

中国货币政策规则的估计与比较^①

岳超云^{1,2} 牛霖琳¹

(1. 厦门大学王亚南经济研究院; 2. 云南省社会科学院)

【摘要】 本文在 DSGE 模型框架下用贝叶斯方法对中国货币政策的利率规则和数量规则进行了估计, 并比较了不同货币规则模型对数据的解释和预测能力, 提供了货币规则随中国货币政策调控机制改革演化的证据。本文发现数量规则比利率规则在整体上更能解释中国的货币政策, 但是利率规则的解释能力随着利率市场化改革的深入而逐渐提高, 此外在利率规则中加入货币因素能显著提高模型对数据的解释和预测能力。

关键词 货币政策规则 DSGE 贝叶斯方法

中图分类号 F822.1 **文献标识码** A **JEL 分类号** E4

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2014.03.008

Estimating and Comparing China's Monetary Policy Rules within a DSGE Model

Abstract: We estimate and compare the quantity rule to the price rule of China's monetary policy within a DSGE model using the Bayesian approach. We find evidences that the capacity of different rules in explaining China's monetary policy is evolving according to the reform progress in financial market regime. Before 1998 when the People's Bank of China abandoned the traditional central-planning system of allocating funding to state-owned enterprises, the quantity rule performs better than the price rule to explain China's monetary policy. After 1998, the price rule explains China's monetary policy more efficiently during the whole sample from 1994 to 2010 and each subsample. However, a hybrid rule of adding quantity factor in the interest rate rule performs better than both the quantity rule and interest rate rule.

Key words: Monetary Policies Rule; DSGE; Bayesian Approach

^① 本文获得国家自然科学基金青年项目 (70903053)、青年一面上连续项目 (71273007) 的资助。

引 言

所谓货币规则是中央银行事先确定的以执行货币政策操作的准则和程序。作为与“相机决策”对立而言的一种货币调控思想,在执行货币政策中遵循规则能够避免“动态不一致”(Kydland 和 Prescott, 1977)导致的政策无效性,因此在理论和实践上逐渐成为经济学家分析货币政策的标准工具。按照政策工具的不同,货币规则一般可以分为数量规则和价格规则两大类,前者指以货币投放量为政策工具的货币规则,后者指以短期市场利率为政策工具的货币规则。西方经济学界对货币规则的研究开展较早,经过多年研究,经济学家们达成了如下共识:利率比货币供应量更适合作为货币政策工具。货币政策不应该仅以积极地稳定资产价格为目标,体现了“泰勒原理”(Taylor Principle)的权衡产出和通胀波动的货币政策是最适合的货币政策(Christiano 等, 2010)。

进入 21 世纪以后,货币规则研究也开始受到我国理论界等领域的关注。研究的焦点问题之一是中国的货币政策应该用哪一类货币规则来描述。谢平和罗雄(2002)、陆军和钟丹(2003)、刘斌(2003)、张屹山和张代强(2007)等认为尽管在我国利率规则表现为一种不稳定的货币规则,但仍然能够很好地衡量我国的货币政策,为我国货币政策提供一个参照尺度。宋玉华和李泽祥(2007)、Burdekin 和 Siklos(2008)、江曙霞等(2009)则提出相反观点,认为中国的利率受严格的管制而且中央银行倾向于利用数量工具,因此数量规则更适应中国国情,中国的货币政策总体上应该遵循数量规则而不是利率规则。许明(2008)、陶江和耿中元(2008)发现以信贷规模、汇率或者名义收入作为政策工具更能解释中国的货币规则。综上所述,似乎每一种货币规则都能得到实证研究的支持,关于到底哪一类规则更能解释中国的货币政策这个问题仍然没有明确的答案。

然而任何一个打算利用货币规则研究货币政策的研究者都不能绕开哪一类货币规则更适合用来描述我国的货币政策这个问题,因为它是进行下一步研究的前提。国内现有的文献一般都是用传统的单方程估计和 VAR 脉冲反应函数对比的角度进行估计、检验和比较,本文尝试从另一个角度,即可估计 DSGE 模型的角度对这个问题进行探讨,以补充现有文献的不足。

一、DSGE 模型设定和潜在产出的估计

本文利用 DSGE 模型框架来估计货币规则。这么做主要是因为 DSGE 模型框架下,本文可以通过添加辅助模型的方式同步估计与货币规则定义一致的产出缺口,即从定义出发,用 DSGE 模型估计经济的潜在产出。

1. DSGE 模型的设定

本文定义了一个包含消费习惯形成(Habit Formation)、指数化粘性工资和价格调整、投资调整成本和资本利用成本的家庭、最终产品厂商、中间产品厂商和政府的四部门经济模型。该模型设定是目前文献中 DSGE 建模最一般的形式^①,因为本文的主要目的不是讨论

^① DSGE 建模技术在最近 10 年以来得到了长足的进步,目前已经发展到第四代,其核心是著名的 CEE/SW 模型,其中包含了大量的真实和名义摩擦,使得模型对宏观经济序列的拟合能力得到极大地提高。第四代 DSGE 模型已经成为西方各国中央银行政策分析的主要工具。

DSGE 模型的特性和含义，这里本文直接给出对数线性化了的模型方程^①。

以下介绍模型具体包含的几个方程。

欧拉方程：

$$\hat{C}_t = \frac{h}{1+h} \hat{C}_{t-1} + \frac{h}{1+h} E_t \hat{C}_{t+1} - \frac{1-h}{\sigma_c (1+h)} (\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) - \frac{1-h}{\sigma_c (1+h)} (E_t \epsilon_{t+1}^b - \epsilon_t^b) \quad (1)$$

变量上方加一个“ $\hat{\cdot}$ ”符号，表示对该变量取对数差分。式中： \hat{C}_t 表示代表性家庭在 t 期的消费， \hat{R}_t 表示 t 期的短期利率， $\hat{\pi}_t$ 表示 t 期的通货膨胀率， E_t 表示家庭基于 t 期所获信息的期望算子，因此 $E_t \hat{\pi}_{t+1}$ 是家庭在 t 期形成的关于下一期通货膨胀的期望， h 和 σ_c 分别是控制消费习惯形成和家庭消费跨期替代弹性的参数， ϵ_t^b 表示家庭的偏好冲击。式 (1) 是模型中决定家庭消费的关键方程，表明当存在外生的习惯信息时，家庭的消费依赖于上一期消费和预期消费的加权平均，并且消费对实际利率的弹性不仅仅与消费的跨期替代弹性有关还与习惯的持续性系数有关，较大的习惯持续性系数会减小消费对实际利率的弹性。

货币需求方程：

$$\hat{m}_t = \frac{\sigma_c}{\sigma_v} \left(\frac{\hat{C}_t}{1-h} - \frac{h\hat{C}_{t-1}}{1-h} \right) - \frac{\beta}{\sigma_v (1-\beta)} \hat{R}_t + \epsilon_t^b \quad (2)$$

$\hat{m}_t = M - P_t$ 表示家庭在 t 期的真实货币余额， σ_v 是家庭消费与持有现金的替代弹性， β 表示家庭的主观贴现因子。方程 (2) 表明家庭的货币需求是消费和利率的函数，货币需求与消费正相关，与利率负相关。

资本动态方程：

$$\hat{K}_t = (1-\delta) \hat{K}_{t-1} + \delta \hat{I}_{t-1} \quad (3)$$

\hat{K}_t 表示 t 期的资本存量， \hat{I}_t 表示 t 期的投资， δ 是折旧率。

资产价格方程：

$$\hat{Q}_t = -\hat{R}_t + E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{1-\delta}{1-\delta + \bar{R}^k} E_t \hat{Q}_{t+1} + \frac{\bar{R}^k}{1-\delta + \bar{R}^k} E_t \hat{r}_{t+1}^k \quad (4)$$

\hat{Q}_t 表示 t 期的资产价格（即托宾 q ）， \hat{r}_t^k 表示 t 期的资本边际收益率， \bar{R}^k 表示经济在稳态下资本的收益率。

投资方程：

$$\hat{I}_t \frac{1}{1+\beta} (\hat{I}_{t-1} + \beta E_t \hat{I}_{t+1} + \varphi \hat{Q}_t - \beta E_t \epsilon_{t+1}^i + \epsilon_t^i) \quad (5)$$

ϵ_t^i 表示投资冲击， $\varphi \equiv 1/s''$ 是投资调整成本函数的 $S(\cdot)$ 二阶导数在稳态的值的倒数^②。

工资的动态方程：

$$\hat{w}_t \frac{1}{1+\beta} \{ \beta E_t \hat{w}_{t+1} + \hat{w}_{t-1} + \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} - (1+\beta Y_w) \hat{\pi}_t + Y_w \hat{\pi}_{t-1} - \Theta_w (\hat{w}_t - \widehat{mrs}_t) \} \quad (6)$$

① 关于模型的假设、经济含义和推导的细节，可参考 CEE (Christiano 等，2005) 和 SW (Smets 和 Wouters，2003)。

② 投资调整成本函数 $S(\cdot)$ 是满足 $S(1) = 0$ ， $S'(1) = 0$ 以及存在二阶导数的任意正值函数。

\hat{w}_t 表示 t 期的真实工资，参数 $\Theta_w \equiv \frac{(1 - \beta\xi_w)(1 - \xi_w)}{[1 + (1 + \lambda_w)\sigma_l/\lambda_w]\xi_w}$ ， σ_l 是家庭消费和劳动之间的替代弹性， $1 + \lambda_w$ 是表示不同家庭劳动的替代弹性， ξ_w 和 λ_w 分别是控制家庭工资决定行为的 Calvo 调整概率和工资指数化的系数。 \widehat{mrs}_t 表示消费对劳动的边际替代率，定义如下：

$$\widehat{mrs}_t = \sigma_l \hat{L}_t + \frac{\sigma_c}{1-h} (\hat{C}_t - h\hat{C}_{t-1}) \tag{7}$$

\hat{L}_t 表示家庭 t 期的劳动供给。式 (6) 和式 (7) 是模型的工资决定方程，它们表明家庭的工资与历史工资和通货膨胀水平有关，预期工资和通货膨胀有关。

总供给方程：

$$\hat{Y}_t^s = \phi [\alpha \hat{K}_{t-1} + \alpha \psi \hat{r}_t^k + (1 - \alpha) \hat{L}_t + \epsilon_t^s] \tag{8}$$

\hat{Y}_t 表示经济在 t 期的总产出。 ϕ 是中间产品厂商的产出加总以后与总产出之间的调整系数，在数值上等于 1 加上固定成本与产出之比^①。 $\psi \equiv \Psi'(1) / \Psi''(1)$ ，这里 $\Psi(z_i)$ 表示家庭把产能利用率设定为 z_i 时的成本，它是满足条件 $\Psi'(1) = 0$ 的任意递增凸函数， ϵ_t^s 表示中性技术冲击。

总需求方程：

$$\hat{Y}_t^d = (1 - \delta k_y - g_y) \hat{C}_t + \delta k_y \hat{I}_t + g_y \epsilon_t^g \tag{9}$$

k_y 和 g_y 表示稳态下资本和政府支出占总产出的比例， ϵ_t^g 表示政府支出冲击。市场出清时，有 $\hat{Y}_t^s = \hat{Y}_t^d$ 成立。

$$\widehat{mc}_t = \alpha \hat{r}_t^k + (1 - \alpha) \hat{w}_t - \epsilon_t^a \tag{10}$$

\widehat{mc}_t 表示中间厂商的边际成本。

劳动需求方程：

$$\hat{L}_t = -\hat{w}_t + (1 + \psi) \hat{r}_t^k + \hat{K}_{t-1} \tag{11}$$

均衡时，劳动需求与实际工资负相关，与资本收益和上一期的资本存量正相关。

价格动态方程：

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1 + \beta\gamma_p} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1 + \beta\gamma_p} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{(1 - \xi_p)(1 - \beta\xi_p)}{\xi_p(1 + \beta\gamma_p)} \widehat{mc}_t \tag{12}$$

ξ_p 和 γ_p 分别是控制厂商定价行为的 Calvo 价格调整概率和指数化定价的参数。式 (12) 是所谓的新凯恩斯菲利普斯曲线，它是 DSGE 模型中最重要的方程之一。

方程 (1) ~ 方程 (12) 加上使得模型封闭的货币规则方程就得到了可估计的 DSGE 模型。

2. 产出缺口的估计

货币规则方程中的一个关键变量是产出缺口。产出缺口一般被定义为产出与潜在产出之差。潜在产出是一个不能被观测到的变量，其测度高度依赖于经济模型的定义。

^① 按照假设，中间厂商的技术是柯布—道格拉斯形式的，即 $Y_{t,j} = \epsilon_t^a (z_t K_{t-1,j})^\alpha L_{t,j}^{1-\alpha} - \Phi$ ，其中 α 是资本产出比例， Φ 表示厂商的固定成本。总产出 $Y_t = \left[\int_0^1 Y_{t,j}^{1+\lambda_p} dj \right]^{1/(1+\lambda_p)}$ ，其中 $1 + \lambda_p$ 表示中间产品之间的替代弹性。

产出缺口一般可以用退势方法估算或者按照模型定义计算。用退势方法估算指的是通过各种滤波算法,如 HP 滤波和 BP 滤波,剔除产出时间序列中的趋势,剩下的周期因子就可以近似地看作产出缺口。退势法计算起来较为方便,但经济含义不准确,有可能低估了产出缺口。按照模型定义直接计算生产则要冒模型误设的风险,其准确性很大程度上取决于生产函数设定和估计。文献中较为常见的是退势法,在这里我们直接按照模型定义来估计产出缺口,这么处理能保证货币规则估计过程中产出缺口的经济含义和模型是一致的。

按照定义,潜在产出是假设经济在没有工资和价格粘性时可能达到的产出水平,因此可以在模型中添加如下一组辅助方程来估计潜在水平的产出水平。

不存在名义摩擦时的欧拉方程:

$$\hat{C}_t^p = \frac{h}{1+h} \hat{C}_{t-1}^p + \frac{1}{1+h} \hat{C}_{t+1}^p - \frac{1-h}{\sigma_c(1+h)} \hat{R}_t^p - \frac{1-h}{\sigma_c(1+h)} (E_t \epsilon_{t+1}^b - \epsilon_t^b) \quad (13)$$

\hat{C}_t^p 和 \hat{R}_t^p 分别表示可变价格模型条件下的消费和实际利率。

投资方程:

$$\hat{I}_t^p = \frac{1}{1+\beta} (\hat{I}_{t-1}^p + \beta E_t \hat{I}_{t+1}^p + \varphi \hat{Q}_t^p - \beta E_t \epsilon_{t+1}^I + \epsilon_t^I) \quad (14)$$

\hat{I}_t^p 和 \hat{Q}_t^p 分别表示可变价格模型条件下的投资水平和资产价格。

资产价格方程:

$$\hat{Q}_t^p = \hat{R}_t^p + \frac{1-\delta}{1-\delta+\bar{r}^k} E_t \hat{Q}_{t+1}^p + \frac{\bar{r}^k}{1-\delta+\bar{r}^k} E_t \hat{r}_{t+1}^{k,p} \quad (15)$$

$\hat{r}_t^{k,p}$ 表示可变价格模型条件下的资本边际收益率。

资本存量动态的方程:

$$\hat{K}_t^p = (1-\delta) \hat{K}_{t-1}^p + \delta \hat{I}_{t-1}^p \quad (16)$$

潜在资本存量的动态和存在名义摩擦的模型的资本存量动态方程在形式上是一样的。

边际成本方程:

$$\alpha \hat{r}_t^{k,p} + (1-\alpha) \hat{w}_t^p - \epsilon_t^a = 0 \quad (17)$$

\hat{w}_t^p 表示当经济不存在名义摩擦时的工资。按照定义,当经济不存在名义摩擦时,厂商的边际成本等于零,因此式(17)成立。同理,当经济不存在名义摩擦时,工资等于边际替代率,因此式(18)的工资方程成立。

$$\hat{w}_t^p = \sigma_l \hat{L}_t^p + \frac{\sigma_c}{1-h} (\hat{C}_t^p - h \hat{C}_{t-1}^p) \quad (18)$$

\hat{L}_t^p 表示劳动供给。

劳动需求方程:

$$\hat{L}_t^p = -\hat{w}_t^p + (1+\psi) \hat{r}_t^{k,p} + \hat{K}_{t-1}^p \quad (19)$$

潜在产出 \hat{Y}_t^p 由相应的产出函数给出:

$$\hat{Y}_t^p = \phi (\alpha \hat{K}_{t-1}^p + \alpha \psi \hat{r}_t^{k,p} + (1-\alpha) \hat{L}_t^p + \epsilon_t^a) \quad (20)$$

最后，市场出清条件：

$$\hat{Y}_t^p = (1 - \delta k_y - g_y) \hat{C}_t^p + \delta k_y \hat{I}_t^p + g_y \epsilon_t^c \quad (21)$$

方程 (13) ~ 方程 (21) 描述的是当经济不存在名义摩擦时的经济变量之间的关系，它与主体模型 (1) ~ 模型 (12) 共用同一组参数，因此根据主体模型中可观测变量信息估计得到的参数计算出来的潜在产出与货币规则中要求的潜在产出在经济含义以及数量测度上是统一的。普通的退势方法无法满足这个要求。

二、货币规则的基本形式及估计方法

1. 数量规则

数量规则是以货币供应增速作为中间目标的一类货币规则的统称，麦克卡拉姆规则 (MacCallum, 1984) 是典型的数量规则，它的基本形式如下：

$$\Delta M_t = \Delta x^* - \Delta v_t - 0.5 (\Delta x_{t-1} - \Delta x^*) \quad (22)$$

ΔM_t 表示基础货币的增长率， Δx^* 表示名义国内生产总值 (GDP) 的目标增长率， Δv_t 表示同期的平均货币流通速度的增长率。麦克卡拉姆规则以基础货币作为货币政策工具，假设如果上期超额实现经济增长目标，或者因出现了货币流通速度加快而导致的货币需求减少，则应该相应地减少基础货币投放。均衡情况下，产出缺口为零，货币流动速度不会发生变化，则应该按照名义 GDP 的目标增长率进行基础货币的投放。

麦克卡拉姆规则经过修订提出了多种衍生形式 (MacCallum, 1985; Jodd 和 Motley, 1991)，但都保留货币增长率作为政策工具的基本特征。本文采用的数量规则具体形式如下：

$$\Delta M_t = \rho \Delta M_{t-1} - v_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} - v_y (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^p) + \epsilon_t^m \quad v_\pi, v_y > 0 \quad (23)$$

$\Delta M_t \equiv \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \pi_t$ ，即基础货币增速可以用真实货币 m_t 的增长速度加上当期通货膨胀率 π_t 来测量。 $\rho \in [0, 1]$ 表示货币增速对前一期货币增速的平滑系数，通过引入平滑系数表明中央银行不是完全根据目标货币供应增速设定当期的货币供应水平，而是进行部分调整，以减小货币供应对经济的冲击。 v_π 和 v_y 是分别对应预期通货膨胀和产出缺口的参数，这两个参数说明中央银行将主要根据预期通货膨胀的变化方向和程度以及产出缺口的大小来制定货币供应目标。 ϵ_t^m 是独立分布的扰动项。与传统的麦克卡拉姆规则不同，本文假设中央银行对真实变量而不是名义变量做出反应，因此 $(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^p)$ 表示真实产出缺口。假设潜在产出 \hat{Y}_t^p 是不随时间变化的常量，宏观货币调控的目标是尽量实现潜在产出并且通货膨胀预期不是中央银行当局考虑的主要因素 (相当于假设参数 v_1 等于 v_2)，可以证明在数学上式 (23)、式 (22) 是等价的。下文可以看出本文之所以采用这一形式的数量规则主要是为了保持与利率规则的形式上的统一性。

2. 利率规则

利率规则是利率为货币政策工具针对通货膨胀缺口和实际产出缺口进行调整的一类规则的统称，泰勒规则是典型的利率规则，它的基本形式如下：

$$\hat{R}_t = \bar{R} + \pi^* + r_\pi (\hat{\pi}_t - \pi^*) + r_y (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^p) \quad r_\pi, r_y > 0 \quad (24)$$

\hat{R}_t 表示短期利率， \bar{R} 和 π^* 分别表示均衡利率和目标通货膨胀率， r_π 和 r_y 分别是对应通货膨胀和实际产出缺口的参数。按照泰勒原理，为稳定货币市场， r_π 和 r_y 应该分别大于 1

和 0。通货膨胀缺口对应的系数大于 1，意味着中央银行在应对更高的通货膨胀时将提高实际利率，并且提高的幅度必须超过通货膨胀的增幅，这就发挥了稳定通货膨胀的作用。反之，如果这个系数小于 1，意味着中央银行仅仅在对通货膨胀缺口变化作适应性的反应，可能推动通货膨胀和产出的自我实现，是一种不稳定的状态，反而会加剧经济的波动。

泰勒规则同样也有很多衍生形式，其中最重要的扩展是 Clarida 等（1998）提出的前瞻性泰勒规则，引入了通货膨胀预期，并允许央行在形成通货膨胀预期时考虑各种相关变量。本文拟采用的就是引入预期通货膨胀的利率规则，具体形式如下：

$$\hat{R}_t = \rho \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho) [r_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^p)] + \varepsilon_t^R \quad (25)$$

$\rho \in [0, 1]$ 表示利率调整过程中的利率平滑行为参数， ε_t^R 是独立分布的扰动项。本文采用的利率规则在形式上和数量规则一样，这么处理的目的是排除货币规则构成形式差异带来的干扰。

3. 混合规则

在一个理想的市场环境下，中央银行执行货币政策时如果以利率为工具，利率的变动首先引起厂商边际成本的变动，进而价格水平、消费计划和产出等等宏观变量的变动最后达到新的平衡；如果中央银行以货币供应为工具，并且利率可以充分变动以使得货币市场出清，则货币市场均衡决定新的利率水平，然后利率的变化引起厂商边际成本的变化，进而价格水平、消费计划和产出等等宏观变量也发生变化，经济达到新的均衡。因此从建模的简约性上讲，只用利率规则就能使模型封闭，货币需求方程实际上是多余的，这是为什么 DSGE 模型往往只用利率规则描述货币政策的原因。从货币调控的角度讲，中央银行也只需要一个工具（利率或者货币供应）就能实现货币政策目标。但是当利率不能充分变化使得货币市场随时处于均衡状态时，上述传导机制就被破坏了，要实现政策目标中央银行可以同时采用两种工具，在经济寻求新的均衡的过程中，利率和货币供应同时对产出缺口和通货膨胀做出反应，并受所有外生冲击的影响。利率和货币供应量的变量同时出现在货币规则方程里，可以把这种形式的货币规则看作一种新的规则（Liu 和 Zhang，2010），本文把这种规则称为混合规则。

为了保持货币规则在形式上的统一性，本文定义的混合规则具体形式如下：

$$\hat{R}_t = \rho \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho) [r_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^p) + r_m \Delta M_t] + \varepsilon_t^R \quad (26)$$

对比式（26）和式（25），可以发现本文只是简单地在利率规则中加入货币因素，但是式（26）表明央行在确定短期利率对预期通货膨胀和产出缺口的反应过程中，将货币增长速度纳入考虑范围。在利率规则中加入货币因素并不是什么新颖的作法，张屹山和张代强（2009）证明包含货币因素的利率规则能够保证在我国经济运行偏离均衡状态或央行目标时采取正确的政策调整方向。在这里，本文把这种规则作为一种与单纯的数量规则或利率规则相竞争的规则单列出来，是为了强调央行可以同时保留利率和数量两种操作工具，后面的实证结果表明即使是简单的加入货币因素，混合规则也能很好地解释我国的货币政策。

4. 估计和比较模型的计量方法简介

（1）货币反应方程的传统估计方法。方程（24）、方程（25）和方程（26）是需要估计的货币反应方程，在利用各种计量技术获得模型的估计值以后，可以根据相应的统计检验和参数的经济含义的合理性来评估模型拟合的好坏。从模型比较的角度看，最乐观的情况是

其中某个模型能通过显著性检验，而另外两个不能，例如利率规则反应函数（25）的参数在统计上显著，并且拟合度远高于数量规则货币反应方程或混合规则货币反应方程的拟合度，那么可以得出利率规则更适合用来描述中国的货币政策的结论。如果三个模型的估计都能通过显著性检验，而且模型拟合数据的程度也相差不大，那么就难以下结论了。而这恰恰是目前关于哪一类货币规则更适合描述中国货币政策的文献中出现的情况，每一类模型的估计结果都是显著的。

此外，货币反应方程中的一个核心解释变量是预期的通货膨胀 $E_t \pi_{t+1}$ ，它是中央银行基于 t 期所有可以获得的信息形成的关于未来的通货膨胀水平的预判，因此 $E_t \pi_{t+1}$ 与残差 ε_t^m 或 ε_t^r 是相关的，方程（24）、方程（25）和方程（26）不能用普通最小二乘法进行估计。文献中常见的估计方法是 GMM 方法。众所周知，GMM 估计对工具变量和加权矩阵的挑选较为敏感，统计检验量的计算可能产生很大的误差，因此在 GMM 估计方法下按照一般的计量方法来评估和比较模型的风险是很高的。综上所述，单方程方法可能是估计货币反应方程的有效方法，但不一定是比较货币规则适用性的有效方法。

（2）贝叶斯方法。实际上几乎所有一般统计推断语境下的模型都比较可能出现前面所描述的困境。关于模型比较这一类问题，贝叶斯统计推断方法具有天然的优势。Geweke（1999a、1999b）建立了利用贝叶斯推断进行模型比较和选择的系统理论。假设有 n 个需要进行比较的模型，每个模型的条件似然函数 $p(Y_T | \theta, M_i)$ 存在并且是可计算的，那么给定模型 M_i 的先验密度 $p(\theta | M_i)$ ，模型 i 所对应的先验边缘密度可以用式（27）计算^①。

$$M_i = \int_{\Theta} p(\theta | M_i) p(Y_T | \theta, M_i) d\theta \quad (27)$$

Θ 表示模型参数向量的参数空间。进一步利用贝叶斯定理可计算模型 i 的后验密度。

$$p(M_i | Y_T) = \frac{p_i M_i}{\sum_i^n p_i M_i} \quad (28)$$

p_i 表示给模型指派的先验概率，在进行模型比较时，一般给不同模型以相同的先验权重。模型后验概率就是本文进行判断的主要依据，后验概率最高的模型就是最能解释数据的模型。

三、模型的估计和实证结果

本文在这一部分讨论模型的估计问题。本文用贝叶斯方法估计模型。采用贝叶斯方法时，允许研究者在统一的理论框架下利用其他文献的研究成果作为先验依据。DSGE 模型的参数全信息估计算法是高度非线性的，施加先验约束后往往能使估计结果变得更稳健；

1. 数据及其处理

本文用实际 GDP、实际投资、CPI 通货膨胀率、货币增长率和利率等五个中国宏观经济时间序列来估计和比较模型。计算这些序列的原始数据都能从中国经济信息中心（CEIC）

^① 因为模型大部分情况下是非线性的，条件边缘密度往往非常复杂，通常都要通过数值模拟来计算。在计算机技术普及以前，这样的计算量是单个研究者难以克服的障碍，而如今使用个人计算机最多几个小时就能得出结果。因此尽管贝叶斯理论成熟得很早，直到最近 20 年才得到大量运用。

数据库下载。根据数据的可得性,本文把样本的时间跨度设定为1994年第二季度到2012年第四季度。实际GDP的计算方法如下:利用国家统计局发布的名义GDP数据和实际GDP累计增长率,计算出以1992年为不变价格的实际GDP,最后用X13-ARIMA-TRAMO方法进行季节调整。本文用CPI通货膨胀率测度通货膨胀。货币用中国人民银行发布的季节调整后的季度M1序列测度。实际投资的计算方法为:首先用国家统计局发布的月度累计固定资产投资完成额推算名义固定资产投资的季度序列,然后用GDP平减指数折算为实际值,最后用X13-ARIMA-TRAMO方法进行季节调整。本文用银行间同业拆借利率作为名义利率的代理变量^①。

本文拟用五个时间序列完成估计,按照DSGE模型贝叶斯估计的原则,我们引入五项外生冲击,具体包括:中性技术冲击,投资冲击,家庭消费偏好冲击,政府支出冲击和货币政策冲击,此外本文假设中性技术冲击、投资冲击、家庭偏好冲击和政府支出冲击都服从残差为标准正态分布的一阶自回归过程。

$$\begin{aligned}
 \epsilon_t^a &= \rho_a \epsilon_{t-1}^a + \varepsilon_t^a & \varepsilon_t^a &\sim N(0, \eta^a) \\
 \epsilon_t^b &= \rho_b \epsilon_{t-1}^b + \varepsilon_t^b & \varepsilon_t^b &\sim N(0, \eta^b) \\
 \epsilon_t^i &= \rho_i \epsilon_{t-1}^i + \varepsilon_t^i & \varepsilon_t^i &\sim N(0, \eta^i) \\
 \epsilon_t^g &= \rho_g \epsilon_{t-1}^g + \varepsilon_t^g & \varepsilon_t^g &\sim N(0, \eta^g) \\
 \epsilon_t^r &= \epsilon_t^r & \varepsilon_t^r &\sim N(0, \eta^r) \\
 \text{or} \\
 \epsilon_t^m &= \epsilon_t^m & \varepsilon_t^m &\sim N(0, \eta^m)
 \end{aligned} \tag{29}$$

式中: ρ_a, ρ_b, ρ_i 和 ρ_g 以及 η^a, η^b, η^i 和 η^g 分别是控制冲击持续性和波动性的参数。 ϵ_t^r 和 ϵ_t^m 分别对应着货币政策目标为市场利率和货币投放速度时的货币政策冲击。

2. 参数的先验设定

参数的先验设定是贝叶斯估计的必要与关键环节。本文模型的参数可以分为两类,其中一类是只与稳态有关的参数,其中有的是在当前的模型设定下无法识别的参数,另一类是需要进行估计的参数。对于第一类参数本文使用校准的方法使其在整个估计过程中保持不变,这相当于施加最严格的点先验约束。具体地:折旧率校准为0.06,资本的产出弹性 α 校准为0.6^②;实际利率的样本均值6.4%,因此本文把主观贴现因子 β 的数值校准为0.98,对应季度增长率2%,即年均8%,与中国平均产出增长相吻合。此外,不同家庭劳动之间的替代弹性或者工资设定加成系数 ξ_w 和工资调整的粘性系数 ξ_w 是不能同时识别的,因此本文固定 λ_w 估计 ξ_w (Smets和Wouters,2003;Rabanal和Rubio-Ramírez,2005)。 ξ_w 的取值对估计结果的影响很大,经过对不同值的对比测试以后,本文发现取0.3到0.35之间时,模型剩余参数的估计结果和已有文献(刘斌,2008;Zhang,2009;Liu和Zhang,2010)的估计比较一致,因此本文取 $\lambda_w = 0.33$ 。本文把稳态下投资占产出的比例校准为0.38,即 $\delta k_y = 0.38$,为样本期间投资占产出比例的平均数。最后参照刘斌(2008),政府支出占产出的比

^① 因为直到1996年全国统一的银行间拆借市场才开始运行,没有1994~1996年银行间同业拆借市场利率的数据,缺失的数据用上海融资中心同业拆借利率来反映,这里借用了谢平和罗雄(2002)测算的结果。

^② Mehrotra(2011)建议在校准关于中国的DSGE模型时采用比较高的折旧率和资本产出弹性(分别为0.06和0.6)。

例较准为 0.13，因此稳态下消费占产出的比例经过计算为 $(1 - \delta k_y - g_y) = 0.49$ 。

第二类参数的先验设定：首先假设所有取值在 0 和 1 之间的参数的先验分布都为贝塔分布；其次所有外生冲击误差项的方差都为逆伽玛分布；其他参数都假设服从正态分布，这是很常见、也很宽松的先验假设。先验假设的具体形式和参数参见表 1。

3. 模型公共参数的估计与评估

模型公共参数的估计是否一致是评估模型基本设定是否合理的依据之一。表 1 同时报告了三个模型公共参数估计的后验均值和方差。除偏好冲击的估计外，三个模型估计的参数都比较接近，表明本文模型的设定还是比较合理的。

表 1 部分参数的先验和后验分布

	先验分布			后验分布					
				利率规则模型		数量规则模型		混合规则模型	
	类型	均值	方差	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
技术冲击的标准差 η^a	Inv gamma	0.100	2.000	3.1760	0.5471	2.2785	0.2533	3.0423	0.4058
偏好冲击的标准差 η^b	Inv gamma	0.100	2.000	0.3146	0.0724	2.6054	0.3366	3.5808	0.6064
政府支出冲击的标准差 η^g	Inv gamma	0.100	2.000	2.4046	0.2562	2.3645	0.2584	2.0610	0.2093
投资冲击的标准差 η^i	Inv gamma	0.100	2.000	0.1059	0.0203	0.2266	0.0406	0.1832	0.0250
技术冲击的持续性 ρ_a	Beta	0.500	0.100	0.9825	0.0069	0.9995	0.0011	0.9952	0.0023
偏好冲击的持续性 ρ_b	Beta	0.500	0.100	0.9931	0.0034	0.5928	0.1160	0.7873	0.0484
政府支出冲击的标准差 ρ_g	Beta	0.500	0.100	0.9989	0.0000	0.9996	0.0013	0.9993	0.0016
投资冲击的标准差 ρ_i	Beta	0.500	0.100	0.8966	0.0433	0.8272	0.0768	0.9315	0.0221
投资调整成本的倒数 $1/\varphi$	Normal	5.000	1.500	6.5178	0.6306	7.5744	0.6286	6.7998	0.6384
家庭跨期消费弹性的倒数 σ_c	Normal	2.000	0.750	3.1270	0.2123	3.0922	0.2266	3.3094	0.2028
习惯信息强度 h	Beta	0.500	0.010	0.5434	0.0521	0.4871	0.0466	0.5832	0.0531
家庭劳动供给弹性的倒数 σ_l	Normal	3.000	0.750	3.0119	0.0500	3.0071	0.0501	3.0238	0.0500
家庭货币偏好弹性的倒数 σ_v	Normal	3.000	0.375	2.9782	0.0498	2.9072	0.0522	2.9071	0.0506
稳态下固定成本占产出的比例 ϕ	Normal	1.450	0.100	1.3073	0.1035	1.2799	0.1499	1.5827	0.0906
资本使用调整成本的倒数 $1/\psi$	Normal	0.200	0.375	0.2367	0.0638	0.3619	0.1022	0.4895	0.0546
工资粘性系数 ξ_w	Beta	0.750	0.050	0.6723	0.0551	0.4454	0.0510	0.5951	0.0599
价格粘性系数 ξ_p	Beta	0.750	0.050	0.6539	0.0496	0.4480	0.0366	0.6417	0.0305
工资加成系数 λ_w	Beta	0.750	0.150	0.7410	0.0836	0.7148	0.0859	0.5842	0.1026
价格加成系数 λ_p	Beta	0.750	0.150	0.4264	0.0881	0.4570	0.0847	0.2840	0.0559

总体上，所有参数的估计值都显著非零。在模型引入的外生冲击中，技术冲击的方差最大，其次为政府支出冲击和投资冲击，这一结果表明过去 20 年间驱动我国经济波动的主要因素为技术进步和政府支出的变化，此外投资冲击也是经济波动的重要力量。技术冲击和政府支出冲击持续性参数的估计值非常接近于 1，与刘斌（2008）的估计结果比较吻合，从另一个角度说明了模型设定与估计的合理性。投资冲击持续性的估计值为所有外生冲击中最小，

表明投资冲击主要表现为经济的短期波动。三组模型关于家庭消费偏好的冲击有较大分歧，泰勒规则模型估计得到的偏好冲击方差较小但持续性很强，麦克卡拉姆规则模型和混合规则模型估计得出的结果恰好相反，偏好冲击的方差较大但持续性很弱，说明了利率规则和数量规则在解释家庭偏好形成的机制方面有较大差异。

控制工资和价格粘性行为的参数是模型的关键参数，四个参数的估计值都远远小于给定的先验均值 0.75，例如价格加成的系数 λ_p 在三个模型的估计中都不超过 0.46，意味着滞后通货膨胀在价格方程中的权重不超过 0.31。Smets 和 Wouters (2003) 对美国数据的估计值是 0.46，本文的结果表明中国的价格形成与美国相比可能较少考虑历史通货膨胀水平。工资和价格粘性的估计值大约在 0.6 左右，表明中国的工资合同和价格合同的平均持续时间大约为 7.5 个月，这个结果与观察比较吻合。综上所述，可以认为本文的模型设定基本正确，参数估计较为稳健，据此所做的关于哪一种货币规则更能描述中国数据的判断具有相当的可靠性。

四、货币规则的比较和选择

如前文所述，本文研究的主要目的是寻找在 DSGE 框架下哪一种货币规则更有助于解释数据，因为整个模型设定除货币规则方程外的其他方程是一样的，即使货币规则本身为了比较的方便也被限定为相同的数学形式，所以不同货币规则对应的 DSGE 模型的比较等价于货币规则之间的比较。

1. 样本区间的选择和划分

在展开进一步的讨论之前，我们先回顾一下中国货币政策改革的几个关键节点，然后根据一些关键政策实行的时间节点把这一进程划分为不同的阶段。

在中国人民银行正式行使中央银行职能以前，中国人民银行按照信贷资金计划执行货币政策，各专业银行先后按照“统存统贷”和“差额包干”的模式行使商业银行职能，中国人民银行和各个专业银行是经济计划实施过程中流动性的提供者和结算人，因此这个阶段还谈不上真正的货币政策（易纲，2009）。

1984 年中国人民银行开始正式行使中央银行职能，“拨改贷”由试点成为全国性的制度，新的存款准备金制度得到实行，商业银行具备了通过货币乘数创造货币的功能。但是货币发行规模无法得到严格执行，中央银行往往被迫向商业银行发放大量再贷款以便维持其结算能力，从而引发严重的通货膨胀。通货膨胀发生后不得不采取紧缩政策，随之引起工业生产的全面下滑，在促进经济增长的政治压力下，中央银行不得不转而实行新的宽松政策引发新一轮货币扩张。货币调控陷入了“一放就乱，一收就死”的怪圈。1984~1993 年货币政策的失败使中国意识到计划调控手段的局限性，促使中央银行寻求市场化的调控工具。

以放弃贷款限额管理和公开市场业务的开展为标志，1998 年中央银行实现了货币政策从直接调控向间接调控的转变。1998 年以后中央银行主要通过公开市场上发行或回购央行票据进行货币间接调控。货币调控方式转变为间接调控以后，中央银行具备了实践货币规则理论的基本条件。但是中央银行在利率市场化方面采取了相当谨慎的立场，利率的市场化改革整体上滞后于调控方式的改革。2004 年 10 月，中央银行实现了“贷款利率管下限，存款管上限”的阶段目标，2012 年 6 月又进一步缩小了存贷款利差。

根据以上对中国货币调控改革进程的简要回顾，可以认为 1985 年、1998 年和 2004 年分别是中国货币政策改革过程中的三个关键节点，因此我们把考察期间分为 1998 年以前、1998~2005 年及 2005 年以后三个子期间，分别考察各个期间内不同货币规则的实证表现，

通过不同期间的比较就能清晰地勾画出货币政策改革的演化路径。

2. 货币反应方程的全样本和子样本估计结果

我们用 Metropolis-Hastings 抽样算法模拟计算了不同模型货币反应方程参数在全样本区间和各个子样本区间的后验均值和后验区间^①。表2 报告了货币反应方程估计的具体结果。

表2 货币反应方程的估计结果

货币反应方程参数	先验分布	后验均值和置信区间					
		利率规则		数量规则		混合规则	
		均值	95% 置信区间	均值	95% 置信区间	均值	95% 置信区间
全样本模拟结果							
ρ	$B(0.75, 0.1)$	0.949	[0.931 0.966]	0.727	[0.695 0.757]	0.866	[0.819 0.906]
$r_{\pi}orv_{\pi}$	$N(1.2, 0.1)$	1.092	[0.968 1.231]	0.487	[0.332 0.633]	0.933	[0.805 1.045]
r_yorv_y	$N(2.0, 1.0)$	0.244	[0.018 0.377]	0.063	[0.010 0.110]	0.085	[0.014 0.134]
r_{dm}	$N(1.0, 0.5)$					0.867	[0.491 1.360]
样本区间: 1994 ~ 1998 年							
ρ	$B(0.75, 0.1)$	0.973	[0.954 0.992]	0.742	[0.709 0.775]	0.926	[0.958 1.294]
$r_{\pi}orv_{\pi}$	$N(1.2, 0.1)$	1.274	[0.979 1.588]	0.457	[0.376 0.538]	1.135	[0.958 1.294]
r_yorv_y	$N(2.0, 1.0)$	0.180	[0.010 0.378]	0.408	[0.277 0.540]	0.472	[0.138 0.816]
r_{dm}	$N(1.0, 0.5)$					1.297	[0.680 1.899]
样本区间: 1998 ~ 2005 年							
ρ	$B(0.75, 0.1)$	0.970	[0.952 0.992]	0.734	[0.700 0.765]	0.947	[0.920 0.978]
$r_{\pi}orv_{\pi}$	$N(1.2, 0.1)$	1.193	[0.952 1.410]	0.460	[0.379 0.539]	1.101	[0.942 1.271]
r_yorv_y	$N(2.0, 1.0)$	0.269	[0.040 0.596]	0.314	[0.177 0.455]	0.101	[0.024 0.180]
r_{dm}	$N(1.0, 0.5)$					0.569	[0.201 1.006]
样本区间: 2005 ~ 2012 年							
ρ	$B(0.75, 0.1)$	0.914	[0.881 0.943]	0.736	[0.703 0.766]	0.836	[0.764 0.909]
$r_{\pi}orv_{\pi}$	$N(1.2, 0.1)$	1.080	[1.005 1.157]	0.479	[0.391 0.559]	1.006	[0.814 1.195]
r_yorv_y	$N(2.0, 1.0)$	0.055	[0.010 0.110]	0.286	[0.168 0.391]	0.054	[0.010 0.111]
r_{dm}	$N(1.0, 0.5)$					0.490	[0.164 0.869]

注: $B(\mu, \sigma^2)$, $N(\mu, \sigma^2)$ 分别表示均值为 μ , 标准差为 σ^2 的 Beta 分布和正态分布。

表2 的第一部分报告的是全样本期间三种规则下货币反应方程的参数。从中可以看出, 利率规则估计的预期通货膨胀对应的系数均值等于 1.092 略大于 1, 95% 置信区间的上下限分别为 0.968 和 1.231, 估计结果与谢平和罗雄 (2002) 的结论相反, 但与郑挺国和王霞 (2011) 的结论一致, 满足泰勒原理, 可以认为中国的实证泰勒规则是一种稳定的货币规则。数量规则估计的预期通货膨胀系数等于 0.487, 95% 置信区间的上下限分别为 0.332 和

① 我们共进行25000次模拟抽样, 其中前5000次为预热抽样。

0.633, 因为没有表明数量规则是否稳定或是否反通货膨胀的参照值, 我们不能判断中国的中央银行在以货币供应速度为中间目标时货币规则是不是稳定, 不过我们的参数估计与 Zhang (2009) 的结果相当接近, 这从一定程度上肯定了我们的估计方法的稳健性。当在利率规则中加入货币因素后, 即混合规则的情形, 预期通货膨胀对应的系数值变小了, 等于 0.993, 置信区间的上下限分别等于 0.805 和 1.045, 说明如果中央银行同时操作利率和数量工具会使货币规则系数下降, 针对通胀调整利率的幅度变小。三种规则下, 产出缺口对应的参数都非常小 (利率规则下等于 0.244, 数量规则下等于 0.036, 混合规则下等于 0.085) 说明中央银行在制定货币政策的过程中并不是很看重产出的波动。这个结果和现有文献的差别比较大, 我们认为这是因为产出缺口的计算方法不同所造成的。

表 2 的下面三个部分分别报告了 1998 年之前、1998 ~ 2005 年和 2005 年以后三个子区间上的估计结果, 各个系数的均值大体上和全样本区间的估计比较接近, 说明模型的估计还是比较稳定的。利率规则中预期通货膨胀对应的系数在各个子区间上有所变化, 主要是均值和置信区间的上限都出现了下降, 似乎暗示随着货币调控改革的进行中央银行对通过利率调整反通货膨胀的幅度在逐渐变小, 中央银行对利率工具的运用日趋娴熟。

3. 模型后验概率和预测能力的比较

假定模型的先验分布是均匀分布, 即 $p_1 = p_2 = p_3 = 1/3$, 可以利用式 (27) 和式 (28) 计算模型的后验密度。从表 3 中可以看出, 无论是全样本还是各个子样本, 混合规则模型的后验概率都一致趋近于 1, 总体上数量规则模型的后验概率均高于利率规则, 唯一的例外是 1998 ~ 2005 年, 利率规则模型获得了比数量规则模型高的后验概率, 因此认为从解释数据的角度来说数量规则对数据的解释能力在大部分样本区间强于利率规则。如果只看利率规则模型和数量规则模型对数据的解释能力, 能够观察到中国货币政策根据改革和宏观环境演化的清晰轨迹, 在 1998 年以前, 数量规则模型的解释能力显著高于利率规则模型, 在央行完全实现直接调控到间接调控的转变以后, 利率规则模型的解释能力又要强于数量规则模型, 但是 2005 年以后, 随着美国次贷危机的爆发和进一步加深, 中央银行又较多采取了数量工具的调控方式, 数量规则模型的解释能力又高于利率规则模型。但是应该指出, 即使简单地在利率规则中加入货币供应速度也能够显著提高模型对数据的解释能力, 说明我国货币政策规则中同时使用两种调控工具更贴近现实。

表 3 模型后验概率和预测误差

	利率规则	数量规则	混合规则
全样本			
模型边缘概率密度 (拉普拉斯近似)	-780.971	-766.234	-756.977
后验概率	0.00000	0.00009	0.99991
一步预测平均方差	13.9102	3.3524	9.2104
样本区间: 1994 ~ 1998 年			
模型边缘概率密度 (拉普拉斯近似)	-246.282	-231.690	-217.154
后验概率	0.00000	0.00000	1.00000

(续)			
	利率规则	数量规则	混合规则
一步预测平均方差	13.2720	12.0674	15.2101
样本区间: 1998 ~ 2005 年			
模型边缘概率密度 (拉普拉斯近似)	-307.839	-326.707	-292.522
后验概率	0.00000	0.00000	1.00000
一步预测平均方差	8.9434	5.2752	8.1289
样本区间: 2005 ~ 2012 年			
模型边缘概率密度 (拉普拉斯近似)	-372.658	-364.090	-347.104
后验概率	0.00000	0.00000	1.00000
一步预测平均方差	20.5813	5.1949	12.6762

表3还报告了各模型在不同区间上提前一步预测的平均方差,总体上利率规则模型的预测误差最大,在利率规则中简单增加货币因素的混合规则能提高模型的预测能力,但数量规则模型的预测误差最优。这个结论乍看起来似乎和模型后验概率得出的混合规则模型表现最好的结论相矛盾:最能解释数据的模型不是最能预测数据的模型。但是考虑到我国利率受到严格管制的现实,混合规则模型的预测能力不如数量规则模型恰恰是合理的,在严格的管制下利率规则反映的信息可能是失真的,而混合规则从一定程度上说也是一种利率规则,因此其预测表现不如单纯的数量规则模型是合理的。

五、结 论

本文在估计不同货币规则构成的DSGE模型的基础上,比较了利率规则、数量规则和包含货币流通速度的利率规则(即混合规则)在解释和预测数据方面的表现,结论是总体上数量规则比利率规则更能解释中国近20年来的货币政策,无论从解释数据还是预测的角度来看,利率规则都不是最好的研究中国货币政策的工具。

尽管在国内学术界的主流观点是利率工具优于数量工具,货币调控方式的改革也体现出以利率工具代替数量工具的强烈倾向,但是如果以货币政策是否实现了确保物价基本稳定和经济快速增长的最终目标和模型对数据的解释能力为判断标准,中国货币当局所采用的仍是综合运用数量型工具和利率工具的策略。本文发现在解释数据方面,包含货币因素的利率规则以压倒性优势强于单一的数量规则或利率规则的证据也支持了这一判断。实际上,数量工具和利率工具各有其适用条件,在看到这两种工具的对立性的同时,更应该看到它们互为补充的一面。即使美国这样的发达经济体在执行货币政策时也常常综合运用两类货币工具,例如在2008年金融危机爆发以后,美联储先后推出的“量化宽松”和“扭转操作”其实质就分别是数量型货币政策和利率型货币政策的综合运用。可见对于货币政策的执行来说,首先应当创造条件确保每种政策工具都能正常、高效地发挥作用,其次应该根据每种工具的特点综合运用以实现货币政策的最终目标。在利率市场化完全实现以前,中央银行不应该以利率作为货币政策的唯一中间目标,而仍应坚持综合运用利率工具和数量型工具实现货币政策最终目标的货币调控方式。

参 考 文 献

- [1] F. E. K. Land, E. C. Prescott, 1977, *Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans*

- [J], *The Journal of Political Economy*, 473 ~ 491.
- [2] Lawrence J. Christiano, Mathias Trabandt, Karl Walentin, 2010, *DSGE Models for Monetary Policy Analysis* [J], *Handbook of Monetary Economics*, 3, 285 ~ 367.
- [3] R. C. K. Burdekin, P. L. Siklos, 2008, *What has Driven Chinese Monetary Policy since 1990? Investigating the People's Bank's Policy Rule* [J], *Journal of International Money and Finance*, 27 (5), 847 ~ 859.
- [4] Lawrence J. Christiano, Martin Eichenbaum, Charles L. Evans, 2005, *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy* [J], *Journal of Political Economy*, 113 (1), 1 ~ 45.
- [5] Frank Smets, Rafael Wouters, 2003, *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area* [J], *Journal of the European Economic Association*, 1 (5), 1123 ~ 1175.
- [6] Bennett T. McCallum, 1984, *Monetarist Rules in the Light of Recent Experience* [J], *American Economic Review*, 74 (2), 388 ~ 391.
- [7] John P. Judd, Brian Motley, 1991, *Nominal Feedback Rules for Monetary policy* [J], *Economic Review—Federal Reserve Bank of San Francisco*, (summer), 3 ~ 17.
- [8] Bennett T. McCallum, 1985, *On Consequences and Criticisms of Monetary Targeting* [J], *Journal of Money, Credit and Banking*, 17 (4), 570 ~ 597.
- [9] J. B. Taylor, 1993, *Discretion versus Policy Rules in Practice* [C], Elsevier, 195 ~ 214.
- [10] R. Clarida, J. Gali, M. Gertler, 1998, *Monetary policy rules in practice: Some international evidence* [J], *European Economic Review*, 42 (6), 1033 ~ 1067.
- [11] L. Liu, W. Zhang, 2010, *A New Keynesian Model for Analysing Monetary Policy in Mainland China* [J], *Journal of Asian Economics*, 21 (6), 540 ~ 551.
- [12] J. Geweke, 1999, *Using simulation methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development, and Communication* [J], *Econometric Reviews*, 18 (1), 1 ~ 73.
- [13] J. Geweke, 1999, *Computational Experiments and Reality* [C], in *Computing in Economics and Finance 1999*, Society for Computational Economics.
- [14] A. N. Mehrotra, R. Nuutilainen, J. Pääkkönen, 2011, *Changing Economic Structures and Impacts of shocks—evidence from a DSGE Model for China* [R], BOFIT Discussion Papers.
- [15] Pau Rabanal, Juan F. Rubio-Ramírez, 2005, *Comparing New Keynesian Models of the Business cycle: A Bayesian Approach* [J], *Journal of Monetary Economics*, 52 (6), 1151 ~ 1166.
- [16] W. Zhang, 2009, *China's monetary policy: Quantity versus Price Rules* [J], *Journal of Macroeconomics*, 31 (3), 473 ~ 484.
- [17] 刘斌 《最优简单货币政策规则在我国应用的可行性》 [J], 《金融研究》2003年第9期。
- [18] 陆军、钟丹 《泰勒规则在中国的协整检验》 [J], 《经济研究》2003年第8期。
- [19] 谢平、罗雄 《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》 [J], 《经济研究》2002年第3期。
- [20] 张屹山、张代强 《前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验》 [J], 《经济研究》2007年第3期。
- [21] 江曙霞、江日初、吉鹏 《麦克勒姆规则及其中国货币政策检验》 [J], 《金融研究》2009年第5期。
- [22] 宋玉华、李泽祥 《麦克勒姆规则有效性在中国的实证研究》 [J], 《金融研究》2007年第5期。
- [23] 许明 《我国应放弃汇率名义锚》 [J], 《经济管理》2008年第15期。
- [24] 陶江、耿中元 《不应忽视对名义收入定标规则的研究》 [J], 《统计研究》2008年第7期。
- [25] 刘斌 《我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用》 [J], 《金融研究》2008年第10期。
- [26] 易纲 《中国改革开放三十年的利率市场化进程》 [J], 《金融研究》2009年第1期。
- [27] 郑挺国、王霞 《泰勒规则的实时分析及其在我国货币政策中的适用性》 [J], 《金融研究》2011年第8期。

(责任编辑: 王喜峰)