

时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究*

刘金全 张小宇

摘要 :本文将传统“泰勒规则”模型扩展为时变参数“泰勒规则”模型,并利用基于贝叶斯技术的Gibbs抽样方法估计该模型。估计结果表明,与传统“泰勒规则”相比,时变参数“泰勒规则”能够更好地识别我国名义利率的调整机制。随着我国资本劳动比率的逐步提高,我国名义均衡利率具有不断下降的趋势。时变参数“泰勒规则”模型成功捕捉到名义利率对实际产出的调整特征。另外,我们还发现利用时变参数“泰勒规则”模型估计的利率平滑参数比传统“泰勒规则”模型估计的参数值要小,并且具有不断下降的趋势,表明我国利率调整机制正逐渐由“相机抉择型”向“规则型”过渡。尽管传统“泰勒规则”模型和时变参数“泰勒规则”模型都识别出我国名义利率针对通货膨胀调整的证据,但名义利率对通货膨胀的反应均不足,因此是一种不稳定的货币政策规则。

关键词 :泰勒规则 时变参数 状态空间模型 Gibbs 抽样

一、引言

货币当局在制定货币政策时是否遵循某一特定的规则一直受到经济学家们的普遍关注。Taylor(1993)论证了在实践中将中央银行的规则型(Rules)行为与相机抉择型(Discretion)行为区分开来的问题。Taylor用一个简单的线性模型描述货币政策规则,并且用这一规则考察美联储1984~1992年的货币政策操作。结果发现,这种规则与美联储货币政策的实际操作拟合得很好。只有1987年当美联储对股灾做出反应时,规则值与实际值有一个较大的偏差,说明美联储的货币政策操作是按照规则来进行的。

自此,越来越多的学者开始研究货币政策规则并对传统“泰勒规则”模型进行改进。Judd和Rudebusch(1998)、Clarida等(2000)及Orphanides(2004)采用分段回归的方法发现美联储的货币政策规则在1979年前后已经发生了变化。Boivin(2006)及Cogley和Sargent(2005)利用时变参数模型证实了货币政策对不同的经济状态具有显著的时变反应。Kim和Nelson(2006)及Roman(2009)通过建立带有异方差的状态空间模型,采用卡尔曼滤波(Kalman Filter)估计了前瞻性的货币政策规则(Forward-Looking Monetary Policy Rule),同样发现了货币政策对通货膨胀的时变反应特征。Primiceri(2005)在结构向量自回归(SVAR)模型框架下,将其参数设定为时变的,利用马尔科夫链蒙特卡洛(Markov Chain Monte Carlo,简称MCMC)方法估计模型,成功解释了美国1965~1980年期间高失业、高通胀的原因。可见,传统的“泰勒规则”已经不能完美捕捉货币当局的货币政策规则及其对通胀和产出缺口的调整机制,利用非线性模型以及时变参数模型测度“泰勒规则”将是未来一段时期研究货币政策规则的主要方法。

近年来,国内学者对我国货币政策是否存在“泰勒规则”也进行了大量的实证研究。谢

*本文获得国家社会科学基金重大项目(10zd&006)、国家自然科学基金项目(70971055)、教育部人文社会科学一般项目(11YJC790158)、吉林大学研究生创新基金资助项目(20121026)的资助。

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。通过计算中国货币政策中利率的泰勒规则值,并与实际值进行比较,发现泰勒规则可以很好地衡量中国货币政策,利率规则值与实际值的偏离之处恰恰是政策操作滞后于经济形势发展之时。这表明泰勒规则能够为中国货币政策提供一个参照尺度,衡量货币政策的松紧。陆军、钟丹(2003)在全面分析泰勒规则的理论含义和实际应用的基础上,运用协整分析方法估计我国泰勒规则的具体形式。估计结果表明,泰勒规则可以恰当地描述我国银行间拆借利率的具体走势,并充当央行货币政策的决策依据。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。张屹山、张代强(2007)构造一个前瞻性货币政策反应函数,从市场利率(同业拆借利率)、管制利率(存贷款利率)以及两者利差3个层次,通过该反应函数对我国货币政策进行实证检验。结果发现,该反应函数能够很好地描述同业拆借利率、存贷款利率和两者利差的具体走势。

尽管以上研究均检验出我国货币政策操作具有规则性,但其模型均是在线性货币政策反应函数的基础上构建的,并未考虑货币政策的非线性调整特征^①。忽略了货币当局在经济发展的不同阶段货币政策规则可能存在非线性调整特征,特别是货币政策规则对通胀缺口以及产出缺口的反应可能存在时变性。王建国(2006)尝试采用简单的分阶段估计和Chow转变点检验等方法识别我国货币政策规则的上述特征。结果发现在1997年以后,货币政策灵敏性有所提高,利率对通胀缺口的反应强度明显增强。

本文在上述学者研究的基础上,考虑构建更加灵活的带有时变参数的滞后性货币政策规则模型(Backward-Looking Monetary Policy Rule),用其描述和刻画我国利率调整的相关特征,该模型不仅能够测度利率对通胀和产出缺口的时变调整,而且还能反映长期均衡利率以及利率平滑参数的时变特征。

本文的其余部分安排如下:第二部分在简要介绍传统泰勒规则模型的基础上,构建时变参数泰勒规则模型,并将其表示成状态空间模型的形式,进而给出该模型的估计方法;第三部分介绍本

文数据的选取依据及处理过程;第四部分给出传统泰勒规则模型及时变参数泰勒规则模型的估计结果;最后部分是本文的结论和下一步研究的方向。

二、时变参数“泰勒规则”模型的构建

根据泰勒规则,货币当局根据产出缺口和通胀缺口调整短期名义利率,因此采用以下方程表示短期名义利率泰勒规则值的变化^②:

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

其中, R_t^* 表示 t 期货币政策的泰勒规则值, \bar{R} 表示长期均衡的名义利率^③, π_t 表示 t 期的通货膨胀率(下文简称通胀率), π^* 表示目标通货膨胀率(下文简称目标通胀率), $\pi_t - \pi^*$ 则表示通货膨胀缺口(下文简称通胀缺口), y_t 表示 t 期的产出缺口。 α 和 β 为利率对通胀缺口和产出缺口的调整参数。通过上述模型可以发现,当实际利率等于长期均衡利率,实际产出等于潜在产出,此时通胀缺口为零,经济处于稳态。当经济偏离稳态时,如果 $\alpha > 1$ $\beta > 0$,表明通胀和产出的变化会伴随着实际利率($R_t^* - \pi_t$)顺向变化,从而导致宏观经济向稳态收敛。否则会导致宏观经济更大幅度的波动(Clarida et al., 2000)。

由于货币当局担心突然大的货币政策调整会引起资本市场震动、导致政策可信度的下降(Clarida et al., 1999)。因此货币当局通常不是一次性地将短期名义利率调整到泰勒规则值,而是有目的地缓慢调整。即:

$$R_t = (1 - \rho)R_t^* + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

其中, μ_t 为随机误差项。 $\rho \in [0, 1]$ 为利率平滑参数,该参数估计量越大,表明货币当局利率调整速度越慢,利率调控的经济效果越不明显,但可以避免利率的快速调整对经济带来的不利影响,属于保守、被动地调控(Clarida et al., 1999)。另外,平滑参数过大也可能是由于在泰勒规则回归方程中忽略了一个或多个更加重要的解释变量导致的(Rudebusch, 2001, 2002)。相反,利率平滑参数估计量越小,则表明货币当局利率调整速度越快,是一种积极、主动地调控。实证研究表明,在泰勒规则方程中引入利率平滑因素后,较之原来简单的泰勒规则能够更好地解释我国短期名义利率的

动态变动(王建国, 2006)。

将(1)式代入(2)式得到利率平滑后的传统泰勒规则模型为:

$$R_t = (1 - \rho)[\bar{R} + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t] + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

该模型可通过非线性最小二乘方法(NLS)估计出长期均衡利率 \bar{R} 、通胀缺口的调整参数 α 、产出缺口的调整参数 β 以及利率平滑参数 ρ 。

(一)时变参数“泰勒规则”模型的设定

在传统泰勒规则中,我们将长期均衡名义利率设定为固定的,然而在我国改革开放初期,资本劳动比率很低,此时资本的边际收益(即实际均衡利率)非常高,随着改革开放的不断深入和资本的不断积累,资本劳动比率也不断提高,资本边际收益具有不断下降的趋势^④。新古典增长理论认为长期均衡利率与长期经济增长呈正相关关系(Romer, 1996)。另外,财政政策的变化也可能是导致长期均衡利率时变的一个主要原因(Trehan & Wu, 2007)。因此,为反映长期均衡利率的这种时变特征,有必要将长期名义均衡利率设定为时变的。

另外,为反映利率对通货膨胀和产出的时变反应以及货币当局调整利率的速度和强度的时变特征,我们将传统泰勒规则模型中的参数 α 、 β 和 ρ 也设定为时变的,则得到时变泰勒规则模型为:

$$R_t = (1 - \rho_t)[\bar{R}_t + \alpha_t(\pi_t - \pi^*) + \beta_t y_t] + \rho_t R_{t-1} + \nu_t \quad (4)$$

其中 ν_t 为一个零均值的利率冲击,并且 $\nu_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2_\nu)$ 。为使得 ρ_t 满足 $\rho_t \in [0, 1]$,不妨令:

$$\rho_t = \frac{1}{1 + \exp(-\theta_t)} \quad (5)$$

则方程(4)可表示为:

$$R_t = \left(1 - \frac{1}{1 + \exp(-\theta_t)}\right) [\bar{R}_t + \alpha_t(\pi_t - \pi^*) + \beta_t y_t] + \left(\frac{1}{1 + \exp(-\theta_t)}\right) R_{t-1} + \nu_t \quad (6)$$

假定模型中的时变参数均满足随机游走(Random Walk)过程:

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中 $\gamma_t = (\bar{R}_t, \alpha_t, \beta_t, \rho_t)'$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t})'$, ε_t 与 ν_t 相互独立,并且 $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \Sigma_\varepsilon)$, Σ_ε 为对角矩阵,对角元素分别为 $\sigma^2_{\varepsilon_1}, \sigma^2_{\varepsilon_2}, \sigma^2_{\varepsilon_3}, \sigma^2_{\varepsilon_4}$ 。

(二)时变参数“泰勒规则”模型的状态空间表示

为了将方程(6)和方程(7)表示成状态空间模

型的形式,首先需要对关于时变参数的非线性方程(6)线性化,这里我们对函数:

$$f(\pi_t - \pi^*, y_t, R_{t-1}; \gamma_t) = \left(1 - \frac{1}{1 + \exp(-\theta_t)}\right) [\bar{R}_t + \alpha_t(\pi_t - \pi^*) + \beta_t y_t] + \left(\frac{1}{1 + \exp(-\theta_t)}\right) R_{t-1} \quad (8)$$

在 $\gamma_t = \gamma_{t-1}$ 处进行一阶泰勒近似($\gamma_{t-1} = E(\gamma_t | \psi_{t-1})$, 表示在 $t-1$ 期给定的信息下,对 γ_t 的预测),于是方程(6)可近似为:

$$R_t = f(\pi_t - \pi^*, y_t, R_{t-1}; \gamma_{t-1}) + \frac{\partial f(\pi_t - \pi^*, y_t, R_{t-1}; \gamma_{t-1})}{\partial \gamma_t} (\gamma_t - \gamma_{t-1}) + \nu_t \quad (9)$$

通过计算函数 $f(\pi_t - \pi^*, y_t, R_{t-1}; \gamma_t)$ 在 γ_{t-1} 处的值以及在 γ_{t-1} 处一阶偏导数,然后将其代入到方程(9)中并整理,可以得到状态空间模型的量测方程(Measurement Equation)为:

$$Y_t = X_t \gamma_t + \nu_t \quad (10)$$

其中,

$$Y_t = R_t - \frac{R_{t-1}}{1 + \exp(-\theta_{t-1})} + \frac{(R_{t-1} - \bar{R}_{t-1} - \alpha_{t-1}(\pi_t - \pi^*) - \beta_{t-1} y_t) \exp(-\theta_{t-1}) \theta_{t-1}}{(1 + \exp(-\theta_{t-1}))^2} \quad (11)$$

$$X_t = \begin{bmatrix} 1 - \frac{1}{1 + \exp(-\theta_{t-1})} \\ (\pi_t - \pi^*) - \frac{(\pi_t - \pi^*)}{1 + \exp(-\theta_{t-1})} \\ y_t + \frac{y_t}{1 + \exp(-\theta_{t-1})} \\ \frac{(R_{t-1} - \bar{R}_{t-1} - \alpha_{t-1}(\pi_t - \pi^*) - \beta_{t-1} y_t) \exp(-\theta_{t-1})}{(1 + \exp(-\theta_{t-1}))^2} \end{bmatrix} \quad (12)$$

转移方程(Transition Equation)可由方程(7)直接给出,于是(10)式与(7)式可作为上述时变参数泰勒规则模型的状态空间表示。

(三)时变参数“泰勒规则”模型的参数估计方法

上述状态空间模型可采用基于预测误差分解的卡尔曼滤波与极大似然相结合的方法进行估计,但该方法的缺点在于对时变参数的推断是建立在采用极大似然方法对模型的超参数进行估计的基础上进行的(Kim & Nelson, 1999)。也就是说,该方

法对时变参数估计的准确程度取决于事先采用极大似然法对模型超参数估计的准确与否。为避免采用极大似然方法估计模型参数可能存在局部最优解,进而导致对时变参数的推断出现偏差,本文采用基于贝叶斯技术的 Gibbs 抽样方法估计该状态空间模型。与卡尔曼滤波方法相比,该方法的最主要优点在于可以实现对模型中的超参数与时变参数的同时估计。本文采用了 Carter 和 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。具体步骤如下^⑥。

第一步,给定状态变量的初始条件均值 γ_{00} 、初始条件方差 $\Sigma_{\gamma_{00}}$ 、量测方程误差项方差 σ_v^2 的初值和转移方程误差项方差 Σ_e 的初值,利用前向滤波算法可以得到 γ_{it} 和 $\Sigma_{\gamma_{it}}$, $t=1, 2, \dots, T$, T 为样本容量^⑦。

第二步,给定状态变量的先验分布,通过其后验分布可以得到时变参数 γ_t 的后向抽样。

第三步,将第二步中得到的时变参数 γ_t 作为已观测到的数据,在给定先验分布的条件下,通过其后验分布可以实现对模型的超参数 σ_v^2 和 σ_{ei}^2 , $i=1, 2, 3, 4$ 的 Gibbs 抽样。

以上为一次完整的 Gibbs 抽样,将第三步得到的 σ_v^2 和 σ_{ei}^2 , $i=1, 2, 3, 4$ 分别作为第一步中的 σ_v^2 的初值和 Σ_e 的初值可实现循环多次的 Gibbs 抽样。

三、数据的选取依据及处理过程

本文利用 1992 年第一季度至 2010 年第二季度数据建模,具体指标数据的选取和处理过程如下。

(一)名义利率代理变量的选取及处理过程

在利率市场化国家,货币当局通过设定短期名义利率来调控宏观经济。但是,与一系列货币政策规则描述的完全市场化的利率体制不同,我国目前的利率体系既包括市场利率(如银行间同业拆借利率),也包括管制利率(如商业银行存贷款利率)。1996 年 1 月 3 日,经过中国人民银行长时间的筹备,全国统一的银行间同业拆借市场正式建立。目前,我国银行间同业拆借市场和银行间债券回购市场是市场化程度最高的两个市场,利率变动比较敏感,具有很强的趋同性,彼此间存在双向 Granger 因果关系(杨绍基,2005)。刘明志(2006)通过对我国 1996 年至 2005 年银行间同业拆借和债券回购交易分析,认为 7 天期银行间同业拆借和债券回购交易比例较

高,并且利率走势比较平稳。

另外,由于拆借主要是各机构凭借信用在银行间市场拆借资金,其利率水平较回购利率更能体现资金的真实价格,而回购是有债券作为抵押的资金融通,风险度低,资金价格几乎没有包含不同机构的短期信用。综上所述,本文选择 7 天期银行间同业拆借利率作为名义利率的代理变量^⑧。1996 年第一季度至 2010 年第二季度的 7 天期银行间同业拆借利率是根据《中国人民银行统计季报》和中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn>)公布的月度数据计算得到^⑨。1992~1995 年的季度利率数据则选取上海融资中心同业拆借利率,数据来源于上海融资中心。尽管利率期限在两个时段不匹配,但由于 1992~1995 年上海融资中心的各期限的利率差别不大,期限不一致不会对检验造成大的影响(谢平、罗雄,2002)。具体的数据处理方法与谢平、罗雄(2002)以及郑挺国、刘金全(2010)的方法一致^⑩。按照上述处理过程得到的名义利率数据由图 1 给出。

(二)目标通胀率与通胀缺口的测算

衡量通货膨胀的指标主要有生产者价格指数(PPI),消费价格指数(CPI),以及 GDP 平减指数等。GDP 平减指数衡量的是某时期内所有商品和劳务价格的变动程度,覆盖面最广。从理论上讲,GDP 平减指数是最合适的通货膨胀指标,但由于该指标计算复杂,资料收集困难,国外一般也只能按季度测算、公布数据,时效性不强。因此,在实践中很少使用。另外,由于 PPI 不能反映服务价格的变动情况。相比较而言,CPI 仍是与居民生活关系最为密切、同时又具有实践性的综合指数。另外,CPI

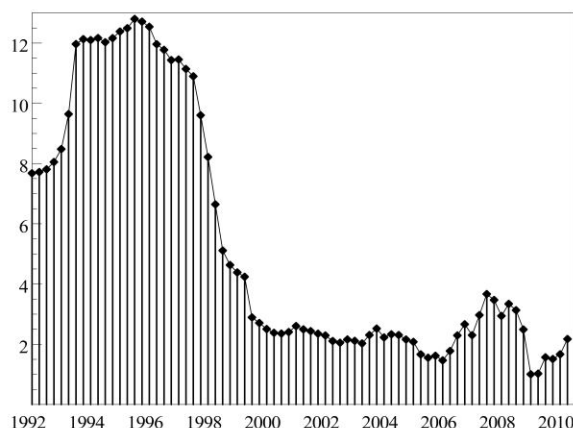


图1 名义利率

是宏观经济决策的重要参考对象,为一国政府分析和制定货币政策、财政政策、价格政策以及进行国民经济核算提供科学依据。因此,本文选择CPI作为通货膨胀的代理变量。首先,根据国家统计局公布的月度同比CPI数据,数据来源于国家统计局网站以及《中国经济景气月报》,将季度内各月CPI数据的算术平均数作为季度CPI。然后,利用公式 $\pi_t = (CPI_t - 1) \times 100\%$, 得到季度通货膨胀率。

目标通胀率是指为维持物价稳定,确保经济稳定增长,一国政府所确立的长期通货膨胀率。由于我国目前并未实行通货膨胀目标制,因此官方也未公布目标通胀率。但每年国家发展和改革委员会都向人大提交《关于某年国民经济和社会发展计划执行情况与下一年度国民经济和社会发展计划草案的报告》(以下简称报告)。自1997年后,报告中包含对下一年度CPI的控制目标。1998~2010年CPI控制目标的平均值为3.22%^①。1992~1996年报告中未包含对下一年度CPI的控制目标,但对下一年度的工业品价格指数(PPI)做了控制计划。如果用这段时期的PPI目标值替代CPI控制目标值,可以得到1992~2010年的CPI控制目标的平均值为4.99%。综合考虑,我们将目标通胀率设定为4%^②。这与谢平、罗雄(2002)设定的目标通胀率是一致的,同时也与郑挺国、刘金全(2010)估计的目标通胀率相吻合^③。通胀缺口可通过季度通货膨胀率减目标通胀率获得。图2给出了1992年第一季度至2010年第二季度的通胀缺口。

(三)潜在产出与实际产出缺口的测算

实际产出缺口定义为实际产出与潜在产出的差值。由于测算潜在产出的方法不同,估计的产出

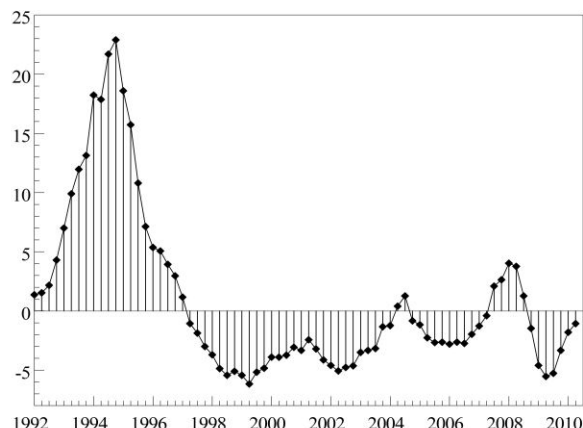


图2 通胀缺口

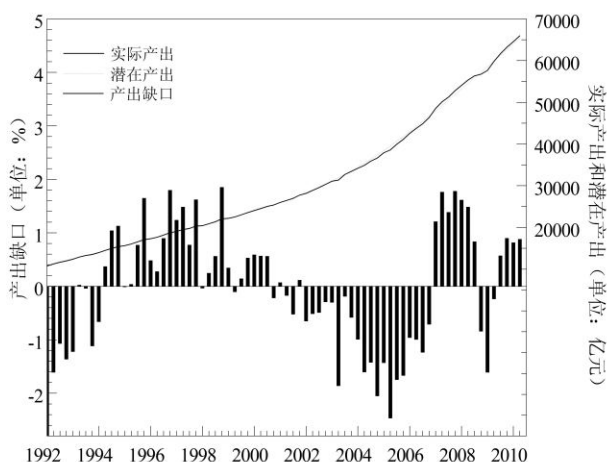


图3 产出缺口

缺口也有一定的差异^④。本文采用H-P滤波方法估计潜在产出。此方法的基本原理是将实际产出分解成潜在产出和围绕潜在产出波动的产出缺口两部分。

为测算产出缺口,首先需要测算实际季度GDP,我们主要利用官方公布的现价核算季度累积GDP和可比价计算的累积GDP季度增长率数据计算实际季度GDP,数据来源于《中国经济景气月报》各期。具体的处理过程如下。

首先,利用累积GDP季度增长率数据和2000年的名义累积GDP计算出以2000年为基期的实际累积GDP。并将实际累积GDP数据转化为实际季度GDP。

然后,利用Eviews软件中X-11季节调整方法,剔除实际季度GDP的季节成分,得到实际GDP,即实际产出Y_t。

得到实际产出数据后,利用H-P滤波方法测算潜在产出Y_t^{*},进而得到产出缺口y_t^⑤。图3给出了产出缺口的路径。

四、“泰勒规则”模型的估计结果

为了和时变参数泰勒规则模型的估计结果相对比,我们首先估计传统泰勒规则模型。

(一)传统“泰勒规则”模型的估计结果

由式(3)表示的传统泰勒规则模型的估计结果由表1给出。表1中传统泰勒规则模型的估计结果是采

表1 传统“泰勒规则”模型的估计结果

参数	估计值	标准差	显著性概率
\bar{R}	3.7337	0.8023	0.0000
α	0.7569	0.1378	0.0000
β	0.1887	0.6924	0.7860
ρ	0.9176	0.0214	0.0000
统计检验	R^2	对数似然值	AIC准则
	0.9865	-50.0141	1.5004

用非线性最小二乘法(NLS)估计得到的。从模型的估计结果可以看出,模型中通胀缺口的调整参数、利率平滑参数和名义均衡利率都是高度显著的,而产出缺口的调整参数是不显著的。

名义均衡利率的估计值为3.7337%。对通胀缺口的调整参数的估计值为0.7569,尽管高度显著,但小于1,表明名义利率对通胀缺口的反应较为敏感,但当通货膨胀率增加时,名义利率上调的幅度小于通货膨胀率增加的幅度,因而实际利率会下降,这将进一步刺激总需求,导致通胀缺口的进一步扩大。当通货膨胀率下降时,名义利率下调的幅度小于通货膨胀率降低的幅度,实际利率会有所上升,这将抑制总需求,导致通货膨胀率的进一步下降。因此是一种不稳定的货币政策规则。利率平滑参数的估计值为0.9176,表明利率调整机制对前一期利率的相依性很强,货币当局调整利率带有明显的平滑倾向。

传统泰勒规则模型对参数具有隐含的约束条件,即要求所有参数都是非时变的。为了使模型能够灵活反映货币当局针对通胀缺口和产出缺口的利率调整偏好,我们将传统泰勒规则模型的参数约束条件放宽,估计本文第二部分构建的带有时变参数的泰勒规则模型。

(二)时变参数“泰勒规则”模型的估计结果

表2为采用基于贝叶斯技术的前向滤波、后向抽样的多步移动Gibbs抽样方法得到的时变参数泰勒规则模型的估计结果。其中,模型中超参数的先验分布设定为逆伽马分布。共抽样12000次,为避免因初值对模型估计带来影响,前2000次抽样被作为预烧舍掉。因此,模型中的参数估计值是基于10000次有效Gibbs抽样获得的。

表中第2列为时变参数泰勒规则模型的状态空间表示中方程(10)和方程(7)的误差项方差的先验分布。第3~5列分别为按照参数的后验分布抽样得到的参数的均值、标准差以及置信水平为95%的置信区间。

模型中时变参数的估计结果由图4~图7给出,图中的实线为对应的时变参数的估计值。

1. 名义均衡利率 \bar{r}_t 的估计结果

图4为名义均衡利率的估计曲线,名义均衡利率具有明显的时变性^⑥,1992年至今,我国名义均衡利率具有不断下降的倾向。这主要是由于我国资本劳动比率不断提高,资本的边际收益不断下降,进而实际均衡利率不断下降,而该模型中名义均衡利率成功地捕捉到实际均衡利率这种不断下降的趋势。

2. 名义利率对通胀缺口调整参数 α_t 的估计结果

图5为名义利率对通胀

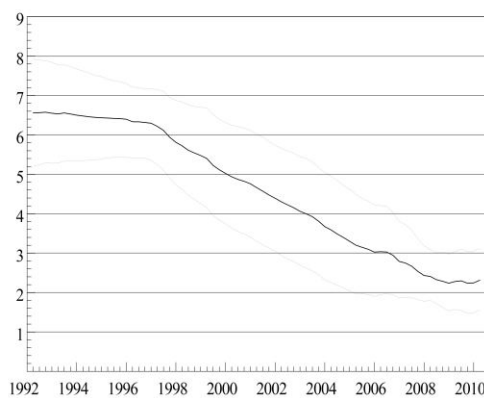


图4 时变参数 \bar{r}_t

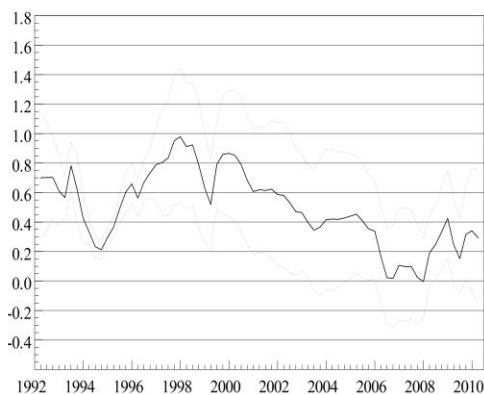


图5 时变参数 α_t

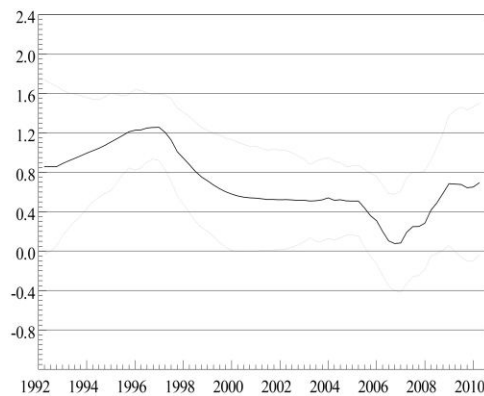


图6 时变参数 β_t

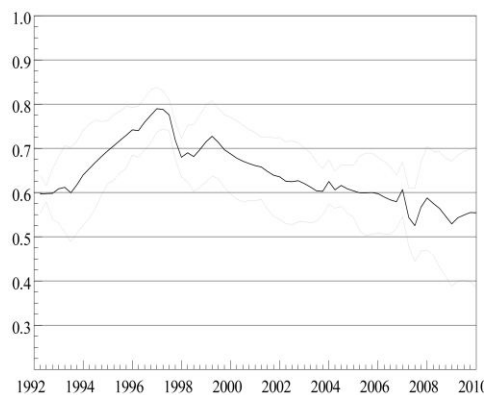


图7 时变参数 ρ_t

表2 时变参数“泰勒规则”模型的估计结果

参数	先验分布	均值	标准差	95%的置信区间
σ_v	IG(25, 0.5)	0.1504	0.0162	(0.1226, 0.1864)
σ_{e1}	IG(25, 0.5)	0.1758	0.0218	(0.1394, 0.2240)
σ_{e2}	IG(25, 0.5)	0.1421	0.0128	(0.1195, 0.1696)
σ_{e3}	IG(25, 0.5)	0.1495	0.0159	(0.1221, 0.1838)
σ_{e4}	IG(25, 0.5)	0.1488	0.0150	(0.1231, 0.1823)

缺口的时变反应系数,在大部分样本时期内,名义利率对通胀缺口的调整参数显著的小于1,表明名义利率对通货膨胀的反应是不足的,这一点与传统的泰勒规则模型的估计结果一致^⑦。1993~1995年底名义利率对通货膨胀的调整参数处于20世纪90年代的低位运行(见图5),而此时中国经济正经历较高的通货膨胀,正是由于当时不稳定的货币政策规则导致利率对通货膨胀反应不足,名义利率的上升不足以抵消通货膨胀的快速上涨,实际利率反而下降,导致总需求进一步扩张,拉大了通胀缺口,促成了此段时期较高的通货膨胀率。另外,1999年前后,名义利率对通胀缺口的调整系数也处于较低水平,而此时我国正经历着通货紧缩(樊纲,2003),由于利率对通货膨胀反应不足,此时名义利率的下降不足以抵消通货紧缩带来的价格的下降,实际利率反而上升,导致总需求增长率下降,进一步增加了价格水平的下行风险。另外,从长期来看,利率对通货膨胀的时变反应系数具有缓慢下行的趋势,说明货币当局调控通货膨胀面临的压力逐步增加。

3. 名义利率对产出缺口调整参数 β 的估计结果

名义利率对产出缺口调整参数的大小反映货币当局对产出调整的偏好,参数 $\beta > 0$,是一种稳定的货币政策规则。在通货膨胀率不变的情况下,当实际产出高于潜在产出时,由于 $\beta > 0$,此时实际利率增加,抑制总需求,进而抑制产出缺口的进一步增大,达到降低总产出的目的。相反,当实际产出低于潜在产出时,由于 $\beta > 0$,此时实际利率降低,刺激总需求,同样抑制产出缺口的进一步增大,达到增加总产出的目的。使得总产出一直保持在潜在产出水平附近,因此是稳定的货币政策规则。从图6可以看出,利率对产出的调整参数除在2005年第四季度至2008年第三季度以及2009年第二季度至今不显著外,在大部分样本区间内是显著大于0的。即在大部分样本区间内货币政策能够起到稳定产出的作用。1996年前后较高的调整参数成功遏制经济过快增长,实现经济软着陆。而2006~2008年上半年该参数不显著,利率失去调节产出的能力恰好可以作为该阶段经济出现过热增长的一个合理解释。

4. 利率平滑参数的估计结果

与传统泰勒规则模型相比,时变参数泰勒

规则模型估计的利率平滑参数更小一些^⑧。在95%的置信水平下,估计的利率平滑参数位于区间(0.37, 0.84)内(见图7)。特别是1997年以来,利率平滑参数逐年降低,表明货币当局的利率政策正逐步由相机抉择型向规则型利率调控政策转变。

五、本文的主要结论及经济政策启示

本文在传统泰勒规则模型的基础上,通过放宽模型中参数非时变的约束条件,利用我国1992年第一季度至2010年第二季度的宏观数据估计了带有时变参数的泰勒规则模型。

与传统泰勒规则模型的估计结果相比,我们认为时变参数泰勒规则能够更好地拟合我国的数据,捕捉名义利率调整的规则性。首先,时变参数泰勒规则模型能够很好地捕捉到我国名义均衡利率 \bar{R} 的时变特征,即伴随着资本劳动比率的不断上升,名义均衡利率具有不断下降的倾向。其次,利用传统泰勒规则模型,我们并没有发现货币当局针对产出缺口调整利率的证据,而时变参数泰勒规则模型估计的利率对产出缺口的调整参数 β 在大部分样本区间内是显著的。再次,传统的泰勒规则模型估计的利率平滑参数过大,不能真正反映我国利率调控政策的实际。而时变参数泰勒规则模型估计的利率平滑参数比传统泰勒规则模型估计的要小,而且成功捕捉到我国货币当局由相机抉择型向规则型的利率调整方式的转变。

改革开放以来我国货币政策操作现实也证明了这一点。1992年,邓小平南巡讲话及其随后召开的党的十四大,为中国改革开放和社会主义现代化建设开创了一个崭新局面。然而,原有的计划经济体制并没有根本转型,原有体制下的过度投资及其片面追求速度的弊端还没有被克服,导致经济出现过热迹象,1993年第一季度GDP同比增速达到15.1%的历史高位,1994年10月,CPI指数上涨至27.7%。在此期间,中国人民银行连续4次上调金融机构人民币贷款基准利率。1996年,我国经济运行成功实现软着陆,CPI指数和GDP增速大幅回落。1997年,受东南亚金融危机影响,我国经济出现衰退的迹象,并伴随着通货紧缩。此时中国人民

银行连续5次下调1年期金融机构人民币贷款基准利率,间接致使7天期银行间同业拆借利率由1997年1月份的11.48%下调至1999年1月份的4.19%,成功抵御了亚洲金融危机对中国经济的影响。2007年下半年至2008年上半年我国通货膨胀压力较大,2008年2~4月,CPI连续3个月涨幅超过8%,在此期间中国人民银行4次上调金融机构人民币贷款基准利率,9次上调人民币存款准备金率,间接致使7天期银行间同业拆借加权平均利率由2007年第二季度的2.97%上涨至2008年第二季度的3.34%,成功遏制住价格的上涨。2008年下半年开始,美国次贷危机对我国经济也造成了一定的影响,GDP同比增速由2008年第二季度的11%下降到2009年第一季度的6.5%的历史低位,价格水平也由2008年上半年的通货膨胀转为轻微的通货紧缩。在此期间,中国人民银行连续6次下调金融机构贷款基准利率,间接致使7天期银行间同业拆借利率由2008年第二季度的3.34%下调至2009年第一季度的1.01%,促使经济止跌回暖,率先从国际金融危机中摆脱出来。

时变参数泰勒规则模型估计的利率对通货膨胀的调整参数虽然在大部分样本区间内是显著的,但由于其估计值小于1,是不稳定的泰勒规则,因此通货膨胀率一旦偏离目标通胀率,这种不稳定的货币政策规则可能导致通货膨胀更大幅度的波动,因此必须引起货币当局的高度关注。特别需要警惕的是,由于受国际金融危机的影响,国家出台了一系列刺激经济复苏的积极的财政政策和宽松的货币政策。这种宽松的货币政策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,从而使得通胀缺口变大,进而引起利率大幅度调整,不利于经济的平稳、健康发展。

尽管本文采用时变参数的泰勒规则模型较好地捕捉到了我国货币政策规则的时变特征,但仍有问题值得斟酌,是下一步研究的重点。本文设定的模型属于滞后性的泰勒规则模型,即假设货币当局仅针对当期的产出缺口和通胀缺口调整名义利率。事实上,货币当局在制定货币政策时,同期的实际通货膨胀率并非理论实务上关注的重心,前瞻性的预期通货膨胀率和产出才是斟酌政策取向的关键(陆军、钟丹,2003)。因此货币当局应该是

在预期到将来有通胀压力时就及时调整名义利率。另外,货币政策从制定、实施到对实体经济产生影响还存在一定的时滞^⑩。因此有必要将本文的模型扩展为时变参数的前瞻性泰勒规则模型。

(作者单位:刘金全,吉林大学数量经济研究中心;张小宇,吉林大学数量经济研究中心、吉林大学农学部军需科技学院;责任编辑:蒋东生)

注释

①上述研究均认为泰勒规则能够描述我国利率调整的特征,但大部分模型估计出来的利率对通胀缺口的调整系数均小于1,此时货币当局调整利率的幅度要小于通货膨胀变化的幅度,因此这种规则是一种不稳定的货币政策规则。

②该模型为滞后性的泰勒规则,如果将(1)式中的通胀缺口和产出缺口换成预期通胀缺口和预期产出缺口,则(1)式为前瞻性的泰勒规则。

③也有文献将其称为政策中性利率(Policy Neutral Rate),如Roman(2009)。此处的长期均衡的名义利率也可表示为 $\bar{R} = \bar{r} + \pi$,其中 \bar{r} 为长期均衡的实际利率。

④国外已有许多学者对均衡利率的下降趋势进行理论和实证研究,见Lipshitz等(2006)、Archibald和Hunter(2001)、Wintr等(2005)及Korhonen和Wachtel(2006)等。

⑤在文中第四部分,首先对时变参数 θ 进行估计,然后根据式(5)间接得到时变利率平滑参数 ρ 的估计值。

⑥有关状态空间模型的Gibbs抽样估计原理,读者可参见Kim和Nelson(1999)。

⑦与普通滤波不同的是,由于我们对模型进行了线性化变换,因此在每次迭代的过程中增加了计算 Y_t 和 X_t 的步骤, Y_t 和 X_t 的具体计算方法见式(11)和式(12)。

⑧本文没有选择商业银行存贷款利率作为名义利率的代理变量,是由于我国存贷款利率调整频率较低,数据缺乏平滑性,进而影响模型的估计效果。

⑨根据中国人民银行公布的7天期银行拆借交易量和加权平均利率的月度数据,季度加权平均利率的计算公式为:

$$\bar{r} = r_1 \frac{f_1}{\sum f} + r_2 \frac{f_2}{\sum f} + r_3 \frac{f_3}{\sum f}$$

其中 r_1 、 r_2 和 r_3 分别为对应季度的第1、2和3月的月度加权平均利率, f_i 为对应月份的交易量。

⑩由于受数据来源的限制,1992~1995年的上海融资中心的加权平均利率为所有期限的利率加权。

⑪2001年和2002年的CPI目标值为1%~2%,为了计算平均CPI目标值,我们将其设定为1.5%。

⑫之所以将目标通胀率设定为4%,而不是将各年的CPI目标值直接作为各年的目标通胀率,是因为每年的CPI目标值主要是针对当年的价格水平与下年的价格走势而制定的,是短期目标,并未体现政府长期控制通货膨胀的意愿。

⑬郑挺国、刘金全(2010)将目标通胀率设定为时变的,并采用基于Gibbs抽样的马尔科夫链蒙特卡罗(MCMC)方法估计了带有区制转移的泰勒规则模型,得到目标通胀率为3.997%。

⑭目前估计潜在产出的方法主要有三类。第一类是对实际产出的时间序列进行分解的方法,如H-P滤波;第二类是线性趋势方法,即将实际产出对时间变量做回归,提取实际产出的时间趋势成分作为潜在产出;第三类为生产函数法,此类方

法是将充分就业水平下的劳动力和资本作为解释变量,构建相应的计量经济模型估计潜在产出。与前两种方法相比,生产函数法具有经济学理论支撑,得到的潜在产出也具有合理的经济解释,但由于充分就业下的劳动力和资本很难测度同时也存在一定的争议。因此,该方法的应用受到限制。这三类方法中,对实际产出的时间序列进行分解的方法应用最为广泛,被大多数学者所采用。

⑮对剔除季节成分的实际季度GDP序列 Y_t 进行H-P滤波,平滑参数 $\lambda=1600$,得到潜在产出 Y_t^* ,计算 $y_t=100 \times \ln(Y_t/Y_t^*)$ 得到基于H-P滤波的产出缺口,表示实际产出关于潜在产出的百分比对数偏离(percentualized log-deviation)。

⑯可通过某一时期的名义均衡利率的置信下限高于另一时期的置信上限来判断这两个时期的名义均衡利率具有显著的差异。比如,在图4中,1992~1997年的名义均衡利率的置信下限高于2004~2010年的名义均衡利率的置信上限,表明在5%的显著性水平下,1992~1997年的名义均衡利率显著地高于2004~2010年的名义均衡利率。

⑰国内大部分学者的研究结果均表明我国名义利率对通货膨胀的反应不足,是一种不稳定的货币政策规则,如谢平、罗雄(2002)、陆军、钟丹(2003)以及郑挺国、刘金全(2010)等。

⑱国内学者估计的利率平滑参数大多位于0.8以上,如谢平、罗雄(2002,)为0.82,郑挺国、刘金全(2010)分区制估计的利率平滑参数,即使在低区制,利率平滑参数也为0.817。

⑲钱小安(2000)的研究表明中国货币政策对消费物价的作用有6个季度的时滞。

参考文献

(1)卞志村:《泰勒规则的实证问题及在中国的检验》,《金融研究》,2006年第8期。

(2)樊纲:《通货紧缩、有效降价与经济波动——当前中国宏观经济若干特点的分析》,《经济研究》,2003年第7期。

(3)刘明志:《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》,2006年第1期。

(4)陆军、钟丹:《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》,2003年第8期。

(5)钱小安:《中国货币政策的形成与发展》,上海人民出版社,2000年1月。

(6)王建国:《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》,2006年第1期。

(7)谢平、罗雄:《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》,2002年第3期。

(8)杨绍基:《我国银行间债券回购利率影响因素的实证研究》,《南方金融》,2005年第8期。

(9)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》,《经济研究》,2007年第3期。

(10)郑挺国、刘金全:《区制转移形式的泰勒规则及其在中国货币政策的应用》,《经济研究》,2010年第3期。

(11)Archibald J. and Hunter J.L., 2001, What is the Neutral Interest Rate and How Can We Use It? ,*Reserve Bank of New Zealand Bulletin* ,Vol.64 ,pp.15~28.

(12)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.

(13)Carter C. K. and Kohn R., 1994, On Gibbs Sampling for State Space Models ,*Biometrika* ,Vol.81 ,pp.541~553.

(14)Clarida R., Gali J. and Gertler M., 1999, The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Literature ,*Journal of Economic Literature* ,Vol.37 ,pp.1661~1707.

(15)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.

(16)Cogley T. and Sargent T., 2005, Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S. ,*Review of Economic Dynamics* ,Vol.8 ,pp.262~302.

(17)Judd J. and Rudebusch G., 1998, Taylor's Rule and the Fed:1970:1997 ,*FBR of San Francisco ,Economic Review* ,Vol.3 ,pp.3~16.

(18)Kim C. J. and Nelson C. R., 1999, *State-Space Models With Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications* ,The Mit Press.

(19)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.

(20)Korhonen J. and Wachtel P., 2006, Observations on Disinflation in Transition Economies ,In: Altig David, Nosal Ed (Eds.) ,*Monetary Policy in Low Inflation Economies* ,Cambridge University Press ,Cambridge.

(21)Lipshitz L., Lane T. and Moumouras A., 2006, Capital Flows to Transition Countries: Master or Servant ,*Finance a úvěr - Czech Journal of Economics and Finance* ,Vol.56 ,pp.202~222.

(22)Orphanides A., 2004, Monetary Policy Rules ,Macroeconomic Stability and Inflation: A View from the Trenches ,*Journal of Money ,Credit and Banking* ,Vol.36 ,pp.151~175.

(23)Primiceri G. E., 2005, Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy ,*Review of Economic Studies* ,Vol.72 ,pp.821~852.

(24)Roman H., 2009, The Time-varying Policy Neutral Rate in Real-time: A Predictor for Future Inflation? ,*Economic Modeling* ,Vol.26 ,pp.71~81.

(25)Romer D., 1996, *Advanced Macroeconomics* ,The McGraw-Hill Companies ,Inc. ,New York.

(26)Rudebusch G., 2001, Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in An Uncertain World ,*Review of Economics and Statistics* ,Vol.83 ,pp.203~217.

(27)Rudebusch G., 2002, Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia ,*Journal of Monetary Economics* ,Vol.49 ,pp.1161~1187.

(28)Taylor J. B., 1993, Discretion Versus Policy Rules in Practice ,*Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* ,Vol.39 ,pp.195~214.

(29)Trehan B. and Wu T., 2007, Time-varying Equilibrium Real Rates and Monetary Policy Analysis ,*Journal of Economic Dynamics & Control* ,Vol.31 ,pp.1584~1609.

(30)Wintir L., Guarda P. and Rouabah A., 2005, Estimating the Natural Interest Rate for the Euro Area and Luxembourg ,*Central Bank of Luxembourg Working Paper* ,No.15.