

区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用^{*}

郑挺国 刘金全

内容提要: 传统“泰勒规则”的线性设定具有一定的局限性, 由于宏观经济背景和政策作用时间不同, 货币政策规则可能是一种非线性系统。本文将“泰勒规则”扩展为一种具有时变通胀目标的区制转移“泰勒规则”模型, 并运用该模型对中国 1992—2009 年的货币政策反应方式进行实证研究。结果表明, 我国货币政策规则具有明显的区制转移特征, 不同区制反映了利率对通胀和实际产出的不同政策反应关系; 在区制 2, 政策规则表现为一个稳定的“泰勒规则”, 利率调整的方向与通胀和实际产出变动方向基本一致; 而在区制 1, 利率对通货膨胀缺口和实际产出缺口不敏感, 是一种不稳定的结构; 结合我国货币政策操作的特点, 可以将我国货币政策规则划分为“惰性”和“活性”两个区域。

关键词: 泰勒规则 区制转移 货币政策 利率 产出缺口

一、引言

利率、通货膨胀(简称通胀)和实际产出历来都是一国政府和中央银行制定宏观经济政策考察的重要经济指标, 而它们之间的内在联系也是经济学界普遍关注的热点问题。人们普遍认为, 一项利好、稳健的货币政策应该是利率调整能够及时地反映通胀和实际产出的变化, 能够有效地抑制价格过度上涨或下降, 并能有利于促进宏观经济的健康稳定增长。Taylor (1993) 提出的“泰勒规则”正是围绕利率对通胀和实际产出反应关系提出的一种重要货币政策规则, 是各国中央银行制定货币政策时的重要参考依据。“泰勒规则”假定, 货币当局运用货币政策工具主要围绕两大关键目标函数, 即通胀缺口(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)。在“泰勒规则”的指导下, 中央银行制定政策时应将利率水平保持中性, 以形成一个稳定的利率环境, 避免过度的利率波动与经济走势偏离和扰乱经济运行, 从而保障经济在维持目标通胀率水平条件下持续稳定地增长。

然而, 许多经济学家对“泰勒规则”中关于参数和通胀目标的简单设定提出了两点质疑。第一, 利率对通胀和实际产出的线性稳定反应关系可能是误设的。Clarida et al. (2000), Cogley & Sargent (2005), Kim & Nelson (2006) 及 Boivin (2006) 等通过美国最近 50 年数据的研究发现联邦基金利率对通胀的反应具有显著的不稳定性, 所获证据显示美国货币政策行为从上个世纪 80 年代开始步入了一个更为积极的状态。Lubik & Schorfheide (2004), Boivin & Giannoni (2006) 及 Benati & Surico (2008) 表明与新凯恩斯结构相联系的政策转移可以表述出美国的“大稳健”(the Great Moderation) 趋势。而且在理论上, Davig & Leeper (2007) 和 Farmer et al. (2009) 等研究扩展了具有区制转移 (regime-switching) 的前瞻性 (forward looking) “泰勒规则”。第二, 通胀目标在短期上不应为一恒定值, 而应随

^{*} 郑挺国, 厦门大学王亚南经济研究院, 吉林大学数量经济研究中心, 邮政编码: 361005, 电子信箱: zhengt@ gmail. com; 刘金全, 吉林大学数量经济研究中心, 邮政编码: 130012, 电子信箱: jqliu1964@ yahoo. com. cn。本研究得到国家自然科学基金项目 (70971055)、教育部人文社会科学重点研究基地重大课题 (2007JJD790125)、教育部“国际金融危机应对研究”应急课题 (2009JYJR014)、厦门大学引进人才科研启动基金项目资助。作者衷心感谢匿名审稿人的有益评论和宝贵建议, 当然文责自负。

时间变化。Ireland (2007), Cogley & Sbordone (2005), Stock & Watson (2007), Leigh (2008), Cogley et al. (2010) 和 Castelnovo et al. (2008) 等研究提供的证据表明通胀目标应是一种缓慢演变的潜在货币政策目标,也即为时变通胀目标^①,它可描述为一种随机的自回归过程。而在新凯恩斯菲利普斯曲线的研究中,时变通胀目标对于模拟通胀率和通胀缺口也有着十分重要的地位,如 Cogley & Sbordone (2005), Cogley & Sbordone (2008) 及 Bjornland et al. (2007)。可见,如何顾及“泰勒规则”中可能存在的结构性变化(或非线性特征)以及通胀目标的时变性,是当前以及将来货币政策研究的一个重要挑战。

近年来,国内学者运用“泰勒规则”对我国利率、通胀和实际产出问题进行了大量的实证研究。例如谢平、罗雄(2002)运用历史分析法和反应函数法首次将中国货币政策运用于检验“泰勒规则”;赵进文、高辉(2004)构建了符合中国国情的、利率市场化主导下的稳健货币政策利率规则,考虑了汇率对长期目标通胀率影响,并构造了中国1993—2002年间的动态季度目标通胀率;陆军、钟丹(2003)运用协整分析方法估计了我国“泰勒规则”的具体形式;卞志村(2006)分别运用广义矩方法及协整检验方法对“泰勒规则”在中国的适用性进行了实证检验。这些研究在一定程度上推动并丰富了对我国货币政策规则的认识和思考,然而大多数研究认为“泰勒规则”虽然可以描述我国利率的走势,但这一规则是不稳定的,如谢平、罗雄(2002)、卞志村(2006)和李琼、王志伟(2009)。^②受此启发,我们认为我国利率对通胀和实际产出的货币政策反应不应只局限在传统“泰勒规则”上,而应尝试采用一些非线性的方法进行估计和检验,如王建国(2006)尝试采用简单的分阶段估计和 Chow 检验。^③

基于以上考虑,本文将从传统“泰勒规则”线性反应式出发,将其扩展为一种具有时变通胀目标的区制转移“泰勒规则”模型,并运用此非线性模型对中国1992年至2009年间利率对通胀和实际产出的货币政策反应关系进行实证研究。在“泰勒规则”中考虑区制转移,可以描述利率对通胀和实际产出反应的结构性变化和非线性特征,而引入时变通胀目标则可以捕捉围绕长期目标通胀率均值回复的时变短期通胀目标过程。为实现模型的参数估计和状态估计,我们将采用基于 Gibbs 抽样的马尔科夫链蒙特卡洛(Markov Chain Monte Carlo, 简称MCMC)方法。本文的贡献在于:采用了十分灵活的时变参数方法,捕捉了我国货币政策规则中的区制转移特征,发现了规则发生区制与中央银行货币政策行为紧密关联,并以“惰性”区制和“活性”区制对货币政策行为的规则性进行了区分。

本文结构安排如下:第二部分首先简要回顾“泰勒规则”的基本模型,然后引出时变通胀目标设定下的区制转移“泰勒规则”模型,并给出模型的MCMC估计方法。第三部分介绍研究中所使用利率、通胀和实际产出样本数据的选择、处理和描述。第四部分估计我国利率对通胀和实际产出的货币政策反应函数,刻画货币政策规则的区制转移特征。最后部分是本文的结论和启示。

二、区制转移形式“泰勒规则”模型的提出及其计量方法

(一)“泰勒规则”及其货币政策函数

① 文献中有时也将之称为“趋势通胀”或“时变趋势通胀”,如 Ascari (2004)。

② 谢平、罗雄(2002)对中国货币政策的反应函数GMM估计的结果表明利率对通胀率的调整系数小于1,这是一种不稳定的货币政策规则。卞志村(2006)认为泰勒规则虽然可以描述我国银行间同业拆借利率的走势,但这一规则是不稳定的。李琼、王志伟(2009)发现,利率对通货膨胀的调整系数均没有超过1,即货币当局调整利率的幅度要小于通货膨胀变化的幅度,这种估算出来的泰勒规则是一种不稳定的货币政策规则。

③ 王建国(2006)的实证检验发现1997年以前,名义利率缺乏足够弹性,难以形成较为稳定的实际利率,整体经济的波动性较大,而在1997年以后,货币政策灵敏性有所提高,名义利率的弹性显著增强。

“泰勒规则”是常用的简单货币政策规则之一，由 Taylor (1993) 针对美国 1987—1992 年的实际数据提出，它描述了在给定通胀目标和潜在产出水平下短期利率如何针对通胀率和实际产出变化进行调整的准则。

最简单的“泰勒规则”可表述为：

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

其中 i_t 为中央银行用作工具变量或操作目标的短期名义利率； π_t 为通胀率（Taylor 用前四季度的平均通胀率表示）； y_t 为产出缺口，即当前实际 GDP 偏离潜在 GDP 的百分比； \bar{r} 为长期均衡实际利率； π^* 为目标通胀率； α 和 β 为常数^①。“泰勒规则”的政策含义在于，只有当实际利率等于均衡利率，实际产出等于潜在产出时，经济才会处于稳定的持续增长状态。

更为一般的“泰勒规则”形式可以表示为：

$$i_t^* = \bar{r} + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t \quad (2)$$

这里 i_t^* 不是利率的实际值，而是表示“泰勒规则”值或“泰勒规则”所建议的利率值，中央银行如果以“泰勒规则”行事，它也是中央银行的目标利率。

考虑利率平滑性（interest rate smoothing）^②，假设利率的动态变化满足以下关系：

$$i_t = (1 - \rho) i_t^* + \rho i_{t-1} + v \quad (3)$$

其中 $\rho \in [0, 1]$ 为利率平滑参数，它表示货币当局不是完全根据目标利率设定当期的利率水平，而是根据目标利率进行部分调整，即每次调整利率的幅度仅消除前一期利率水平和当期目标利率之间偏差的 $1 - \rho$ ^③。因此，我们也可以将 ρ 作为利率变化平滑程度的一个指标（Clarida et al. 2000）。 v 表示随机扰动项。

于是，将“泰勒规则”（2）式代入到方程式（3）中，可以得到以下的货币政策函数：

$$i_t = (1 - \rho)[\bar{r} + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t] + \rho i_{t-1} + v \quad (4)$$

此式也即为我们在考虑利率平滑性基础上得到的货币政策反应函数。在这个方程中，均衡实际利率 \bar{r} 和目标通胀率 π^* 是过度识别的，因此不能同时估计这两个常数项。为简便起见，这里我们把方程（4）式记为“模型 A”。

利率对通胀和产出变动的反应取决于 α 是否大于 0 以及 β 的符号。一般而言，如果 α 和 β 大于 0，表明通胀和产出的变化会伴随实际利率的顺向变化，从而导致宏观经济趋向于稳定；相反，如果 α 和 β 小于 0，表明通胀和产出的变化会伴随实际利率的逆向变化，从而导致宏观经济更大幅度的波动（王建国，2006）。Benassy（2006）通过一个动态随机一般均衡模型得到最优利率规则，发现利率对通货膨胀的反应弹性与模型中的价格粘性程度、潜在冲击的自相关性以及通货膨胀指标的选取均有关系，而且一般情况下，最优利率规则的存在并不一定要求 $\alpha > 0$ 。

（二）含时变通胀目标的区制转移“泰勒规则”模型

从前面的货币政策函数出发，通过引入时变通胀目标和区制转移过程，我们考虑以下一种扩展模型形式：

$$i_t = (1 - \rho_t)[\bar{r} + \pi_t + \alpha_t(\pi_t - \pi^*) + \beta_t y_t] + \rho_t i_{t-1} + v \quad (5)$$

① 在对美国数据的研究中，Taylor（1993）发现美国实际均衡利率和目标通胀率均为 2%，并且还假定通货膨胀缺口和产出缺口相对于基金利率的权重都等于 0.5，即 $\alpha = \beta = 0.5$ 。

② 在对私人部门行为最优的情况下，利率平滑是最优的（Woodford，1999）。假定中央银行调整利率有平滑行为，对这一行为的解释包括：顾及对资本市场的扰动、政策反复时所导致的信誉损失、需要各方面对政策变化的支持等。李琼、王志伟（2009）也认为引入利率平滑机制的前瞻性泰勒规则要比原始模型中的规则要好，说明中国货币当局调整利率时体现出了利率平滑特征。

③ 根据利率平滑方程式（3），名义利率的变化容易表示为 $\Delta i_t = (1 - \rho)(i_t^* - i_{t-1})$ 。

$$\pi_t = \pi_t^* + z_t \tag{6}$$

$$\pi_t^* = (1 - \rho_\pi) \bar{\pi} + \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^\pi \tag{7}$$

$$z_t = \varphi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z \tag{8}$$

其中 $\bar{\pi}$ 为长期目标通胀率, 与(2) 式中的 π^* 一致。 u_t 是一个零均值的外生利率冲击。 S_t 是一个离散随机变量, 其实现值可解释为经济在 t 时刻所处的状态, 我们假设状态变量 S_t 取值为 1 或 2, ^①且服从一阶马尔科夫链, 其常数转移概率假设为:

$$\Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = p_{11}, \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) = 1 - p_{11} \tag{9}$$

$$\Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 2) = p_{22}, \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) = 1 - p_{22} \tag{10}$$

其中 $p_{ij} = \Pr(S_t = j | S_{t-1} = i)$ 表示从 $t-1$ 时刻状态 i 转移到 t 时刻状态 j 发生的概率。

模型(5) —(10) 式放宽了最初的“泰勒规则”设定。首先, 模型允许政策参数是状态相依的, 也即为参数 α 、 β 和 ρ 随不可观测离散状态变量 S_t 而变化。近年来, 不仅 Clarida et al. (2000)、Cogley and Sargent (2005)、Kim and Nelson (2006) 及 Boivin (2006) 等研究指出美国货币政策存在不稳定性的事实, 而且 Davig and Leeper(2007) 和 Farmer et al. (2009) 等在理论上还扩展了区制转移的前瞻性“泰勒规则”, 并给出了该模型的求解方法。通过政策参数区制转移的设定, 我们可以捕捉货币政策操作中可能存在的结构性变化。除此之外, 为解释货币政策冲击 u 中存在的异方差行为, 这里也允许其方差是状态相依的, 即 $u \sim N(0, \sigma_{u,S_t}^2)$ 。^②

其次, 模型假设目标通胀率可能是随时间变化的。在这里, 通胀率 π 被分解为时变目标通胀率 π_t^* 和通胀缺口 z_t , 目标通胀率 π_t^* 表示为一个均值回复的自回归过程, 其持续性由参数 ρ_π 控制, 而其无条件均值(即长期目标通胀率)为 $\bar{\pi}$, 通胀缺口表示为一个围绕均值为零的自回归过程, 其持续性程度由参数 φ_z 来度量。我们将 π_t^* 解释为中央银行根据经济状况和货币政策传导机制逐期设定的短期通胀目标, 而长期目标通胀率 $\bar{\pi}$ 意味着与可持续增长和就业相协调的长期通胀目标。长期来看, 经济达到充分就业状态, 实际产出等于潜在产出水平, 通胀率水平与目标通胀率持平。这也意味着通胀缺口和产出缺口终止, 模型的随机成分取其无条件均值。因此长期上, 我们可以得到 $\pi = \pi_t^* = \bar{\pi}$, 而且 $i_t = i = \bar{r} + \bar{\pi}$, 这也就得到了著名的费雪方程式(Fisher Equation)。

另外, 我们假设通胀目标冲击 ε_t^π 和通胀缺口冲击 ε_t^z 均为同方差的扰动项, 即 $\varepsilon_t^\pi \sim N(0, \sigma_\pi^2)$, $\varepsilon_t^z \sim N(0, \sigma_z^2)$, 并且这些扰动项与政策冲击项 u 之间假设互不相关的独立分布鞅差(martingale differences)过程。

我们把方程(5) —(10) 式构成的模型记为“模型 D”, 它既考虑了货币政策规则的区制转移性, 也考虑了通胀目标的时变性。如果不考虑政策规则的区制转移性, 即假设只有一个状态, 那么方程(5) —(8) 式构成的模型就是一个具有时变通胀目标的“泰勒规则”反应式, 记为“模型 B”, 此时参数 $\rho_1 = \rho_2$, $\alpha_1 = \alpha_2$, $\beta_1 = \beta_2$ 且 $\sigma_{M1} = \sigma_{M2}$ 。相反如果不考虑通胀目标的时变性, 即假设目标通胀率为常数 $\bar{\pi}$, 那么方程(5)、(9) 和(10) 式构成的模型就是标准的区制转移“泰勒规则”模型, 记为“模型 C”, 此时参数 $\rho_\pi = \sigma_\pi = \varphi_z = \alpha = 0$ 。

(三) 状态空间模型表示及其估计方法

对方程(5) —(10) 式构成的动态系统, 我们可以将它重新表示为一个具有马尔科夫转移的状态空间模型。其观测方程可表示为:

① 本文第四部分中将根据中国实证结果, 把区制 1 和区制 2 分别定义为“惰性”区制和“活性”区制。

② 许多学者已经提供了货币政策冲击异方差的证据, 如 Schorfheide(2005)、Mojon(2007) 及 Cogley et al. (2008) 等。

$$\begin{bmatrix} i_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1 - \rho_{S_t}) \bar{r} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} (\rho_{S_t} - 1) \alpha_{S_t} & 0 \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t^* \\ z_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} (1 - \rho_{S_t})(1 + \alpha_{S_t}) & (1 - \rho_{S_t}) \beta_{S_t} & \rho_{S_t} \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{v} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (11)$$

转移方程可表示为：

$$\begin{bmatrix} \pi_t^* \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1 - \rho_{\pi}) \bar{\pi} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_{\pi} & 0 \\ 0 & \varphi_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^* \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\pi} \\ \tilde{\varepsilon}_t \end{bmatrix} \quad (12)$$

其中离散状态变量 S_t 取值为 1 或 2，并且假设它服从一阶马尔科夫链，其转移概率见(9)和(10)式。在此区制转移状态空间模型设定中，目标通胀率 π_t^* 和通胀缺口 z_t 作为不可观测或待估计的转移变量，名义利率 i_t 和通胀率 π_t 是已观测变量，而通胀率 π_t 、产出缺口和名义利率的一阶滞后 i_{t-1} 则作为系统的外生变量。

关于区制转移状态空间模型的状态估计和参数估计问题，在 Kim & Nelson (1999) 一书中已有详细的介绍。为减少近似极大似然估计方法带来参数估计和状态估计的偏差^①，以及避免该方法可能存在的局部最大化，本文采用基于 Gibbs 抽样的马尔科夫链蒙特卡洛 (MCMC) 方法。

MCMC 方法的目的是估计参数和包含转移区制和时变通胀目标在内的潜在变量，由于区制和通胀目标不可测，它们将在 MCMC 方法中被处理为缺失数据。因此，MCMC 算法的目标分布可概括为 $p(\pi^*, S, \theta | Y)$ ，其中向量 S 代表区制向量， π^* 表示时变通胀目标向量， θ 包括所有待估的参数向量，而 Y 表示可观测变量向量，这里包括名义利率、产出缺口和通货膨胀率。事实上，我们可以将 MCMC 算法进行分块实现：(1) 给定参数向量 θ 和通胀目标向量 π^* 下，从 ARMA 模型中抽取离散区制向量 S ；(2) 给定参数向量 θ 和区制向量 S 下，从线性高斯状态空间模型抽取通胀目标向量 π^* ；(3) 给定区制向量 S 和通胀目标向量 π^* 下，从参数后验分布中抽取参数向量 θ 。所有待估计的量都可通过 Gibbs 抽样算法模拟，并采用一种迭代程序来构造马尔科夫链，在大样本的模拟下，预期能够收敛到目标分布。^②

借助 Gibbs 抽样，我们也可以对模型实现一种有效的估计策略。这里有效性主要指我们可以对区制向量 S 和通胀目标向量 π^* 分别实施多步移动的 Gibbs 抽样方法。对区制转移 ARMA 模型中区制向量 S 的 MCMC 算法，Billio et al. (1999) 进行了详细的介绍。而对线性高斯状态空间模型中通胀目标向量 π^* 的 MCMC 算法，本文采用了 Carter & Kohn (1994) 提出的一种“前向滤波、后向抽样”的多步移动 Gibbs 抽样方法。

三、指标数据的选取

我们将选取“泰勒规则”模型中的三个主要研究变量：利率、通货膨胀率及实际产出缺口，选取季度数据进行建模，样本区间为 1992 年 1 季度至 2009 年 2 季度共 70 个样本点。各指标数据的选择、处理和描述具体如下：

(一) 利率的选择

市场利率是市场资金借贷成本的真实反映，是整个利率体系形成的基础，它可作为中央银行制

① 虽然基于 Kalman 滤波和 Hamilton 滤波的近似滤波算法可以构造出模型的对数似然函数，并借此实现模型参数的极大似然估计，但参数和状态的估计都是非确切的，存在一定的偏差。

② 见 Geweke (1999) 对 Gibbs 抽样收敛条件的详细讨论。

定基准利率的价格信号和参照系数。在发达的市场经济国家,国债利率是金融市场的基础利率,但我国国债市场由于规模较小,尚不能引导市场利率。在我国,能够及时反映短期市场利率的指标有银行间同业拆借利率、国债回购利率等。相对外国而言,银行间同业拆借市场和银行间债券回购市场是中国利率市场化程度最高的市场,两者之间存在双向的格兰杰(Granger)因果关系,对彼此之间的利率变化均比较敏感,而且其交易目的也极其相似(杨绍基,2005)。

由于同业拆借利率较债券回购利率更能体现资金的真实价格,我们选取银行间同业拆借利率作为金融市场的基础利率,并且假定这一利率为中国货币政策的工具变量。这个指标符合市场利率的要求,并能够较为迅速反映货币市场的资金供求状况。Taylor(1993)就曾利用美国联邦基金利率即商业银行隔夜拆借利率作为泰勒规则的货币市场基准利率。谢平、罗雄(2002)等其他大多数国内研究也一般选取银行间同业拆借利率作为市场利率的代理变量。

虽然1993年前后我国金融机构之间拆借行为比较混乱,但上海融资中心同业拆借市场利率仍能反映1996年联网前全国同业拆借市场状况(谢平、罗雄,2002),因此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,数据来自上海融资中心。而1996至2009年选取到期日为7天的同业拆借利率^①,7天期限拆借利率也基本反映了近期市场头寸波动的状况,我们根据《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^②,季度数据结果见图1。

(二) 通货膨胀率

目前,国内对通货膨胀率衡量主要有两种方法,即消费者价格指数(CPI)和商品零售价格指数(RPI),两者最主要的区别是消费者价格指数将服务价格计算在内。由于商品零售价格指数的计算剔除了第三产业的变化,剔除了服务价格的商品零售价格指数不足以反映一般价格水平的变化,而消费者价格指数包含了服务,更能全面反映中国物价变化的程度,反映商品经过流通环节形成的最终价格,而且消费者价格指数与GDP之间关系更为密切(赵进文、高辉,2004)。因此目前,世界上绝大多数国家都采用消费者价格指数来反映通货膨胀率。再则考虑到消费者物价指数和GDP缩减指数的可获得性和可靠性,这里选取消费者价格指数作为衡量通货膨胀率的指标。^③



图1 名义利率

我们通过消费者价格指数的月度同比数据来计算季度通货膨胀率,数据来自于各期月刊《中国统计》和《中国统计月报》。由于这里获取的官方CPI数据是月度数据,我们通过三项移动平均先求出季度CPI数据,然后计算季度通货膨胀率 π_t ,即等于(季度CPI-1)×100%。图2是由CPI指标计算得到的季度通货膨胀率图。

① 由于数据来源的限制,1992—1995年上海融资中心的加权利率为所有期限的利率加权,而1996—2009年选取的是7天的同业拆借利率。虽然利率期限在两个时段上不匹配,但由于上海融资中心的各期限利率差不大,对建模影响较小(谢平、罗雄,2002)。

② 由月度同业拆借利率和拆借交易量数据,我们可将季度加权平均同业拆借利率计算如下:

$$\bar{i} = i_1 \frac{f_1}{\sum f} + i_2 \frac{f_2}{\sum f} + \dots + i_n \frac{f_n}{\sum f} = \frac{\sum i f}{\sum f}$$

其中 i_k 为月度利率, f_k 为当月对应交易量。

③ 在2000年以前,中国官方只公布消费者价格的月度与年度同比数据,月度环比数据不可得。从2000年开始,国家信息中心经济预测部发布《中国数据分析》,开始公布2000年1月以来的消费者价格指数的环比数据。

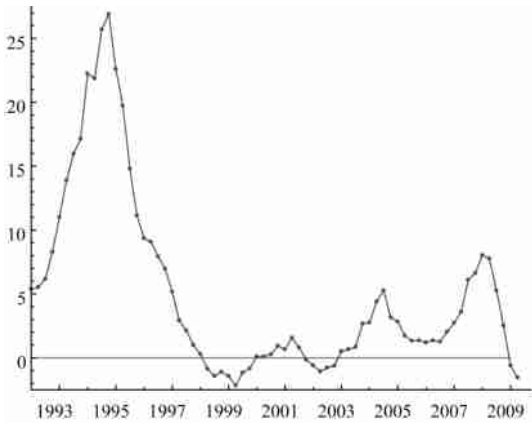


图2 通货膨胀率

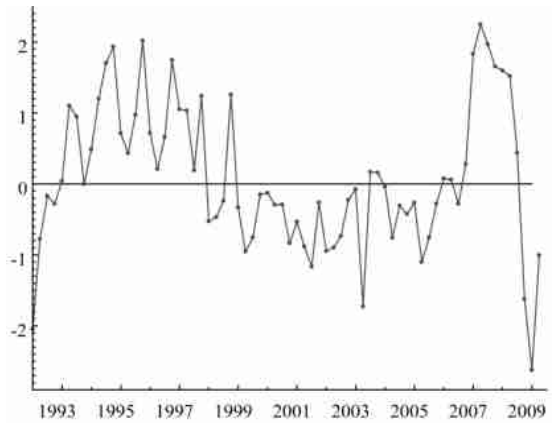


图3 实际产出缺口

(三) 实际产出缺口的测算

为计算实际产出缺口,我们需要先根据实际产出同时测算潜在产出。在目前文献中,估算潜在产出的方法主要有两类:一类是生产函数方法,即用充分就业水平下的资本存量和劳动力来估计潜在产出,如 McCallum & Nelson (1999)、陆军、钟丹 (2003) 等;另一类是对实际产出的时间序列进行分解的方法,即将实际产出分成潜在产出和围绕潜在产出波动的产出缺口两部分,如 Beveridge Nelson 方法、Hodrick-Prescott 滤波方法(简称 HP 滤波)和状态空间—卡尔曼滤波方法(state space Kalman filter)等。^①郭庆旺、贾俊雪 (2004) 比较了多种潜在产出的估算方法,表明基于 HP 滤波的消除趋势法和生产函数法对我国产出缺口的估算比较一致,因此本文选用 HP 滤波方法。

这里选择国内生产总值(GDP)作为衡量总产出指标。官方统计资料给出 1992 年以来的季度现价 GDP 以及不变价的 GDP 同比累计增长率。为了获得实际 GDP 数据,我们利用官方公布的 GDP 累计增长率数据重新计算出以 2000 年为不变价的实际值,^②数据来自于《中国人民银行统计季报》。通过 Eviews 软件中 X-11 季节调整方法,最后我们计算得到实际 GDP 数据,即实际产出 Y_t 指标。

在获得实际 GDP 之后,采用 Hodrick-Prescott 滤波(简称 HP 滤波)方法来估算潜在产出 Y_t^* ,最后计算产出缺口为 $y_t = 100 \times \log(Y_t/Y_t^*)$,表示实际产出关于潜在产出的百分比对数偏离(percentualized log deviation),见 Castelmuno (2007)。图 3 给出了本文估算的实际产出缺口走势。

四、中国货币政策规则的实证结果

根据前面的讨论,“泰勒规则”对我国货币政策不乏指导意义。接下来本文将运用前面给出的区制转移“泰勒规则”模型对我国货币政策反应关系进行估计和分析。

(一) 参数估计结果

为探讨通胀目标是否时变和“泰勒规则”是否区制转移,我们先分析简单“泰勒规则”,即“模型 A”,然后讨论引入时变通胀目标的货币政策规则,即“模型 B”,最后分析区制转移的货币政策规则,即“模型 C”和“模型 D”。

1. 线性模型

^① 然而不同的潜在产出测算方法会导致不同的政策建议。Kozicki (1999) 的分析结果表明,不同的潜在产出测算方法得到的利率建议水平有 0.9 个百分点到 2.4 个百分点的差异。

^② 计算实际 GDP 的另一种方法是通过名义 GDP 数据除以 CPI 指数得到,如见赵进文、高辉 (2004)。

我们先用传统“泰勒规则”来估算我国货币政策反应方程,即估计方程(4),模型参数估计采用MCMC方法。如前所述,线性方程中长期均衡实际利率 r 和长期目标通胀率 π^* 不能同时估计,需要对两者之一进行事前设定。按照谢平、罗雄(2002)参照每年《政府工作报告》和国家发改委主任报告公布的通货膨胀目标,这里设定历年的通胀目标为4%。^①表1中3至5列给出了简单线性“泰勒规则”模型(即模型A)的参数估计结果。利率平滑参数 ρ 的90%后验估计值均大于0.9,说明利率调整机制对前一期利率的相依性很强。政策参数 α 和 β 的后验估计结果不明确,其对应标准差较大,90%区间结果较宽,参数估计结果非常不稳定,这表明政策规则是一种不稳定的“泰勒规则”,传统“泰勒规则”设定不足以解释我国的货币政策机制。另外,该模型估计得到的长期均衡实际利率 \bar{r} 约为2。

表1 线性模型估计结果

参数	先验	模型 A			模型 B		
		均值	标准差	95% 区间	均值	标准差	95% 区间
\bar{r}	$N(3.0, 0.5)$	2.2908	0.7861	(1.0250, 3.6007)	2.0717	0.7016	(0.9584, 3.2504)
ρ	$N(0.8, 1.0)$	0.9636	0.0223	(0.9185, 0.9891)	0.9550	0.0123	(0.9346, 0.9749)
α	$N(1.0, 0.5)$	0.3899	0.6478	(-0.5447, 1.5567)	0.9864	0.7119	(-0.2015, 2.1615)
β	$N(1.0, 1.0)$	1.1220	0.8681	(-0.3009, 2.5487)	1.0756	0.8361	(-0.2604, 2.4862)
σ_w	$IG(2.5, 0.75)$	0.5371	0.0461	(0.4664, 0.6169)	0.5298	0.0458	(0.4600, 0.6108)
$\bar{\pi}$	$N(4.0, 0.5)$				3.9893	0.7050	(2.8343, 5.1571)
ρ_π	$N(0.8, 1.0)$				0.9641	0.0224	(0.9234, 0.9957)
σ_π	$IG(2.5, 0.75)$				1.7072	0.1512	(1.4753, 1.9746)
φ_z	$N(0, 1.0)$				0.0464	0.1717	(-0.2388, 0.3323)
σ_z	$IG(2.5, 0.75)$				0.4583	0.0981	(0.3234, 0.6364)

注:参数结果通过MCMC估计方法得到,基于10000次Gibbs抽样,前2000次抽取作为预烧抽样舍去。

依据前面的分析,这里考虑在“泰勒规则”中引入时变通胀目标,即假设目标通胀率是时变的。表1中第6列至第8列给出了时变通胀目标下线性利率规则模型的参数估计结果。如表1所示,由于参数 ρ_π 后验估计值明显接近于1,所以新引入的时变通胀目标过程是一个高持续性的均值回归过程,其均值回复速度 $(1-\rho_\pi)$ 较慢;而从通胀缺口过程来看,由于参数 φ_z 的后验结果基本接近于零,且估计结果不稳定,所以这是一个接近于白噪声的过程。长期目标通胀率 $\bar{\pi}$ 接近于先验均值4,长期均衡实际利率与传统“泰勒规则”相似,接近于2。

然而,一个很直观的结果就是关于通胀缺口和产出缺口的政策参数(α 和 β)仍然是不稳定的。虽然引入时变目标通胀率可以度量随时间变化的短期通胀目标,并以此描述更符合现实的通胀缺口,但该货币政策规则模型对现实经济的解释似乎并没有得到改善。因此,这促使我们考虑更为一般的模型设定,关注货币政策规则中可能存在的结构性变化。

2. 区制转移模型

为描述经济系统中可能存在的未知结构性变化,本文采用区制转移模型,假设政策参数依赖于马尔科夫状态变量。同上,我们分别讨论固定通胀目标和时变通胀目标下的两种不同情景,即“模

^① 关于目标通货膨胀率的选取也是方法多样,例如陆军、钟丹(2003)、卞志村(2006)采用“潜在物价指数”法来测算目标通货膨胀率,李琼、王志伟(2009)采用政策反应函数来估算。

型 C”和“模型 D”。

表 2 中第 3 列至第 5 列给出了长期目标通胀率为 4 的区制转移“泰勒规则”模型估计结果。由状态转移参数后验结果来看, p_{11} 估计值比较大, 表明第 1 个状态或区制 1 的变化是非常持续的, 而 p_{22} 估计值相对较小但大于 0.8, 区制 2 的变化也有一定的持续性。^① 从参数 ρ 和标准差 σ_M 来看, 两者均具有显著性, 这说明利率平滑机制和外生利率冲击均是参数不稳定的, 它们都依赖于货币政策所处的区制, 而且通过比较可以发现: 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。虽然通过引入区制转移后可以捕捉货币政策中的非线性特征, 但通胀缺口参数 α 和产出缺口参数 β 的结果仍不清晰, 无论是区制 1 还是区制 2 的后验估计结果都不稳定。

表 2 区制转移模型估计结果

参数	先验	模型 C			模型 D		
		均值	标准差	95% 区间	均值	标准差	95% 区间
\bar{r}	$N(3.0, 0.5)$	2.2507	0.6950	(1.1208, 3.4230)	2.1487	0.5761	(1.2187, 3.1077)
ρ_1	$N(0.8, 1.0)$	0.9847	0.0104	(0.9652, 0.9984)	0.9891	0.0063	(0.9778, 0.9985)
ρ_2	$N(0.8, 1.0)$	0.8964	0.0336	(0.8349, 0.9449)	0.8197	0.0286	(0.7727, 0.8658)
α_1	$N(-0.5, 0.5)$	-0.5547	0.3530	(-1.1843, -0.0729)	-0.7869	0.5137	(-1.7429, -0.0813)
α_2	$N(1.0, 0.5)$	0.8968	0.5497	(0.1341, 1.9158)	1.1949	0.6023	(0.1821, 2.1365)
β_1	$N(1.0, 1.0)$	0.9865	0.9250	(-0.4954, 2.5036)	0.8677	0.9750	(-0.7108, 2.4839)
β_2	$N(1.0, 1.0)$	1.2740	0.7706	(0.0002, 2.5211)	1.5213	0.6523	(0.4596, 2.6181)
σ_{M1}	$IG(2.5, 0.75)$	0.2845	0.0320	(0.2355, 0.3404)	0.2921	0.0313	(0.2443, 0.3468)
σ_{M2}	$IG(2.5, 0.75)$	0.5345	0.1052	(0.3856, 0.7230)	0.4954	0.1038	(0.3503, 0.6844)
$\bar{\pi}$	$N(4.0, 0.5)$				3.9971	0.6979	(2.8484, 5.1521)
ρ_π	$N(0.8, 1.0)$				0.9642	0.0223	(0.9235, 0.9951)
σ_π	$IG(2.5, 0.75)$				1.6950	0.1488	(1.4683, 1.9521)
φ_z	$N(0, 1.0)$				0.0510	0.1717	(-0.2373, 0.3330)
σ_z	$IG(2.5, 0.75)$				0.4641	0.0973	(0.3258, 0.6387)
p_{11}	$Beta(10, 1)$	0.9096	0.0442	(0.8260, 0.9690)	0.9111	0.0436	(0.8301, 0.9702)
p_{22}	$Beta(10, 1)$	0.8102	0.0938	(0.6372, 0.9432)	0.8128	0.0929	(0.6405, 0.9433)

注: 参数结果通过 MCMC 估计方法得到, 基于 10000 次 Gibbs 抽样, 前 2000 次抽取作为预烧抽样舍去。

鉴于前面模型可能忽略了短期通胀目标的时变性, 这里进一步估计了具有时变通胀目标的区制转移“泰勒规则”模型, 结果由表 2 第 6 列至第 8 列中给出。如表所示, 该“泰勒规则”模型仍然具有显著的区制转移, 而且转移概率参数 p_{11} 和 p_{22} 、平滑参数 ρ_1 和 ρ_2 , 以及标准差参数 σ_{M1} 和 σ_{M2} 与固定通胀目标的区制转移“泰勒规则”模型结果非常接近。对引入的时变通胀目标和通胀缺口过程, 我们也得到了与线性政策规则相似的结果。

从参数结果来看, 区制 1 的政策规则并非传统意义上的“泰勒规则”, 因为这里政策制定者对经济周期波动的反应系数 $\beta > 0$, 对通胀的反应系数 $\alpha < 0$, 而且区制 1 的通胀缺口系数 α_1 和产出缺口系数 β_1 后验均值都不显著。相反可以看出, 区制 2 的政策规则是一个“泰勒规则”, 其政策参数是

① 我们可以根据 Kim and Nelson (1999) 计算出相同状态的持续时间, 例如区制 1 的持续期为 $dur_1 = 1/(1 - p_{11})$, 区制 2 的持续期为 $dur_2 = 1/(1 - p_{22})$ 。

非常显著的,参数 α 和 β 的后验均值分别约为1.2和1.5,并且其90%区间估计值都大于0。区制2所暗含的经济意义是,通胀率每高出通胀目标一个百分点,真实利率需抬高1.2个百分点,而名义利率需上升2.2个百分点;若通胀率比通胀目标低一个百分点,真实利率下降1.2个百分点,而名义利率需下降2.2个百分点。对于产出缺口来讲也是如此。在通胀率不变的情况下,若实际产出高出潜在产出一个百分点,名义利率(同时真实利率)上升1.5个百分点,若实际产出低于潜在产出一个百分点,名义利率(同时真实利率)下降1.5个百分点。

(二) 货币政策规则的区制转移性

通过区制转移“泰勒规则”模型的MCMC估计,我们也可以获得政策规则所处区制的平滑概率。例如区制2的平滑概率可计算为马尔科夫链实现值的均值,即 $\Pr(S_t = 2 | \phi_T) = G^{-1} \sum_{g=1}^G S_t^{(g)}$,其中 ϕ_T 表示所有可观测信息, $S_t^{(g)}$ 表示第 g 次模拟得到状态的抽样估计值, $g = 1, \dots, G$, G 为Gibbs抽样次数。

图4给出了区制2发生的平滑概率。当概率值 $\Pr(S_t = 2 | \phi_T)$ 越大时,政策规则处于区制2的可能性更大;当概率值 $\Pr(S_t = 2 | \phi_T)$ 越小时,政策规则处于区制1的可能性更大。而且根据平滑概率值是否大于0.5来判断发生区制的原则,我们用图中阴影部分表示发生区制2的区间。从图中可以观察到,我国货币政策在1992年4季度至1993年3季度、1997年4季度至1999年4季度和2008年4季度至2009年2季度三个时间段内明显位于区制2,相反其它时段内处于第1个区制。

图5和图6分别给出了利率水平和利率差分序列与区制发生区间之间的比较。从图中可以看出,区制2发生的时段大多都与我国人民币利率的几次重大调整有关^①,而且其变化幅度尤为明显。例如1993年,我国在经济高速发展的同时出现了很高的通货膨胀,针对这一动向,中央银行1993年5月和7月连续两次调高利率,并且决定从7月开始再次开办保值储蓄业务,以保护广大储户的利益;从1997年至2000年的连续5次降息,一方面实现了稳健货币政策的逐步推进,有助于不断刺激国内消费和积极促进国内需求,另一方面有效抵御了1997年东南亚金融风暴的不利影响;而从2008年下半年开始,美国次贷危机引发了世界性金融经济危机,在一定程度上对我国经济也产生了巨大的冲击,^②在此背景下中国宏观调控政策作出了重大调整,从2008年9月起中央银行连续5次下调人民币利率。

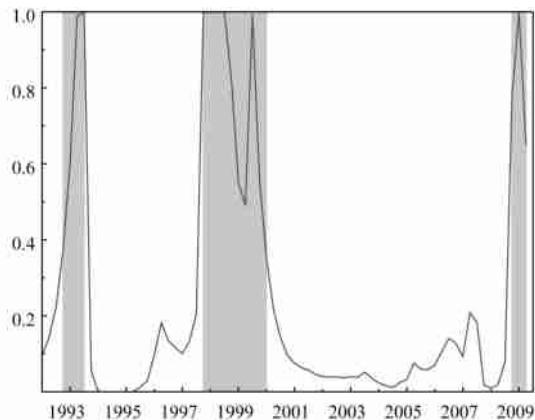


图4 区制2平滑概率估计值

可见,区制2是以利率作为中央银行货币政策中介目标的主要时段,利率工具成为宏观经济调控和促进经济稳定增长的主要方式,而区制1则主要是利率调整的相对平稳期,市场利率变化主要由市场资金的供求关系决定,利率并非货币政策操作的主要手段。^③

结合前面的分析以及我国货币政策的特点,我们可以把区制1和区制2分别定义为货币政策规则的“惰性”区制和“活性”区制。在“惰性”区制中,利率调整的政策规则不是一种稳定的“泰勒规

① 为节省篇幅,不报告1992年以来人民币活期存款、一年期存款利率和一年期贷款利率的变化表。

② 主要是外部需求的急剧收缩,导致经济减速、企业生产经营困难、失业增加,结构性矛盾进一步凸显。

③ 现实中在利率调整的相对平稳期,我国货币市场的几种主要利率(如银行存款利率和贷款利率)基本是固定或变化很小。

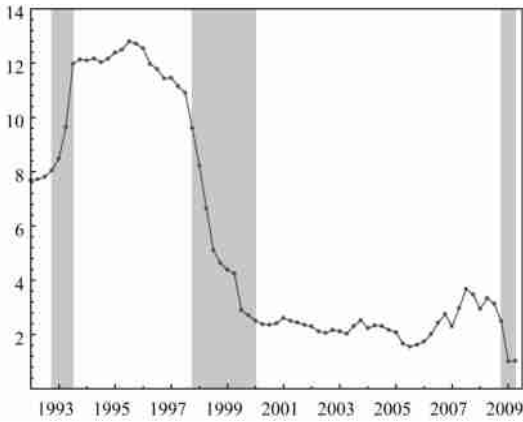


图5 利率水平与政策区制

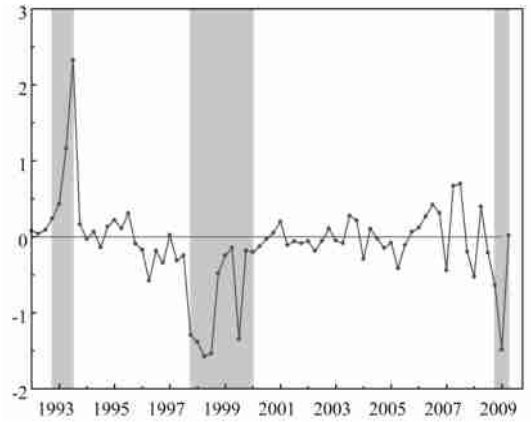


图6 利率变化与政策区制

则”,这种情形下通货膨胀或通货紧缩的产生和发展有着自我实现机制(谢平、罗雄 2002; 杨英杰, 2002), 利率变化主要由货币市场、债券市场以及信贷市场的供求关系决定。而在“活性”区制中, 中央银行主要以利率工具作为货币政策中介目标对宏观经济进行调控, 政策规则明显表现为一种“泰勒规则”, 利率调整的方向与通胀变动(通胀缺口)和实际产出变动(产出缺口)方向基本一致。

五、结论及启示

从“泰勒规则”的提出、运用与发展来看,它在西方一些国家 20 世纪 90 年代以来的运用比较成功,但在中国的运用却存在较大的偏差(谢平、罗雄, 2002; 赵进文、高辉, 2004)。与之不同,本文认为传统“泰勒规则”的线性模型设定存在一定的局限性,由于宏观经济背景和政策作用时间不同,货币政策规则可能呈现依赖于不同状态或区制的非线性系统。因此,本文将传统“泰勒规则”扩展为一种具有时变通胀目标的区制转移“泰勒规则”模型,并运用这种非线性模型对中国 1992 年至 2009 年的货币政策反应关系进行实证研究。

通过对我国季度数据的实证分析,我们可以获得下面一些重要结论:其一,传统“泰勒规则”只能表述利率调整对通胀和实际产出变动的线性反应模式,不适于描述我国货币政策的真实动态变化。从传统泰勒反应式中可以发现,利率对通胀缺口和实际产出缺口的敏感性很差,调整系数估计不稳定。这与其他研究的结果类似,认为我国的货币政策规则不是一种稳定的“泰勒规则”,如谢平、罗雄(2002)。其二,在货币政策规则中考虑区制转移,可以描述利率对通胀和实际产出反应的结构性变化和非线性特征,而引入时变通胀目标则不仅能捕捉围绕长期通胀目标均值回复的时变短期通胀目标过程,而且可以提高利率对通胀和实际产出的反应程度。其三,我国货币政策规则具有明显的区制转移特征,不同区制反映了利率对通胀和实际产出的不同政策反应函数。具有时变通胀目标的区制转移“泰勒规则”模型结果表明,除了利率平滑和利率冲击具有显著的结构变化外,利率对通胀和实际产出的反应关系在区制 2 表现为“泰勒规则”,利率调整的方向与通胀和实际产出方向基本一致,而在区制 1 利率对通货膨胀缺口和实际产出缺口不敏感,是一种不稳定的结构。其四,我们将区制 1 和区制 2 表述为货币政策规则的“惰性”区制和“活性”区制。“活性”区制主要测度了以利率作为中央银行货币政策中介目标的主要阶段,利率工具成为宏观经济调控和促进经济稳定增长的主要方式,而“惰性”区制主要测度了利率调整的相对平稳时期,利率并非货币政策操作的主要手段。对于这个结论,前圣路易斯联储(St. Louis Federal Reserve Bank)主席 William Poole 早在 1970 年就曾在货币政策工具的最优选择问题上有类似的论及,“惰性”区制正是中央银行实施

货币存量政策优于利率政策的主要体现。^①

由于我国货币政策规则存在区制转移行为,利率对通胀和实际产出之间的动态调整机制就变得非常重要。中央银行在实施利率目标的货币政策时,一方面需要考虑通胀缺口和实际产出缺口的幅度和方向,另一方面也要顾及货币政策规则所处的区制,利率在“活性”区制依据泰勒规则进行调整,而在“惰性”区制需要保持利率的稳定性。在世界性经济金融危机对中国经济影响不断深入的严峻形势下,中央银行实行了连续五次下调利率的宽松货币政策,这项举措正是本文“活性”区制的重要体现。但同时需要警惕的是,当前国家高投资和过度宽松的货币政策将可能会在一段时间后引起通胀不断抬高,经济增长速度加快,从而使得通胀缺口和实际产出缺口反而变大,进而引起利率大幅度调整,不利于经济的健康发展。

本文旨在从非线性的视角重新估计和考察中国货币政策的“泰勒规则”,但其内在动态调整机制还需要大量的经济理论模型支持和非线性关系检验。随着我国宏观经济变量数据的丰富和健全,随着制定和操作货币政策的实践进一步深入,我们将对“泰勒规则”问题获得更为全面的认识。

参考文献

- 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。
- 郭庆旺、贾俊雪, 2004:《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》第5期。
- 李琼、王志伟, 2009:《泰勒规则与中国宏观经济波动: 1994—2006的实证检验》,《经济科学》第2期。
- 陆军、钟丹, 2003:《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第8期。
- 王建国, 2006:《泰勒规则与我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。
- 谢平、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。
- 杨绍基, 2005:《我国银行间债券回购利率影响因素的实证研究》,《南方金融》第8期。
- 杨英杰, 2002:《泰勒规则与麦克勒姆规则在中国货币政策中的检验》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 赵进文、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)》(增刊)。
- Ascari, G., 2004, “Staggered and Trend Inflation: Some Nuisances”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 7, 642—667.
- Benati, L. and Suñico, P., 2008, “VAR Analysis and the Great Moderation”, ECB Working Paper, No. 866.
- Benassy, J., 2006, “Interest Rate Rules, Inflation and the Taylor Principle: An Analytical Exploration”, *Economic Theory*, Vol. 27, pp. 143—162.
- Billio, M., Monfort, A. and Robert, C., 1999, “Bayesian Estimation of Switching ARMA Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 93, pp. 229—255.
- Bjornland, H., Leitemo, K. and Mañ, J., 2007, “Estimating the Natural Rates in a Simple New Keynesian Framework”, Mimeo.
- Boivin, J., 2006, “Has U. S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real Time Data”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, pp. 1149—1179.
- Boivin, J. and Giannoni, M., 2006, “Has Monetary Policy Become More Effective?” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, pp. 445—462.
- Castelmovo, E., 2007, “Taylor Rules and Interest Rate Smoothing in the Euro Area”, *Manchester School*, Vol. 75, pp. 1—16.
- Castelmovo, E., Grew, L. and Raggi, D., 2008, “Estimating Regime Switching Taylor Rules with Trend Inflation”, Research Discussion Papers 20/2008, Bank of Finland.
- Carter, C. K. and Kohn, R., 1994, “On Gibbs Sampling for State Space Models”, *Biometrika*, Vol. 81, pp. 541—553.
- Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M., 2000, “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, pp. 147—180.
- Cogley, T., Primiceri, G. E. and Sargent, T., 2010, “Inflation Gap Persistence in the U. S.”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, pp. 43—69.
- Cogley, T. and Sargent, T., 2005, “Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post War U. S.”, *Review of Economic Dynamics*, 8, 262—302.
- Cogley, T. and Sbordone, A. M., 2005, “A Search for a Structural Phillips Curve”, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 203.

① 关于本研究结论与 William Poole (1970) 研究结论的一致性,作者十分感谢审稿专家提供了重要的线索。

- Cogley, T. and Sbordone, A., 2008, “Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve”, *American Economic Review*, Vol. 98, pp. 2101—2126.
- Davig, Y. and Leeper, E., 2007, “Generalizing the Taylor Principle”, *American Economic Review*, Vol. 97, pp. 607—635.
- Farmer, R., Waggoner, D. and Zha, T., 2009, “Generalizing the Taylor Principle: Comment”, *American Economic Review*, forthcoming.
- Geweke, J. F., 1999, “Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development and Communication”, *Econometric Reviews*, Vol. 18, pp. 1—127.
- Ireland, P., 2007, “Changes in Federal Reserve’s Inflation Target: Causes and Consequences”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, pp. 1851—1882.
- Kim, C. J. and Nelson, C. R., 1999, *State Space Models With Regime Switching: Classical and Gibbs Sampling Approaches with Applications*, The MIT Press.
- Kim, C. J. and Nelson, C. R., 2006, “Estimation of a Forward Looking Monetary Policy Rule: A Time Varying Parameter Model Using Ex Post Data”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, pp. 1949—1966.
- Kozicki, S., 1999, “How Useful Are Taylor Rules for Monetary Policy?” *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas*, pp. 5—33.
- Leigh, D., 2008, “Estimating the Federal Reserve’s Implicit Inflation Target: A State Space Approach”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 32, pp. 2013—2030.
- Lubik, T. and Schorfheide, F., 2004, “Testing for Indeterminacy: An Application to U. S. Monetary Policy”, *American Economic Review*, Vol. 94, pp. 190—217.
- McCallum, B. and Nelson, E., 1999, “Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semi Classical Structural Model”, in John B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, pp. 15—45.
- Mojon, B., 2007, “Monetary Policy, Output Composition and the Great Moderation”, Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper, No. 2007—07.
- Poole, W., 1970, “Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, pp. 197—216.
- Schorfheide, F., 2005, “Learning and Monetary Policy Shifts”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 8, pp. 392—419.
- Stock, J. and Watson, M., 2007, “Why Has Inflation Become Harder to Forecast?” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, pp. 3—33.
- Taylor, J., 1993, “Discretion versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, pp. 195—214.
- Woodford, M., 1999, “Optimal Monetary Policy Inertia”, NBER Working Paper No. 7261.

Taylor Rule with Regime Switching and Its Application to China’s Monetary Policy

Zheng Tingguo¹ and Liu Jinquan²

(1. The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University;

2. Quantitative Research Center of Economics, Jilin University)

Abstract: The Taylor rule has some limitations for its linearity setting, so it may be presented as a nonlinear system due to the presence of different macro economic environment and different policy time. This paper developed a regime switching Taylor rule with time varying inflation target, and used it to investigate the monetary policy reaction of China from 1992 to 2009. Empirical results show that the policy rule has significant regime switching features, that is different regimes reflect different policy reactions of interest rate to inflation and real output. In the second regime, the policy rule behaves as a Taylor rule with the stable reaction of the interest rate to inflation and real output, while in the first regime this is not a stable framework because the interest rate is not sensitive to inflation and real output. Combined with the performance and characteristics of China’s monetary policy, the first and second regimes can be denoted as the “passive” and “active” regimes, respectively.

Key Words: Taylor Rule; Regime Switching; Monetary Policy; Inflation Target; Output Gap

JEL Classification: E52, E58

(责任编辑: 成言)(校对: 晓鸥)