危机时期次之,而通胀过热时期产出缺口对利率调整的反应力度最弱。这再次说明中央银行会随着经济周期的更迭改变其政策调整偏好。具体而言,对于名义利率的1单位调整,其在经济紧缩时期对实际产出的调控效应最强,而在经济繁荣期时的调控力度则会适度减弱。此外,这一结果还表明,价格型中介对实际经济行为的调控效应在不断增强。^⑧

图22~图25给出了样本期间内,产出缺口对M2

同比增长率 1 单位正向冲击的动态响应过程。观察图 25 可以看出,在不同时点下给 M2 同比增长率 1 单位正向冲击,产出缺口均会在短期内呈现出正向扩张态势,由此可见,提高货币供给仍可在短期内对实际经济变量产生显著的拉动效应。然而观察三者的后期变化规律不难发现,2011 年 9 月与 2014 年 6 月的脉冲响应函数走势高度耦合,基本不存在时变特性,2009 年 6 月的脉冲响应曲线显示,其在冲击反应后期出现了微弱的反转态势,表明在此期间内提高广义货币供给会面临着远期福利成本约束。实际上,回顾我国不同历史时期的货币数量调控可以看出,2011 年 9 月和 2014 年 9 月的货币数量变动更多的是源于信贷投放,其对实体经济的拉动效应较为显著,并且不存在后续的抑制效应。而 2009 年 6 月的广义货币增加在很大程度上取决于中央银行的增储行为,其对流动性的影响远低于同等额度的信贷投放,特别是从长期的角度来看,这会使本国货币面临着较大的升值压力,从而使净出口总量紧缩,并最终对总产出产生显著的“挤出效应”。

最后,综合对比价格型与数量型货币政策工具对实际产出的动态调控效应可以发现,尽管中央银行的政策调整在不同时点上存在着显著的非对称性偏好,但总的而言,无论是价格调整抑或是数量调整,均能够起到熨平经济波动的作用。其中,名义利率调整的作用效果更为直接,但其作用力较小,持续时间较短,因此更多地体现为预调与微调的功能;而广义货币供给变动对经济周期的系统性影响较强,但收敛速度较慢,

因此货币当局对总量调控的使用已越发审慎。此外,时变脉冲响应函数的客观运行规律同样可以有效地揭示当前的“货币数量论”失效之谜。实际上,货币总量调整的产出效应是多种货币政策工具变动的综合效果,如式(11)所示,其主要由国外净资产、国内净资产、国内信贷、不纳入广义货币的存款、债券、实收资本以及其他净资产构成。倘若某一时期内,货币供给的变动更多地归因于国外净资产变动(外汇储备),那么广义货币供给变动的产出效应则势必会大幅减弱;而倘若某段期间内货币供给变动更多地是由国内信贷变动所引致,那么可以预见此段期间内数量型货币政策工具的产出效应将大幅提高。由此可见,数量型货币政策工具对产出的影响机理较为复杂,其效果更多地取决于基本构成项目的增减变动,这就导致我们无法直观地从广义货币供给变动的角度测度其对经济周期的调控力度,因此,货币数量论与数量型中介在经济周期与规则型货币政策关联机制的研究中也开始逐渐淡出。

(二)基于方差分解视角的货币政策残余信息估计

在对价格型与数量型货币政策工具的有效性进行实时对比后,仍有一个重要问题亟待解决,即相比于普通的货币政策规则模型,将宏观动态因子纳入至 TVP-S-FA-VAR 模型是否会改变货币政策工具对经济周期波动的解释力度。有鉴于此,我们采用方差分解的方式来比较含有动态因子的货币政策规则与泰勒规则的系统性差异。

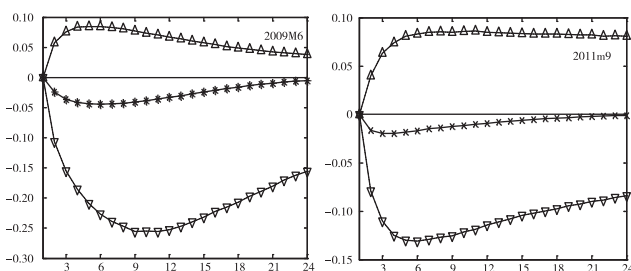


图 18 R→GAP(2009m6)

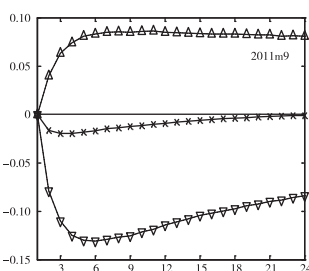


图 19 R→GAP(2011m9)

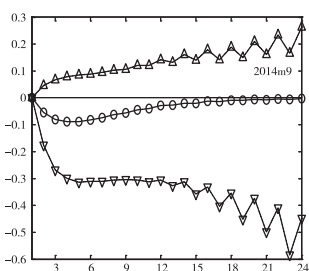


图 20 R→GAP(2014m9)

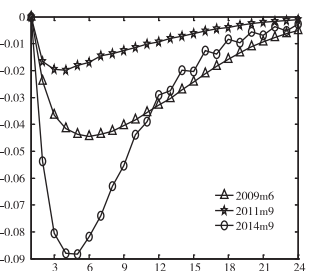


图 21 R→GAP(三时点对比)

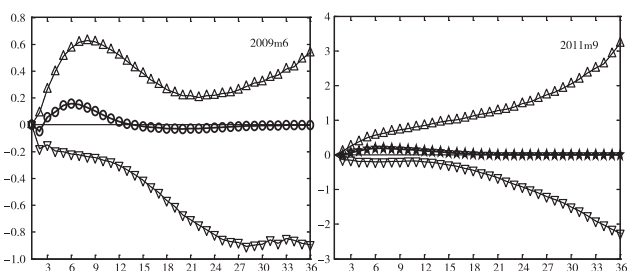


图 22 M2→GAP(2009m6)

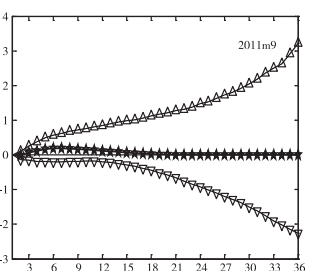


图 23 M2→GAP(2011m9)

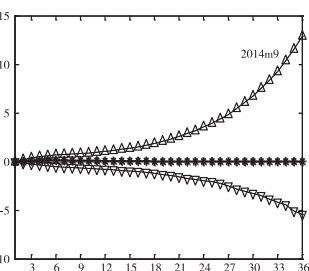


图 24 M2→GAP(2014m9)

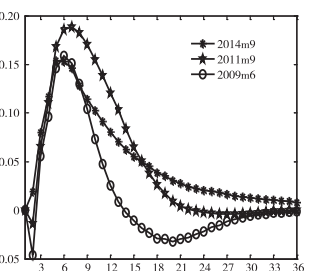


图 25 M2→GAP(三时点对比)

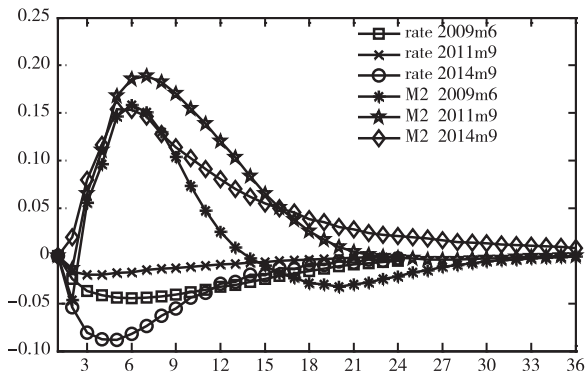


图 26 价格型与数量型货币政策工具有效性的综合对比

图 27、图 28 清晰地给出了含有泰勒规则的 S-VAR 模型与含有动态因子的 TVP-S-FA-VAR 模型的单位根检验结果,两个模型的所有特征根均位于单位圆内,表明模型估计结果具有稳健性。随后对比图 29~图 32,不难发现,相比于 S-VAR 模型, TVP-S-FA-VAR 模型能够有效地提高模型的信息含量与解释力。图 29 显示,当样本预测延长至 24 期后,仅含有产出缺口、通货膨胀与货币政策工具的 VAR 模型中,产出对其自身的解释力度高达 63%,而在 TVP-S-FA-VAR 模型当中,产出自身波动对其远期变化的解释力度已降至 47%,这说明当把预测期延长至 2 年左右以后,产出波动将在很大程度上取决于宏观基本面信息。观察图 28 同样可以发现,在 S-VAR 模型中,利率对远期产出波动的解释力度高达 35%,但在 TVP-S-FA-VAR 模型中,其对远期产出波动的解释力度将明显减弱,仅为 4%左右,这说明中央银行的名义利率调整是一个较为复杂的过程,其不仅仅是盯住通货膨胀与产出缺口,而传统的泰勒规则模型也存在着大量的经济意义层面上的漏出(如针对资产价格的调整、针对汇率变动的调整等)。然而需要指出,图 31 中 M2 对 GDP 方差的解释力度并没有随着模型的变化而发生显著变化。这再次说明,广义货币供给已不宜作为货币供应量变动的测度指标,若想有效监测货币供给层面的变动对经济周期波动的调控力度,就应该选取更为具体的指标(如社会融资规模总

量、信贷供应量变动等)进行监测和检验。

最后,观察图 32 可知,当将样本预测延长至 24 期以后,宏观景气因子与物价指数因子对 GDP 方差的解释力度将增加至 22%与 17%,这说明二者在对 GDP 进行远期预测时将起到至关重要的作用,而传统含有泰勒规则的 S-VAR 模型在这两个测度上存在着重大信息漏出,其漏出比例约为 40%左右。

六、结 语

目前,随着利率市场化进程的不断推进,货币当局的政策中介目标正在逐步由数量型中介向价格型中介过渡。然而在政策转轨的过程中,有许多重要问题亟待回答:一是数量型经济指标与实际经济变量间的相关性是否已显著弱化;二是价格型指标变动是否

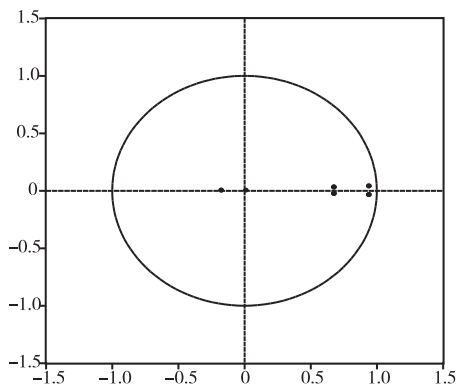


图 27 基本模型单位根检验

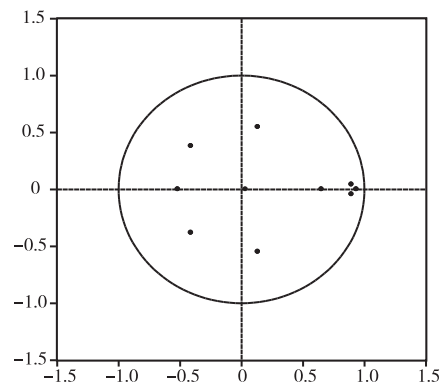


图 28 动态模型单位根检验

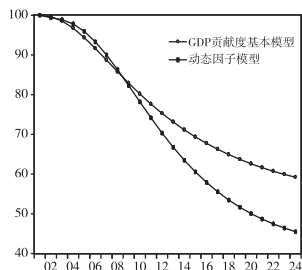


图 29 GDP→GAP

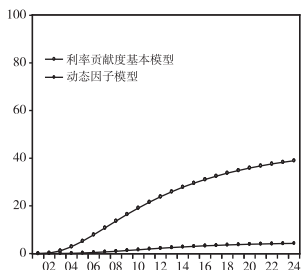


图 30 R→GAP

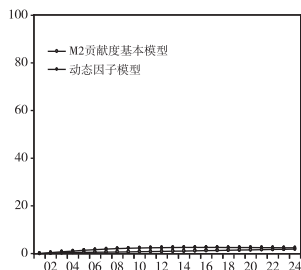


图 31 M2→GAP

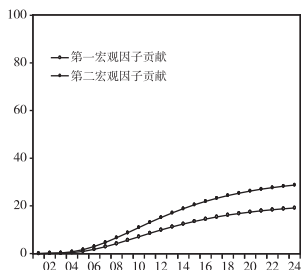


图 32 $f_1, f_2 \rightarrow \text{GAP}$

能够有效传导至其他市场利率和实体经济；三是随着货币政策规则外延的不断扩展，倘若将价格型指标锚定为货币政策中介，那么其对产出波动的解释力度如何，其是否存在经济意义层面上的信息疏漏。本文从实时分析与因子增广的视角出发，采用 TVP-S-FA-VAR 模型对价格型与数量型货币政策工具的有效性进行了系统对比，同时使用含有因子增广的货币政策规则模型测度了经典泰勒规则模型的信息疏漏比例，以期从宏观经济运行整体层面上呈现出较为客观的货币政策调控过程。

本文主要结论为：(1)当前我国宏观经济运行存在着较大的下行风险；而这种综合性下行风险是由多方面原因所共同引致。一是结构性产能过剩与需求不足共同引导传统支柱产业走向了低价格低销量的次优均衡；二是多年来追求快速增长使得收入分配差距持续扩大，继而导致消费对经济增长的贡献始终不足；三是货币供应量层面的调整空间存在高估，倘若剔除减储对广义货币增速的下拉作用，那么货币供给增速同样或已逼近高位水平。

(2)无论是价格调整抑或是货币供给变动都会对产出波动产生明显的平抑作用。其中，产出对价格调整的反应更为直接，并且收敛较快，因此，现阶段货币当局更倾向于使用预调与微调的方式改变名义利率，从而达到防止经济失速下滑的目的。货币供应量调整对经济周期波动的影响则较为复杂，其效果更多地取决于具体项目的增减变动，因此，其已不宜再作为货币当局调控实体经济的政策中介目标。此外，本文通过方差分解进一步比较了泰勒规则与因子增广型货币政策规则的信息含量差异，结果发现 TVP-S-FA-VAR 模型能够显著提高利率规则模型的信息含量，特别是将预测期适度延长以后，宏观景气因子与物价指数因子对产出缺口方差的解释力度将明显上升，相比而言，传统带有泰勒规则的 S-VAR 模型在这两个测度上则存在着重大的政策残余信息，其信息漏出比例约为 40% 左右。

“十三五”开局以来，面对世界经济复苏艰难，国内经济下行压力加大以及资本市场周期性回落等多重矛盾相交织的局面，我国全面深化金融体制改革已进入攻坚阶段。如何寻找出合意的货币政策中介目标，引导实体经济与虚拟经济协调发展已成为现阶段改革过程中的重中之重。目前，随着中央银行完全放开存款浮动上限管制，我国利率市场化进程已上升至崭新高度，这意味着利率中介在货币政策传导机制中的作用将进一步凸显。实际上，解读货

币当局近期的政策操作不难看出，自 2014 年 10 月起，其已连续通过数次的降准和降息来引导资产价格修复和实体经济复苏，而这一系列的渐进式政策调控在维稳经济的同时，也对公众预期产生了系统性影响，从而实现了通过小幅调整来熨平经济波动的目的。相比而言，在本轮调控过程中，M2 同比增速一直维持在 10.9%~13.6% 这一区间，并且波幅极低，这再次说明货币当局的政策中介目标正在由数量型中介向价格型中介过渡。^⑥需要指出，尽管受统计口径影响，M2 同比增速与实体经济的关联性正在逐步弱化，但这并不意味着其中一些具体项目（如各项贷款同比增速）对实体经济的调控效应也已失效。因此，在整个货币政策中介转轨完成之前，一些单项数量中介（如各项贷款同比增速）和新型总量中介（社会融资规模总量）的有效性仍值得进一步研究和关注。

注：

- ①拟合优度超过 90%。
- ②TVP-S-FA-VAR 有两方面优势，一是将时变系统与因子系统进行整合，从而实现准确的实时对比和因子增广，二是可以将货币当局的政策规则写入结构型矩阵当中，这可以使系统估计更接近于实际政策操作。
- ③我们以利率规则为例介绍 TVP-S-FA-VAR 模型的矩阵结构，为保证一致性，在对货币供应量进行建模时我们同样假定中央银行将根据产出缺口、通货膨胀还有其他宏观因子的变动对货币供应量进行调整，具体形式参见式(9)与 A_t 和 F_t 的矩阵表达。
- ④在因子提取的过程中，我们发现前两大宏观因子对基础指标的拟合优度可达到 85% 以上，因此选取前两大宏观因子纳入 TVP-S-FA-VAR 模型，故在此以双因子形式对模型系统进行介绍。
- ⑤本文提取动态因子过程中所使用的全部数据一览：流通中现金 M0 同比增速、货币 M1 同比增速、货币和准货币 M2 同比增速、第一产业增加值、第二产业增加值、第三产业增加值、国内生产总值、财政收入、财政支出、公共税收、进口额、出口额、净出口额、住宿和餐饮业增加值、批发和零售业增加值、建筑业增加值、交通运输和仓储业增加值、工业增加值、房地产业增加值、第一产业固定资产投资完成额、第二产业固定资产投资完成额、第三产业固定资产投资完成额、社会消费品零售总额、消费者预期指数、活期存款、定期存款、个人存款、其他存款、M0 期末余额、M1 期末余额、M2 期末余额、宏观预警指数、宏观一致合成指数、宏观滞后合成指数、宏观先行合成指数、消费者预期指数、国房景气指数、银行间同业拆借加权平均利率（隔夜、7 天期、8~14 天、15~20 天、1 月、2 月、3 月）、居民消费价格指数、商品零售价格指数、工业品出厂价格指数、农产品价格指数、外汇储备期末存量，共 49 条原始数据（非货币供应总量类数据均经过了季节调整与平减）。
- ⑥因子提取主要经过 3 个步骤，第一，我们按照数据基础属

性对数据进行分类处理,对于比率型数据(如M2同比增长率,名义利率等),在此步骤中不进行处理,对于非货币类总量型数据,为保持一致性,我们以2004年为基期,先是对各总量型数据用X-12法进行季节调整,随后采用GDP平减指数对其进行平减,对于指数型数据,我们采取(当期值-前期值)/前期值的方式转化成相应的增长率数据。第二,在对基础数据进行处理后,为剔除数据量纲差异对因子提取的影响,我们对所有经步骤1处理过的数据进行标准化处理 $(X-\mu)/\sigma$ 。第三,以标准化后的变异系数作为因子权重进行主成分提取(变异系数即标准差除以均值,采取这权重与中央银行的实际政策操作行为更为接近,因为中央银行通常是根据变量的波动情况调整名义利率)。

⑦ 全样本期间为2004年1月—2015年12月,所有数据均来自于中经网统计数据库。其中,价格型货币政策工具的代理变量是7天期同业拆借利率的月度数据,而数量型货币政策工具的代理变量是广义货币M2同比增长率。此外,之所以选取2009年6月、2011年9月与2014年9月这三个时点主要是出于三方面考虑:一是三者均是样本期间内的典型化时点,具有较强的代表性和研究价值;二是三者均是三月的整数倍,这与季度数据同频,能够增加估计结果的准确性;三是中央银行在这三个时点下均进行了名义利率调整,因此选取在这三个时点引入政策冲击与客观事实更为相符。

⑧ 需要指出的是,本文引入的是名义利率的一单位正向冲击,而利率的正向冲击相当于紧缩型货币政策,这会引起产出缺口的负向偏离。

⑨ 次贷危机期间,政府工作报告和中央银行的货币政策执行报告均会列示M2同比增速的数据,并对其未来变动范围进行适度限定;而自2014年9月以后,中央银行的公开市场操作基本是采用降准和降息策略,其已不再对M2目标进行锚定。

参考文献:

- 陈彦斌 郭豫媚 陈伟泽,2015:《2008年金融危机后中国货币数量论失效研究》,《经济研究》第4期。
- 丁文丽 刘学红,2002:《中国货币政策中介目标选择的理论与实证分析》,《经济科学》第6期。
- 范从来,2004:《论货币政策中间目标的选择》,《金融研究》第6期。
- 李正辉 蒋赞 李超,2012:《Divisia加权货币供应量作为货币政策中介目标有效性研究——基于LSTAR模型的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 刘金全 刘达禹 张达平,2015:《资产价格错位与货币政策调控:理论分析与政策模拟》,《经济学动态》第7期。
- 刘金全 刘兆波,2008:《我国货币政策的中介目标与宏观经济波动的关联性》,《金融研究》第10期。
- 刘明志,2006:《货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适用性》,《金融研究》第1期。
- 盛松成 吴培新,2008:《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标,两调控对象”模式研究》,《经济研究》第10期。
- 王少林 林建浩 李仲达,2014:《中国货币政策透明化的宏观

经济效应——基于PTVP-SV-FAVAR模型的实证研究》,《财贸经济》第12期。

- 张春生 蒋海,2013:《社会融资规模适合作为货币政策中介目标吗:与M2、信贷规模的比较》,《经济科学》第6期。
- Bernanke, B. S. & A. S. Blinder(1989), “The federal funds rate and the channels of monetary transmission”, *American Economic Review* 82(4):901-921.
- Bernanke, B. S., J. Boivin & P. Elias(2005), “Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach”, *Quarterly Journal of Economics* 120(1):387-422.
- Boinet, V. & C. Martin(2008), “Targets, zones, and asymmetries: A flexible nonlinear model of recent UK monetary policy”, *Oxford Economic Papers* 160(3):423-439.
- Brunnermeier, M. K. (2009), “Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008”, *Journal of Economic Perspectives* 23(1):77-100.
- Byrne, J. P. & J. Nagayasu(2010), “Structural breaks in the real exchange rate and real interest rate relationship”, *Global Finance Journal* 21(2):138-151.
- Clarida, R., J. Galí & M. Gertler(2000), “Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory”, *Quarterly Journal of Economics* 115(1):147-180.
- Cúrdia, V. et al(2015), “Has U. S. monetary policy tracked the efficient interest rate?”, *Journal of Monetary Economics* 70(3):72-83.
- Friedman, B. M. & K. N. Kuttner(1992), “Money, income, prices, and interest rates”, *American Economic Review* 82(3):472-492.
- Keen, S. (2013), “A monetary Minsky model of the Great Moderation and the Great Recession”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 86(2):221-235.
- Koop, G., R. Leon-Gonzalez & R. W. Strachan(2009), “On the evolution of the monetary policy transmission mechanism”, *Journal of Economic Dynamics & Control* 33(4):997-1017.
- Nakajima, J. & M. West(2013), “Bayesian analysis of latent threshold dynamic models”, *Journal of Business and Economic Statistics* 31(2):151-164.
- Primiceri, G. E. (2005), “Time-varying structural vector autoregressions and monetary policy”, *Review of Economic Studies* 72(3):821-852.
- Svensson, L. E. O. (2002), “Inflation targeting: Should it be modeled as an instrument rule or a targeting rule”, *European Economic Review* 46(4):771-780.
- Taylor, J. B. (1993), “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39(1):195-214.

(责任编辑:杨新铭)