

## 中国货币政策规则中的时变门限效应研究

朱艳丽 王霞

**内容提要:** 本文提出了具有时变阈值的门限泰勒规则模型,并运用该模型对中国1992-2014年间货币政策规则中的时变门限效应进行了实证研究。结果表明,时变阈值的引入揭示了中国货币政策规则的三大显著特征:第一,非对称性,即高通胀时期利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数均大于低通胀时期;第二,不稳定性,即不论通胀率高低,利率对通胀缺口的反应系数均非显著大于1;第三,时变性,即在经济发展的不同阶段,货币当局在制定货币政策时所参考的阈值具有显著的时变特征。

**关键词:** 泰勒规则;时变门限效应;贝叶斯方法

DOI: 10.19365/j.issn1000-4181.2017.06.02

### 一、引言

货币当局在制定货币政策时是否遵循某一特定规则一直是学术界的研究热点。Taylor(1993)通过考察美国1987~1992年间的货币政策操作,发现在给定目标通胀率和潜在产出水平时联邦基准利率会根据通胀缺口(实际通胀率和目标通胀率之间的偏离程度)和产出缺口(实际产出和潜在产出之间的偏离程度)的大小进行相应调整,这一准则被简称为“泰勒规则”。泰勒规则成功反映了美国货币政策实践的实质,并逐渐成为很多国家货币当局制定货币政策时的重要参考依据,具体参见Taylor(1999,2001)以及Nelson & Nikolov(2003)等文献。

鉴于泰勒规则在货币政策制定中发挥的重要作用,学术界对其进行了广泛地讨论。早期研究主要集中在线性泰勒规则范畴下,如Clarida et al.(1998,1999,2000),陆军和钟丹(2003),卞志村(2006)等。近年来,部分学者发现泰勒规则存在显著的非线性特征,如Clarida et al.(2000)、Lubik & Schorfheide(2004)、Cogley & Sargent(2005)、Kim & Nelson(2006)、Boivin(2006)、Boivin & Giannoni(2006)以及Benati & Surico(2009)等考察美国最近50年的数据发现联邦基准利率对通胀率的反应在20世纪80年代出现了转变,即步入了一个更为积极的状态,具有显著的不稳定性。王建国(2006)对中国货币政策规则进行研究,发现1997年以后利率对通胀缺口的反应强度明显增强。这些研究均表明,线性泰勒规则模型没有考虑货币政策规则中可能存在的非线性特征,不能很好地刻画货币当局对通胀缺口和产出缺口的真实调整机制。

近年来,大量学者对货币政策的非线性调整机制展开了深入研究。例如,Taylor & Davradakis

收稿日期:2017-01-20

基金资助: 本文获国家自然科学基金项目(71703030,71573072)的资助、中央高校基本科研业务费专项资金(2015B13114)和福建省统计科学重点实验室(厦门大学)开放课题(2016006)。

作者简介: 朱艳丽,河海大学商学院、河海大学产业经济研究所、福建省统计科学重点实验室(厦门大学),博士,讲师;  
王霞,中山大学岭南学院,博士,副教授。

致谢: 非常感谢匿名评审专家提出的宝贵意见,使本文得到实质性改进。

(2006) 采用门限模型对英格兰银行的货币政策行为进行研究分析,发现当通胀率高于阈值时,通胀缺口和产出缺口的反应系数均显著,而当通胀率低于阈值时,仅产出缺口的反应系数显著且数值很小;张屹山和张代强(2007)利用门限回归方法(Hansen, 2000)选取货币增长率为门限变量,发现考虑货币因素的中国货币政策规则存在明显的非线性特征,即货币高增长状态下通胀率、产出缺口和货币增长率的系数值均大于货币低增长状态下的相应值;Bunzel & Enders(2010)运用门限模型对美联储的货币政策进行刻画,研究发现当通胀率高于阈值且产出缺口为负时,美联储实行主动型货币政策,而在正常时期则实行被动型货币政策。以上研究均采用门限模型深入分析了货币政策规则的非线性特征,丰富了学术界对中国货币政策规则的研究,为货币当局制定货币政策规则提供了可信的经验证据。

传统门限模型虽然通过引入门限变量在一定程度上反映出了货币政策规则和其它时间序列之间的内在关系,为解释货币当局的非对称行为提供了更好的结构框架,但其假定阈值是固定的常数,忽略了阈值的时变性。事实上,在经济发展的不同阶段,由于宏观经济形势以及货币当局外部约束的变化,货币当局在制定货币政策时所参考的阈值并不是固定的常数,而应该是一种随时间缓慢演变的时间序列(Dueker et al., 2010; Dueker et al., 2013)。基于以上考虑,本文提出了具有时变阈值的门限泰勒规则模型,其不仅能够刻画短期名义利率对通胀缺口和产出缺口反应的非线性特征,而且能够捕捉到货币政策规则中门限变量对货币当局政策偏好的影响以及阈值的时变性。考虑到前瞻性泰勒规则模型本身可能存在内生性问题,本文在贝叶斯计量经济学的研究框架<sup>①</sup>下,讨论了如何利用工具变量对具有内生性问题的时变阈值门限模型进行贝叶斯估计和模型选择,并进一步对中国1992-2014年间的货币政策操作进行了实证研究。结果表明,引入时变阈值揭示了中国货币政策规则的三大显著特征:第一,非对称性,即高通胀时期利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数值均大于低通胀时期;第二,不稳定性,即不论通胀率高低,利率对通胀缺口的反应系数均非显著大于1;第三,时变性,即在经济发展的不同阶段,货币当局在制定货币政策时所参考的阈值具有显著的时变特征。

本文结构安排如下:第二部分对传统泰勒规则模型进行了简要回顾,构建了具有时变阈值的门限泰勒规则模型,并给出了模型的马尔科夫链蒙特卡洛(Markov Chain Monte Carlo, MCMC)估计方法;第三部分对研究中所使用的数据进行了详细介绍;第四部分基于具有时变阈值的门限泰勒规则模型,对中国货币政策中利率对通胀率和实际产出的反应函数进行估计,刻画了中国货币政策规则的调整机制;第五部分是本文的结论和研究展望。

## 二、具有时变阈值的门限泰勒规则模型及其估计方法

本部分简要回顾了传统泰勒规则模型,并在此基础上提出了具有时变阈值的门限泰勒规则模型及其相应估计方法。

### (一) 线性泰勒规则模型

Taylor(1993)考察了美国1987-1992年的货币政策操作,认为货币当局应当遵循如下形式的行为准则(亦称泰勒原理):

$$i_t^* = \bar{r} + \pi^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t \quad (1)$$

其中, $i_t^*$ 表示短期名义目标利率; $\pi_t$ 表示实际通胀率; $y_t$ 表示产出缺口; $\bar{r}$ 表示均衡实际利率; $\pi^*$ 表示目标通胀率; $\alpha$ 和 $\beta$ 分别表示短期名义利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数。当短期名义利率对通胀缺口的反应系数 $\alpha$ 大于1,对产出缺口的反应系数 $\beta$ 大于0时,货币当局才能实现稳定的

<sup>①</sup> 刘金全和张小宇(2012)、郑挺国和刘金全(2010)以及陈创练等(2016)等研究也是在贝叶斯计量经济学的研究框架下对中国货币政策规则展开实证研究,但其分别从时变参数泰勒规则模型、具有时变通胀目标的区制转移泰勒规则模型以及时变参数结构向量自回归模型等不同角度论证了中国货币政策规则的时变特征和非线性特征。

货币政策。

在式(1)中,货币当局根据前四个季度的平均通胀率对其目标通胀率的偏离和同期产出缺口调整利率。然而,在实际决策过程中,货币当局更倾向于基于对未来经济环境的预期而制定政策。此外,考虑到利率的快速调整会引起资本市场震动,导致政策可信度下降,泰勒规则一般会考虑利率平滑性,即货币当局并非完全根据目标利率设定当期利率,而是对逐步将利率调整至目标水平,因而有如下一般的线性泰勒规则模型:

$$i_t = (1 - \rho) \{ \bar{r} + \pi^* + \alpha [E_t(\pi_{t+n}) - \pi^*] + \beta E_t(y_{t+k}) \} + \rho i_{t-1} + m_t \quad (2)$$

其中,  $E_t$  表示基于  $t$  期所有可获取信息集的期望算子,  $E_t(\pi_{t+n})$  表示基于  $t$  期所有可获取信息集的  $n$  期向前通胀率预期值,  $E_t(y_{t+k})$  表示基于  $t$  期所有可获取信息集的  $k$  期向前产出缺口预期值。  $\rho \in [0, 1]$  表示利率平滑系数,  $m_t$  表示货币当局调整利率所产生的随机误差项。利率平滑系数  $\rho$  越大,表明当期利率水平对政策反应的敏感度越低,即说明政策冲击效果越平滑;反之,表明当期利率水平对政策反应的敏感度越高,是一种积极、主动的调控。

若在式(2)中采用通胀率和产出缺口的真实值代替预期值,即可进一步得到如下线性泰勒规则模型:

$$i_t = (1 - \rho) \{ \bar{r} + \pi^* + \alpha [\pi_{t+n} - \pi^*] + \beta y_{t+k} \} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中,  $\varepsilon_t = -(1 - \rho) \{ \alpha [\pi_{t+n} - E_t(\pi_{t+n})] + \beta [y_{t+k} - E_t(y_{t+k})] \} + m_t$ 。随机误差项  $\varepsilon_t$  与解释变量  $\pi_{t+n}$  和  $y_{t+k}$  存在相关性。文献中一般采用 GMM 估计方法对式(3)加以估计。在 GMM 估计方法中,要求矩条件成立。

$$E_t \{ i_t - (1 - \rho) \{ \bar{r} + \pi^* + \alpha [\pi_{t+n} - \pi^*] + \beta y_{t+k} \} - \rho i_{t-1} \mid \tilde{z}_t \} = 0 \quad (4)$$

其中,  $\tilde{z}_t$  表示一组工具变量,其与解释变量  $\pi_{t+n}$  和  $y_{t+k}$  高度相关,但却不与随机误差项  $\varepsilon_t$  相关。文献中一般选取短期名义利率、通胀率、产出缺口等变量的滞后值作为工具变量 (Clarida et al., 1998, 2000)。

## (二) 具有常数阈值的门限泰勒规则模型

在式(3)中,货币当局对通胀缺口和产出缺口的反应是线性的,而在现实经济中,货币当局的利率调整机制可能具有非线性特征。这主要是由于经济系统中通胀率、失业率、货币增长率等宏观经济变量对货币当局制定货币政策偏好的影响,导致货币当局在不同经济状态下,往往会制定不同的货币政策,对通胀缺口和产出缺口具有非对称政策反应机制。

为了捕获货币政策规则中可能存在的非线性特征,文献中一般采用如下具有常数阈值的门限泰勒规则模型对货币当局的非对称政策反应机制进行研究:

$$i_t = \begin{cases} (1 - \rho_1) \{ \bar{r} + \pi^* + \alpha_1 [\pi_{t+n} - \pi^*] + \beta_1 y_{t+k} \} + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_{1t}, & z_t \leq \gamma \\ (1 - \rho_2) \{ \bar{r} + \pi^* + \alpha_2 [\pi_{t+n} - \pi^*] + \beta_2 y_{t+k} \} + \rho_2 i_{t-1} + \varepsilon_{2t}, & z_t > \gamma \end{cases} \quad (5)$$

其中,随机误差项  $\varepsilon_{jt} = -(1 - \rho_j) \{ \alpha_j [\pi_{t+n} - E_t(\pi_{t+n})] + \beta_j [y_{t+k} - E_t(y_{t+k})] \} + m_t$  ( $j = 1, 2$ ),  $z_t$  表示门限变量。门限变量  $z_t$  的引入允许通胀率  $\pi_{t+n}$  和产出缺口  $y_{t+k}$  的回归系数具有不同的区制特征。通过放宽回归系数的约束条件,可以捕捉到货币当局在不同区制下货币政策操作的差异性,进而考察货币当局在不同经济状态下的政策偏好。式(5)中解释变量  $\pi_{t+n}$  和  $y_{t+k}$  与随机误差项  $\varepsilon_{jt}$  相关,可采用工具变量方法 (Canez & Hansen 2004) 对模型中的回归系数和阈值进行估计。

## (三) 具有时变阈值的门限泰勒规则模型

从短期来看,门限变量所对应的阈值一般被认为是固定不变的,但是从长期来看,阈值会在经济不同阶段呈现出时变特征。例如,同一通胀率数值在经济高速增长时期被认为偏低,但是在经济低速增长时期则可能被认为偏高。为了同时捕获前瞻性泰勒规则中可能存在的非线性特征以及阈值的时变性,本文在式(5)的基础上提出了如下具有时变阈值的门限泰勒规则模型:

$$i_t = \begin{cases} (1 - \rho_1) \{ \bar{r} + \pi^* + \alpha_1 [\pi_{t+n} - \pi^*] + \beta_1 y_{t+k} \} + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_{1t}, & z_t \leq \gamma_t \\ (1 - \rho_2) \{ \bar{r} + \pi^* + \alpha_2 [\pi_{t+n} - \pi^*] + \beta_2 y_{t+k} \} + \rho_2 i_{t-1} + \varepsilon_{2t}, & z_t > \gamma_t \end{cases} \quad (6)$$

$$\gamma_t = \mu + \varphi(\gamma_{t-1} - \mu) + u_t, \gamma_1 \sim N\left(\mu, \frac{\sigma_u^2}{1 - \varphi^2}\right) \quad (7)$$

其中,  $\gamma_t$  表示时变阈值;  $|\varphi| < 1$  刻画了阈值序列  $\{\gamma_t\}$  的持续性;  $\{u_t\}$  是服从  $N(0, \sigma_u^2)$  的白噪声序列, 且与  $\varepsilon_{jt} (j = 1, 2)$  不相关。若  $\varphi = 0, \sigma_u^2 = 0$ , 则上述模型即可退化为具有常数阈值的门限泰勒规则模型。

由于  $i_t, \pi_{t+n}, y_{t+k}$  均为可观测变量, 若令  $A_j = (1 - \rho_j)(\bar{r} + \pi^* - \alpha_j \pi^*)$ ,  $B_j = (1 - \rho_j)\alpha_j$ ,  $C_j = (1 - \rho_j)\beta_j$ ,  $D_j = \rho_j$ , 则式(6)可以被简写为如下形式:

$$i_t = \begin{cases} A_1 + B_1 \pi_{t+n} + C_1 y_{t+k} + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_{1t}, & z_t \leq \gamma_t \\ A_2 + B_2 \pi_{t+n} + C_2 y_{t+k} + \rho_2 i_{t-1} + \varepsilon_{2t}, & z_t > \gamma_t \end{cases} \quad (8)$$

根据  $\pi_{t+n}, y_{t+k}$  和  $i_{t-1}$  的回归系数可以求解出在不同区制下短期名义利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数  $\alpha_j, \beta_j$  以及利率平滑系数  $\rho_j (j = 1, 2)$ 。

参照 Zheng et al. (2012) 本文假定随机误差项  $\varepsilon_{jt}$  服从正态分布且方差具有不同区制特征, 即  $\varepsilon_{jt} (j = 1, 2) \sim i.i.d. N(0, \sigma_j^2)$ , 并且解释变量  $\pi_{t+n}$  和  $y_{t+k}$  与工具变量  $\tilde{z}_t$  之间满足如下关系式:

$$\begin{pmatrix} \pi_{t+n} \\ y_{t+k} \end{pmatrix} = \tilde{z}_t \delta + v_t, \tilde{z}_t = I_2 \otimes \tilde{z}_t \quad (9)$$

其中,  $\tilde{z}_t$  表示  $L \times 1$  维工具变量,  $\delta$  表示  $2L \times 1$  维参数向量, 随机误差项  $v_t = (v_{1t}, v_{2t})' \sim N(0, \Sigma_v)$ ,  $I_2$  表示  $2 \times 2$  的单位矩阵。简便起见, 本文令  $v_t = \sum_v^{-1/2} v_t^*$ ,  $v_t^* \sim N(0, I_2)$ , 且

$$\begin{pmatrix} v_t^* \\ \varepsilon_{jt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_v^{-1/2} v_t \\ \varepsilon_{jt} \end{pmatrix} \sim i.i.d. N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} I_2 & \tilde{\rho}_j \sigma_j \\ \sigma_j \tilde{\rho}_j' & \sigma_j^2 \end{pmatrix}\right) \quad (10)$$

其中,  $\tilde{\rho}_j = (\tilde{\rho}_{1j}, \tilde{\rho}_{2j})'$  表示  $v_t^*$  和随机误差项  $\varepsilon_{jt}$  的相关系数向量。参照 Kim (2004, 2006) 中的做法, 笔者采用 Cholesky 分解方法将  $v_t^*$  和  $\varepsilon_{jt}$  分解为如下形式:

$$\begin{pmatrix} v_t^* \\ \varepsilon_{jt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_p & 0 \\ \sigma_j \tilde{\rho}_j' & \sigma_j \sqrt{1 - \tilde{\rho}_j' \tilde{\rho}_j} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{pmatrix} \sim i.i.d. N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} I_2 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}\right) \quad (11)$$

其中, 随机变量  $w_{1t} = v_t^* = \sum_v^{-1/2} v_t$ , 且和  $w_{2t}$  相互独立。

通过简单计算, 可以得到随机误差项  $\varepsilon_{jt} = \sigma_j(\tilde{\rho}_j' w_{1t} + \sqrt{1 - \tilde{\rho}_j' \tilde{\rho}_j} w_{2t})$ 。若令

$$\begin{aligned} \varphi_j &= \tilde{\rho}_j \sigma_j, \tilde{\varepsilon}_{jt} = \sigma_j \sqrt{1 - \tilde{\rho}_j' \tilde{\rho}_j} w_{2t} \sim i.i.d. N(0, \tilde{\sigma}_j^2), \tilde{\sigma}_j^2 = \sigma_j^2 (1 - \tilde{\rho}_j' \tilde{\rho}_j), \\ b_j &= (A_j, B_j, C_j, D_j, \varphi_j)'. \tilde{y}_t = i_t, x_t = (1, \pi_{t+n}, y_{t+k}, i_{t-1}, (\sum_v^{-1/2} v_t)')', \end{aligned} \quad (12)$$

则式(8)可以被转换为如下简化形式:

$$\tilde{y}_t = \begin{cases} x_t' b_1 + \tilde{\varepsilon}_{1t}, & z_t \leq \gamma_t \\ x_t' b_2 + \tilde{\varepsilon}_{2t}, & z_t > \gamma_t \end{cases} \quad (13)$$

其中, 随机误差项  $\tilde{\varepsilon}_{jt} \sim i.i.d. N(0, \tilde{\sigma}_j^2)$ , 且与变量  $\pi_{t+n}, y_{t+k}$  以及  $v_t$  不相关。

#### (四) 具有时变阈值的门限泰勒规则模型的估计以及相关贝叶斯推断

本节主要讨论如何估计式(7, 9, 13)所示具有时变阈值的门限泰勒规则模型的未知参数向量  $\Theta = (b_1, b_2, \tilde{\sigma}_1^2, \tilde{\sigma}_2^2, \mu, \varphi, \sigma_u^2, \delta, \sum_v)$  和阈值序列  $\{\gamma_t\}$ 。由于状态变量  $\{\gamma_t\}$  不可观测, 本文在贝叶斯计量

经济学分析框架下,采用 MCMC 方法对其进行估计。

令  $\tilde{y}_{1:T} = (\tilde{y}_1, \dots, \tilde{y}_T)$ ,  $x_{1:T} = (x_1, \dots, x_T)$ ,  $z_{1:T} = (z_1, \dots, z_T)$ ,  $\tilde{z}_{1:T} = (\tilde{z}_1, \dots, \tilde{z}_T)$ ,  $\gamma_{1:T} = (\gamma_1, \dots, \gamma_T)$ 。给定  $\{\tilde{y}_{1:T}, x_{1:T}, z_{1:T}, \tilde{z}_{1:T}\}$ ,  $(\gamma_{1:T}, \Theta)$  的后验分布为

$$\begin{aligned} & p(\gamma_{1:T}, \Theta \mid \tilde{y}_{1:T}, x_{1:T}, z_{1:T}, \tilde{z}_{1:T}) \\ & \propto p(\Theta) p(\gamma_{1:T} \mid \tilde{y}_{1:T}, x_{1:T}, z_{1:T}, \tilde{z}_{1:T}, \Theta) \\ & \propto p(\Theta) \prod_{t=1}^T p(\gamma_t \mid \gamma_{t-1}, \Theta) p(x_t \mid \tilde{z}_t, \Theta) p(\tilde{y}_t \mid x_t, z_t, \tilde{z}_t, \gamma_t, \Theta) \end{aligned} \quad (14)$$

其中,  $p(\Theta)$  是未知参数向量  $\Theta$  的先验分布,

$$p(\gamma_t \mid \gamma_{t-1}, \Theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_u^2}} \exp\left(-\frac{[\gamma_t - \mu - \varphi(\gamma_{t-1} - \mu)]^2}{2\sigma_u^2}\right) \quad (15)$$

$$p(x_t \mid \tilde{z}_t, \Theta) = (2\pi)^{-1} \left| \sum_v v \right|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \left( \begin{pmatrix} \pi_{t+n} \\ y_{t+k} \end{pmatrix} - \tilde{z}_t' \delta \right)' \sum_v^{-1} \left( \begin{pmatrix} \pi_{t+n} \\ y_{t+k} \end{pmatrix} - \tilde{z}_t' \delta \right) \right) \quad (16)$$

$$p(\tilde{y}_t \mid x_t, z_t, \tilde{z}_t, \gamma_t, \Theta) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi\tilde{\sigma}_1^2}} \exp\left(-\frac{(\tilde{y}_t - x_t' b_1)^2}{2\tilde{\sigma}_1^2}\right), & z_t \leq \gamma_t \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi\tilde{\sigma}_2^2}} \exp\left(-\frac{(\tilde{y}_t - x_t' b_2)^2}{2\tilde{\sigma}_2^2}\right), & z_t > \gamma_t \end{cases} \quad (17)$$

基于  $(\gamma_{1:T}, \Theta)$  的后验分布  $p(\gamma_{1:T}, \Theta \mid \tilde{y}_{1:T}, x_{1:T}, z_{1:T}, \tilde{z}_{1:T})$  本文采用 MCMC 方法对其进行分步抽样。在 MCMC 抽样过程中,由于  $\gamma_{1:T}, \varphi, \delta, \sum_v$  不能直接从其后验分布中抽样,因此本文采用“Metropolis-Gibbs”抽样方法(Casella & George, 1992; Hastings, 1970)生成马尔科夫链  $(\gamma_{1:T}^{(s)}, \Theta^{(s)})$ ,  $s = 1, 2, \dots, S$ 。

假定  $S_0$  为马尔科夫链燃烧期(Burn-in Period)的长度,基于 MCMC 抽样方法得到的随机样本  $\Theta^{(s)}$ ,  $s = S_0 + 1, \dots, S$ ,即可对未知参数  $\Theta$  进行一系列的贝叶斯推断,如计算后验均值、后验标准差、置信区间以及参数  $\theta_i$  ( $\theta_i \in \Theta$ ) =  $\theta_i^*$  的后验机率。特别地,参数  $\theta_i$  的  $1 - \alpha$  置信区间被定义为满足等式  $\hat{P}(\theta_i \in C(\tilde{y}_{1:T}, x_{1:T}, z_{1:T}, \tilde{z}_{1:T}) \mid \tilde{y}_{1:T}, x_{1:T}, z_{1:T}, \tilde{z}_{1:T}) = 1 - \alpha$  并且长度最短的集合。参数  $\theta_i = \theta_i^*$  的后验机率计算公式为(Chen et al., 2010):

$$r_{\theta_i^*}(\theta_i) = \frac{P(\theta_i > \theta_i^* \mid \tilde{y}_{1:T}, x_{1:T}, z_{1:T}, \tilde{z}_{1:T})}{P(\theta_i < \theta_i^* \mid \tilde{y}_{1:T}, x_{1:T}, z_{1:T}, \tilde{z}_{1:T})} \approx \frac{\sum_{s=S_0+1}^S I(\theta_i^{(s)} > \theta_i^*)}{\sum_{s=S_0+1}^S I(\theta_i^{(s)} < \theta_i^*)} \quad (18)$$

其中,  $I(\cdot)$  表示示性函数。给定显著性水平  $\alpha$ , 如果  $r_{\theta_i^*}(\theta_i) > (1 - \alpha) / \alpha$  或者  $r_{\theta_i^*}(\theta_i) < \alpha / (1 - \alpha)$  那么参数  $\theta_i$  显著大于或者小于  $\theta_i^*$ 。参数  $\theta_i$  的贝叶斯检验本质上类似于传统计量经济学分析框架下的单边假设检验。

### 三、指标选取与数据描述

本文选取泰勒规则模型中利率、通胀率和实际产出缺口的季度数据对中国货币政策规则进行实证分析,样本区间为 1992 年 1 季度至 2014 年 4 季度,共计 92 个样本,具体如下:

短期利率: 本文选取银行间同业拆借利率作为市场利率的代理变量,其中 1992 年至 1995 年的季度利率数据选取上海融资中心同业拆借利率,1996 至 2014 年的季度数据是根据《中国人民银行统计季报》和中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn>)公布的月度银行间同业拆借利率进行季度平均后得到季度同业拆借利率(谢平和罗雄, 2002; 陆军和钟丹, 2003; 赵金文和高辉, 2004; 郑挺国和刘金全, 2010; 郑挺国和王霞, 2011)。图 1(a) 给出了最后处理得到的季度短期名义利率  $i_t$  的时间序列图。

通胀率: 本文根据各期月刊《中国统计》和《中国统计月报》中公布的消费者价格指数的月度同比数据来计算季度通胀率,即首先通过三项移动平均先求出季度同比 CPI 数据,然后计算季度通胀率  $\pi_t = (\text{季度 CPI} - 1) \times 100\%$ 。图 1(b) 是季度通胀率  $\pi_t$  的时间序列图。

实际产出缺口: 本文选择国内生产总值(GDP)作为衡量总产出的指标。参照郑挺国和刘金全(2010)的处理方法,本文根据《中国人民银行统计季报》公布的季度现价 GDP 以及不变价的 GDP 同比累计增长率计算出以

2000 年为不变价的 GDP 实际值,通过 Eviews 软件中 Census X12 季节调整方法,得到实际产出  $Y_t$ 。在此基础上,采用 HP(Hodrick-Prescott)滤波方法计算潜在产出  $Y_t^*$ ,进而计算得到产出缺口为  $y_t \equiv 100 \times \log(Y_t/Y_t^*)$ ,表示实际产出关于潜在产出的百分比对数偏离。图 1(c) 给出了实际产出缺口  $y_t$  的时间序列图。

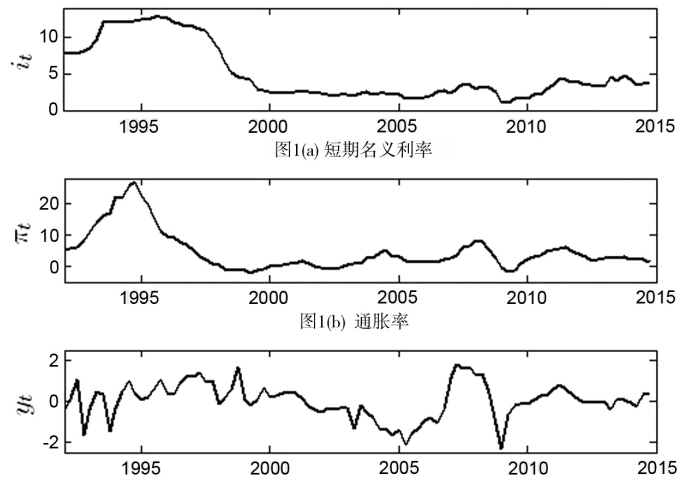


图 1 各指标数据的时间序列图

#### 四、中国货币政策规则的实证结果

泰勒规则中估计的首要任务是确定合适的前瞻期数  $n$  和  $k$ 。为此,本文基于 1992 年 1 季度到 2014 年 4 季度的短期名义利率、通胀率以及实际产出缺口的样本数据,采用不同的前瞻期数  $n = 0, 1, \dots, 4$  和  $k = 0, 1, \dots, 4$  来拟合中国货币政策规则。由于模型中解释变量  $\pi_{t+n}$  和  $y_{t+k}$  存在内生性,因此本文选取短期名义利率、通胀率和产出缺口三个变量的一阶至四阶滞后共计 12 个变量作为工具变量  $\tilde{z}_t$  (郑挺国和王霞 2011)。考虑到数据的可得性,本文分别选取通胀率的一阶和二阶滞后作为门限变量  $z_t$ 。为了使得对比更加合理,笔者通过调整样本区间使得不同前瞻期数组合所对应的样本个数保持一致(1993 年 1 季度至 2013 年 4 季度,共计 84 个样本点)并均采用 MCMC 方法对其进行估计。

为了选择最优的前瞻期数  $n$  和  $k$ ,本文计算了具有时变阈值的门限泰勒规则模型在不同前瞻期数  $n$  和  $k$  组合下的 Deviance Information Criterion(DIC; Spiegelhalter et al., 2002) 数值。由于模型的似然函数不存在显性解析表达式,因此本文采用粒子滤波算法(Liu & Chen, 1998; Doucet & Johansen, 2011) 对其进行了测算,其中粒子总数为 10000。

表 1 报告了具有时变阈值的门限泰勒规则模型在不同前瞻期数  $n$  和  $k$  组合下的 DIC 数值。结果显示,在时变阈值情形下,当  $n = 4, k = 0, z_t = \pi_{t-2}$  时, DIC 数值最小。本文进一步对比了在相同设定下,线性泰勒规则模型和具有常数阈值的门限泰勒规则模型的 DIC 数值分别是 112.0004 和 102.8031,结果显示考虑阈值时变性的门限泰勒规则模型在三类模型中表现最优。

表 1 具有时变阈值的门限泰勒规则模型在不同前瞻期数  $n$  和  $k$  组合下的 DIC 数值

DIC	$z_t = \pi_{t-1}$					$z_t = \pi_{t-2}$				
	$k = 0$	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$	$k = 0$	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$
$n = 0$	116.6048	116.2013	119.9556	114.5153	108.8573	110.6335	109.4281	114.1331	116.0479	114.9662
$n = 1$	113.9980	114.8578	119.6873	113.1982	111.3452	113.5663	111.3183	117.1978	114.6659	113.2556

续表

DIC	$z_t = \pi_{t-1}$					$z_t = \pi_{t-2}$				
	$k=0$	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=0$	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$
$n=2$	113.9450	116.5806	110.0752	116.1063	114.4835	113.1647	114.9363	112.2162	116.1335	112.2216
$n=3$	112.6330	105.9539	109.6731	115.5372	114.2432	108.5834	108.8074	112.9793	114.3112	112.7433
$n=4$	108.8360	109.7015	114.5714	114.3139	113.7036	101.3640	108.9557	110.9417	113.1890	111.2896

注:  $n$  表示通胀率预期值的前瞻期数,  $k$  表示产出缺口预期值的前瞻期数。样本区间为 1993 年 1 季度至 2013 年 4 季度, 共计 84 个样本点。表格中的粗体数字表示在时变阈值情形下, DIC 数值最小的组合。在 MCMC 抽样方法中, 未知参数的先验分布被设定为:  $b_1, b_2 \sim N(0, I_6)$ ,  $\tilde{\sigma}_1^2, \tilde{\sigma}_2^2 \sim Inverse\ Gamma(1, 1)$ ,  $\mu \sim N(0, 1)$ ,  $\varphi \sim Beta(10, 1)$ ,  $\sigma_u^2 \sim Inverse\ Gamma(1, 1)$ ,  $\delta \sim N(0, 25I_{24})$ ,  $\sum_{v_i} \sim Inverse\ Wishart(150I_2, \beta)$  其中,  $I_n$  表示  $n$  维单位矩阵。马尔科夫链的总长度是 30000, 其中燃烧期的长度是 10000。

根据表 1 的模型选择结果, 本文分别估计了  $n=4, k=0, z_t = \pi_{t-2}$  时的线性泰勒规则模型、具有常数和时变阈值的门限泰勒规则模型, 结果如表 2 和表 3 所示。从利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数估计结果来看, 具有常数和时变阈值的门限泰勒规则模型均表明货币当局对通胀缺口和产出缺口具有非对称政策反应机制, 即当通胀率低于阈值时, 利率对通胀缺口和产出缺口的反应相对较弱(“惰性”区制), 而当通胀率高于阈值时, 利率对通胀缺口和产出缺口的反应相对较强(“活性”区制), 这一特征是线性泰勒规则模型所无法刻画的。这意味着当通胀率过高时, 货币当局的通胀预期随之提高, 因此可能采取更加积极的货币政策。从利率平滑系数的估计结果来看, 三类模型中利率平滑系数的后验均值均显著大于 0 且数值较大, 说明中国货币政策行为存在很强的利率平滑特征。特别地, 在常数和时变阈值情形下, 高通胀状态下利率平滑系数的估计值均小于低通胀状态下的对应值, 而高通胀状态下利率冲击的方差则均大于低通胀状态下的对应值, 表明利率平滑性越大, 利率冲击方差越小; 而利率平滑性越小, 利率冲击方差越大(郑挺国和刘金全, 2010)。

表 2 线性泰勒规则模型的贝叶斯估计结果

变量	均值	标准差	置信区间(95%)	后验机率 $r_0(\theta_i) (r_1(\theta_i))$
$\alpha$	0.9251	0.1830	(0.6043, 1.2672)	Inf (0.3853)
$\beta$	2.9509	1.0241	(1.0520, 5.0153)	218.7802
$\rho$	0.9055	0.0206	(0.8647, 0.9452)	Inf
$\sigma^2$	0.3224	0.1036	(0.1824, 0.5251)	-

注: 通胀率的前瞻期数  $n=4$ , 产出缺口的前瞻期数  $k=0$ 。样本区间为 1993 年 1 季度至 2013 年 4 季度, 共计 84 个样本点。

通过对比常数和时变阈值情形下利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数估计结果, 本文可以进一步发现, 在常数阈值情形下, 不论通胀率高低, 利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数均显著为正; 而在时变阈值情形下, 当通胀率低于阈值时, 利率对通胀缺口的反应系数却不显著。此外, 当通胀率高于阈值时, 在常数阈值情形下, 利率对通胀缺口的反应系数估计值显著大于 1, 说明中央银行在高通胀状态下会提高实际利率, 从而起到抑制通胀、稳定经济的效果; 而在时变阈值情形下, 反应系数通胀缺口反应系数与 1 没有显著差异, 表明利率对通胀缺口变化反应可能不足。中央银行在高通胀状态下对利率的这种调节行为可能产生通胀的自我实现破灭, 无法起到稳定经济的作用, 是一种不稳定的货币政策规则。这一结论与谢平和罗雄(2002)、卞志村(2006)、刘金全和张小宇(2012)以及卞志村和孟士清(2014)等一致。

表 3

门限泰勒规则模型的贝叶斯估计结果

变量	具有常数阈值的门限泰勒规则模型				具有时变阈值的门限泰勒规则模型			
	均值	标准差	置信区间 (95%)	后验机率 $r_0(\theta_i) (r_1(\theta_i))$	均值	标准差	置信区间 (95%)	后验机率 $r_0(\theta_i) (r_1(\theta_i))$
$\alpha_1$	0.1947	0.0072	(0.1843, 0.1980)	Inf (0)	0.1008	0.0933	(-0.0418, 0.3463)	14.4083 (0)
$\beta_1$	1.6223	0.0313	(1.5807, 1.6349)	Inf	0.9944	0.3055	(0.3555, 1.6095)	138.8601
$\rho_1$	0.9481	0.0358	(0.8772, 1.0183)	Inf	0.9146	0.0358	(0.8438, 0.9849)	Inf
$\sigma_1^2$	0.3997	0.1868	(0.1583, 0.7530)	-	0.2726	0.1751	(0.0854, 0.5857)	-
$\alpha_2$	1.9448	0.097	(1.7840, 2.0028)	Inf (Inf)	1.0305	0.1927	(0.7429, 1.5522)	Inf (1.2195)
$\beta_2$	6.6112	0.2387	(6.2234, 6.7531)	Inf	4.0886	1.1988	(1.9834, 6.5206)	9999.0000
$\rho_2$	0.7959	0.0429	(0.7115, 0.8801)	Inf	0.7733	0.0563	(0.6539, 0.8725)	Inf
$\sigma_2^2$	0.4206	0.2241	(0.1463, 0.8580)	-	0.4254	0.1800	(0.1808, 0.7686)	-
$\gamma$	4.9748	0.115	(4.7794, 5.1656)	Inf				
$\sigma_u^2$					0.8649	0.6182	(0.1359, 2.0831)	-
$\varphi$					0.9158	0.1213	(0.6689, 1.0000)	3999.0000
$\mu$					0.9085	1.0940	(-1.2105, 2.9843)	3.7259

注: 通胀率的前瞻期数  $n = 4$ , 产出缺口的前瞻期数  $k = 0$ , 门限变量  $z_t = \pi_{t-2}$ 。样本区间为 1993 年 1 季度至 2013 年 4 季度, 共计 84 个样本点。在常数阈值情形下, 本文采用 Caner & Hansen (2004) 提出的方法对模型进行估计, 并得到常数阈值的两阶段最小二乘 (Two Stage Least Square, TSLS) 估计值为 5.07。

为了更加直观地反映出阈值序列的时变特征, 图 2 给出了阈值估计值及其 95% 置信区间, 其中黑色虚线和实线分别表示常数和时变阈值情形下的阈值估计值, 灰色实线表示时变阈值估计值的 95% 置信区间。从图 2 中可以看出, 在 1993 年至 1996 年期间, 时变阈值估计值一直处于低位平稳变动状态, 而这一时期正好对应中国历时三年多的通向“软着陆”的宏观调控, 及时调整了国民经济运行中出现的偏差, 货币当局在货币政策的实施中一直遵循着“适度从紧”的原则, 既有效地抑制了通货膨胀, 又保持了经济的较快增长, 避免了经济的大起大落。而从 1997 年中下旬爆发亚洲金融危机之后, 时变阈值估计值开始呈现出明显的上升势头, 直到 2005 年尤其是 2008 年美国次贷危机出现后, 又开始逐渐回落至低位。结果表明, 在经济发展的不同阶段, 由于宏观经济形势以及货币当局外部约束的变化, 货币当局在制定货币政策时所参考的阈值并不是固定的常数, 而是一种随时间缓慢演变的时变序列。一些重大国际或者国内经济事件如亚洲金融危机、美国次贷危机等事件发生的时间点, 往往对应阈值序列的拐点, 说明货币当局会根据经济形势的变化改变对通胀率的预期值, 进而调整货币政策操作行为, 实现稳定经济的目标。

为了进一步刻画和反映中国货币政策的动态区制变化过程, 图 3 给出了在常数和时变阈值情形下中国货币政策处于区制 2 中的概率估计值。特别地, 在时变阈值情形下, 货币政策处于区制 2 中的概率估计值可以是介于 0 和 1 之间的任意值。如果区制 2 中的概率估计值大于 0.5, 那么货币政策处于区制 2; 反之, 货币政策处于区制 1。图中阴影部分表示时变阈值情形下中国货币政策处于区制 2 的区间。从图中可以观察到, 在时变阈值情形下, 中国货币政策处于区制 2 的区间包括 1993 年 1 季度至 1997 年 4 季度、2008 年 1 季度至 2009 年 1 季度、2010 年 4 季度至 2012 年 4 季度和 2013 年 2 季度至 2013 年 4 季度, 其他时期则处于区制 1。相比之下, 在常数阈值情形下, 1997 年 4 季度、2010 年 4 季度至 2011 年 3 季度、2012 年 2 季度至 2012 年 4 季度以及 2013 年 2 季度至 2013 年 4 季度等区间则被划分在了区制 1。通过对比常数和时变阈值情形下的区制分类, 本文可以发现, 是否考虑阈值的时变性会对中国货币政策的区制判断产生显著的影响, 说明在采用门限泰勒规则模型考察中国货币政策规则时, 阈值的时变性是不容忽视的。



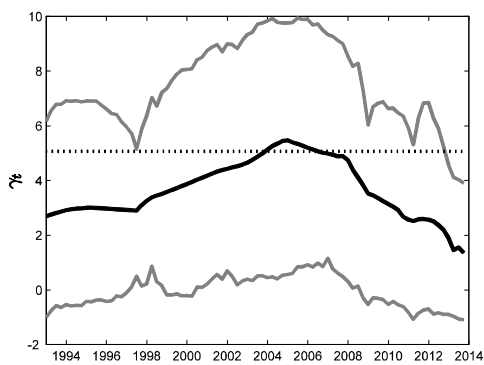


图2 阈值估计值及其95%置信区间

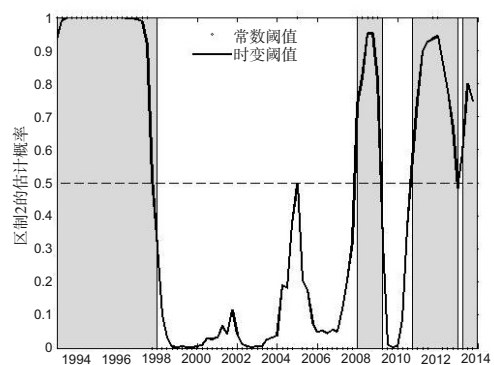


图3 中国货币政策规则中区制2的估计概率

图4和图5分别给出了利率水平和利率变化与政策区制之间的对比图。从图中可以发现,在中国货币政策处于区制2的区间中,中国利率的调整行为都比较频繁,而且调整幅度都比较大。例如,1993年开始,中国经济进入高速增长阶段,如投资规模扩张、金融持续混乱等,由此导致了很高的通货膨胀。为了抑制价格的快速上涨,中央银行于1993年5月和7月连续两次调高利率予以应对。1993年之后,为了逐步实施稳健的货币政策,中央银行通过连续三次降息不断刺激国内需求,同时有效抵御了1997年东南亚金融危机对中国经济金融环境的不利影响。2008年美国次贷危机的全面爆发引起了世界性金融经济危机,对中国经济造成了一定程度的影响。为了应对金融危机,中央银行在2008年短短一年的时间内就连续4次下调了存款基准利率,通过增加流通中的货币来实现刺激投资与消费的目的,进而减少了中国经济在金融危机中所受的损失。然而,这种相对积极的货币政策客观上为通胀的上行提供了催化剂,加上海外大宗商品价格上涨,从而导致了持续两年的通货膨胀。为了遏制通胀上涨,中央银行在2010年底至2011年7月连续五次以0.25%的幅度上调存款基准利率。在2012年6月份之后,中央银行又开始以相同幅度下调存款基准利率。从2010年底至今,中央银行的货币政策行为都非常积极主动,为保障经济在维持目标通胀率水平条件下持续稳定地增长起了至关重要的作用。不过,需要指出的是,中央银行处于区制2的区间跨度相对较长,这主要是由于中国不稳定的货币政策规则导致利率对通胀缺口反应不足,促成了中央银行在短时期内无法起到稳定经济的局面。

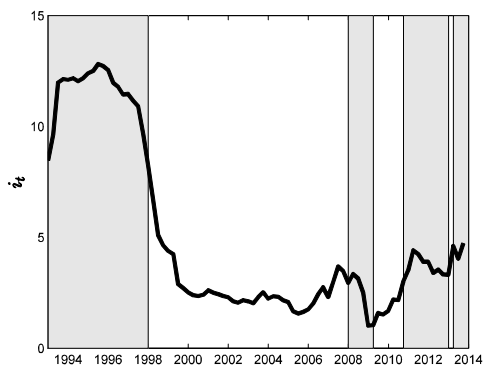


图4 利率水平与政策区制

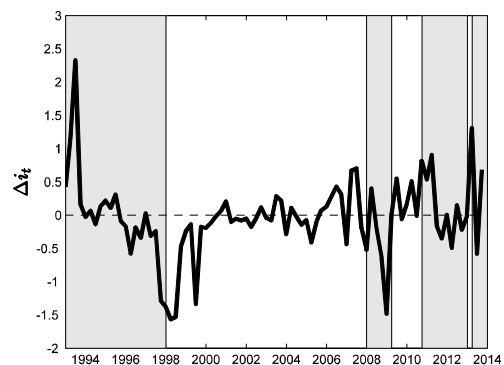


图5 利率变化与政策区制

## 五、结论与启示

本文构建了具有时变阈值的门限泰勒规则模型,提出了相应的贝叶斯估计方法,并以该模型为基础对1992-2014年间中国货币政策规则中的时变门限效应进行了实证研究。研究结论表明,具有时

变阈值的门限泰勒规则模型能够更加真实地反映中国货币政策的内在调整机制,其不仅能够很好地捕捉货币政策规则中阈值的时变性,而且有效解决了常数阈值情形下阈值估计值与时间区间相关的问题。通过与具有常数阈值的门限泰勒规则模型的估计结果相比,本文发现,引入时变阈值揭示了中国货币政策规则的三大显著特征:第一,非对称性,即高通胀时期利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数均大于低通胀时期;第二,不稳定性,即不论通胀率高低,利率对通胀缺口的反应系数均非显著大于1;第三,时变性,即在经济发展的不同阶段,货币当局在制定货币政策时所参考的阈值具有显著的时变特征。

本文虽然通过采用具有时变阈值的门限泰勒规则模型很好地捕捉到了中国货币政策规则的非对称性、不稳定性以及阈值的时变性,但是依然存在一些不足之处。例如,本文假定门限模型中只有外生的单一门限变量。事实上,在经济系统中,失业率、货币增长率等宏观经济变量都可能对货币当局制定货币政策的偏好产生交互影响并存在内生性问题。此外,本文假定阈值序列服从一阶自回归过程,但是在实际分析中,阈值序列可能遵循更加复杂的变化过程。因此,如何在具有时变阈值的门限泰勒规则模型中考虑门限变量的内生性、多个门限变量以及更合理地设定阈值序列所服从的过程将是笔者未来的研究方向。

#### 参考文献:

- [1] Benati L. and P. Surico, 2009, "VAR Analysis and the Great Moderation," *American Economic Review*, 99(4): 1636-1652.
- [2] Boivin J., 2006, "Has U.S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-time Data," *Journal of Money, Credit and Banking*, 38: 1149-1179.
- [3] Boivin J. and M. Giannoni, 2006, "Has Monetary Policy Become More Effective?" *Review of Economics and Statistics*, 88: 445-462.
- [4] Bunzel H. and W. Enders, 2010, "The Taylor Rule and "Opportunistic" Monetary Policy," *Journal of Money Credit and Banking*, 42(5): 931-949.
- [5] Caner M. and B. Hansen, 2004, "Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model," *Econometric Theory*, 20: 813-843.
- [6] Casella G. and E. I. George, 1992, "Explaining the Gibbs Sampler," *The American Statistician*, 46: 167-174.
- [7] Chen R., R. J. Guo, and M. Lin, 2010, "Self-selectivity in Firm's Decision to Withdraw IPO: Bayesian Inference for Hazard Models of Bankruptcy with Feedback," *Journal of the American Statistical Association*, 492: 1297-1309.
- [8] Clarida R., J. Gali, and M. Gertler, 1998, "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence," *European Economic Review*, 42(6): 1033-1068.
- [9] Clarida R., J. Gali, and M. Gertler, 1999, "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, 37(4): 1661-1707.
- [10] Clarida R., J. Gali, and M. Gertler, 2000, "Monetary Policy Rule and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, 115(1): 147-180.
- [11] Cogley T. and T. Sargent, 2005, "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post War U.S.," *Review of Economic Dynamics*, 8: 262-302.
- [12] Doucet A. and A. M. Johansen, 2011, "A Tutorial on Particle Filtering and Smoothing: Fifteen Years Later," in: D. Dan Crisan, B. Rozovskii (Eds.), *The Oxford Handbook of Nonlinear Filtering*, Oxford University Press.
- [13] Dueker M., M. Owyang, and M. Sola, 2010, "A Time-varying Threshold Star Model of Unemployment and the Natural Rate," *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Working Paper.
- [14] Dueker M., Z. Psaradakis, and M. Sola, et al., 2013, "State-dependent Threshold Smooth Transition Autoregressive Models," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(6): 835-854.
- [15] Hansen B., 2000, "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, 68: 575-603.
- [16] Hastings W. K., 1970, "Monte Carlo Sampling Methods Using Markov Chains and Their Applications," *Biometrika*, 57(1): 97-109.
- [17] Kim C. J., 2004, "Markov-switching Models with Endogenous Explanatory Variables," *Journal of Econometrics*, 122: 127-136.
- [18] Kim C. J., 2006, "Time-varying Parameter Models with Endogenous Regressors," *Economics Letters*, 91: 21-26.
- [19] Kim C. and C. Nelson, 2006, "Estimation of a Forward-looking Monetary Policy Rule: A Time-varying Parameter Model Using Ex-post data," *Journal of Monetary Economics*, 53: 1949-1966.

- [20] Liu J. S. and R. Chen ,1998, "Sequential Monte Carlo Methods for Dynamic Systems ," *Journal of the American Statistical Association* , 93: 1032-1044.
- [21] Lubik T. and F. Schorfheide ,2004, "Testing for indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy ," *American Economic Review* , 94( 1) : 190-217.
- [22] Nelson E. and K. Nikolov ,2003, "UK Inflation in the 1970s and 1980s: The Role of Output Gap Mismeasurement ," *Journal of Economics and Business* , 55( 4) , 353-370.
- [23] Spiegelhalter D., N. Best , and B. Carlin , et al., 2002, "Bayesian Measures of Model Complexity and Fit ," *Journal of the Royal Statistical Society* , B64: 583-639.
- [24] Taylor J. B., 1993, "Discretion Versus Policy Rules in Practice ," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* , 39: 195-214.
- [25] Taylor J. B., 1999, "The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank ," *Journal of Monetary Economics* , 43( 3) , 655-679.
- [26] Taylor J. B., 2001, "The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules ," *American Economic Review* , 91( 2) : 263-267.
- [27] Taylor M. P. and A. Davradalos , 2006, "Interest Rate Setting and Inflation Targeting: Evidence of a nonlinear Taylor Rule for the United Kingdom ," *Studies in Nonlinear Dynamic & Econometrics* , 10( 4) : 1-18.
- [28] Zheng T., X. Wang , and H. Guo , 2012, "Estimating Forward-looking Rules for China's Monetary Policy: A Regime-switching perspective ," *China Economic Review* , 23: 47-59.
- [29] 卞志村和孟士清 2014, "基于马尔科夫转换模型泰勒规则的实证研究" ,《南京财经大学学报》第 5 期 第 21-36 页。
- [30] 卞志村 2006, "泰勒规则的实证问题及在中国的检验" ,《金融研究》第 8 期 第 56-69 页。
- [31] 陈创练 郑挺国和姚树洁 2016, "时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究" ,《经济研究》第 8 期 第 43-56 页。
- [32] 刘金全和张小宇 2012, "时变参数 '泰勒规则' 在中国货币政策操作中的实证研究" ,《管理世界》第 7 期 第 20-28 页。
- [33] 陆军和钟丹 2003, "泰勒规则在中国的协整检验" ,《经济研究》第 8 期 第 76-93 页。
- [34] 王建国 2006, "泰勒规则与中国货币政策反应函数的实证研究" ,《数量经济技术经济研究》第 1 期 第 43-49 页。
- [35] 谢平和罗雄 2002, "泰勒规则及其在中国货币政策中的检验" ,《经济研究》第 3 期 第 3-12 页。
- [36] 张屹山和张代强 2007, "前瞻性货币政策反应函数在中国货币政策中的检验" ,《经济研究》第 3 期 第 20-32 页。
- [37] 赵进文和高辉 2004, "中国利率市场化主导下稳健货币政策规则的构建及应用" ,《经济学季刊》第 S1 期 第 41-64 页。
- [38] 郑挺国和刘金全 2010, "区制转移形式的 '泰勒规则' 及其在中国货币政策中的应用" ,《经济研究》第 3 期 第 40-52 页。
- [39] 郑挺国和王霞 2011, "泰勒规则的实时分析及其在中国货币政策中的适用性" ,《金融研究》第 8 期 第 31-46 页。

## Study on the Time-Varying Threshold Effect in China's Monetary Policy Rules

ZHU Yanli<sup>1,2</sup> , WANG Xia<sup>3</sup>

1. Business School , Institute of Industrial Economics , Hohai University , Nanjing , Jiangsu 211100 , China

2. Fujian Provincial Key Laboratory of Statistics , Xiamen University , Xiamen , Fujian 361005 , China

3. Lingnan ( University) College , Sun Yat-Sen University , Guangzhou , Guangdong 510275 , China

**Abstract:** This paper proposes a new type of threshold Taylor rule model with time-varying threshold values , which is applied to examine the time-varying threshold effect in China's monetary policy rules from 1992 to 2014. The result shows that the introduction of time-varying thresholds reveals three properties of China's monetary policy rules. First , China's monetary policy rules are asymmetry , i.e., the responses of the interest rate to inflation gap and output gap in high-inflation periods are both greater than those in low-inflation periods; Second , China's monetary policy rules are unstable , i.e., the response of the interest rate to inflation gap is not significantly greater than 1 regardless of the level of inflation; Third , China's monetary policy rules are time-varying , i.e., at different stages of economic development , the reference points of monetary authorities in the formulation of monetary policy have significant time-varying properties.

**Key Words:** Taylor rule; time-varying threshold effect; Bayesian approaches

(责任编辑: 王艺明) [校对: 张相伟]