

规则型货币政策与通货膨胀平稳性的内在关联机制研究

张小宇 刘金全

内容提要 尽管保持物价稳定是货币政策的主要目标,但其作用效果一直存在争议。本文通过估计带有马尔可夫区制转移的泰勒规则模型,发现中国货币政策存在稳定区制和不稳定区制。通过对稳定和不稳定区制内通货膨胀序列进行单位根检验,发现中国货币政策的稳定性与通货膨胀序列的平稳性具有较高的相依性。稳定的货币政策区制对应的通货膨胀序列是平稳的,而不稳定的货币政策区制对应的通货膨胀序列是不平稳的。稳定的泰勒规则对通货膨胀具有牵拉效应,使得通货膨胀率一直围绕目标通胀率波动。现阶段继续实施稳定的泰勒规则是保证物价稳定,防止通货膨胀的关键所在。

关键词 泰勒规则 货币政策 区制转移 通货膨胀

中图分类号:F064

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2012)09-0025-08

一、泰勒规则与通货膨胀序列平稳性的理论关系

与相机选择型货币政策相比,规则型货币政策按照事先制定的规则调整名义利率等政策工具,以期达到货币当局的政策目标。如著名的泰勒规则描述了货币当局根据通胀缺口和产出缺口调整短期名义利率的规则^[1]。泰勒规则可由如下公式给出:

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

其中, R_t^* 表示 t 期货币政策的泰勒规则值, \bar{r} 表示长期均衡的实际利率, π_t 表示 t 期的通货膨胀率, π^* 表示目标通胀率, $\pi_t - \pi^*$ 则表示通胀缺口, 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。

为便于分析,对(1)式给出的泰勒规则模型进行变形得:

$$R_t^* = \mu + \gamma \pi_t + \beta y_t \quad (2)$$

其中, $\mu = \bar{r} - \alpha \pi^*$, $\gamma = 1 + \alpha$ 。为研究利率对通货膨胀的传导机制,还需要给出刻画利率与产出之间关系的 IS

收稿日期:2012-06-04

基金项目:国家社会科学基金重大项目“‘十二五’期间中国经济周期波动态势与宏观经济调控模式研究”(10zd&006);国家自然科学基金项目“非线性随机波动模型估计方法及应用研究”(70971055);教育部人文社会科学研究一般项目(11YJC790158);吉林大学研究生创新基金资助项目(20121026)

作者简介:张小宇 吉林大学农学部军需科技学院讲师,吉林大学博士研究生,长春市,130012;

刘金全 吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师,经济学博士。

曲线和描述产出与通货膨胀之间关系的菲利普斯曲线。为简便,将 IS 曲线设定为:

$$y_t = -\sigma(r_t - \bar{r}) \quad (3)$$

其中, r_t 表示实际利率,参数 $\sigma > 0$,表明产出缺口与实际利率和均衡实际利率的差呈反向关系。

菲利普斯曲线设定为^①:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \lambda y_t + v_t \quad (4)$$

其中, v_t 为随机误差项,参数 $\lambda > 0$,表明通货膨胀与产出缺口之间呈正向关系。

若通货膨胀率等于目标通胀率,实际产出等于潜在产出,由式(2)、(3)和(4)描述的经济处于稳态,实际利率等于均衡的实际利率。在经济处于稳态时,假设此时出现一个通货膨胀的正向冲击 $\Delta\pi$,根据式(2)给出的泰勒规则可知,若参数 $\gamma > 1$,货币当局将名义利率规则值调高 $\gamma\Delta\pi$ 个单位,此时实际利率变动为 $\gamma\Delta\pi - \Delta\pi > 0$,即实际利率将提高,根据式(3)给出的 IS 曲线可知,实际产出与潜在产出将出现反向偏离,即出现负的产出缺口。进一步根据菲利普斯曲线可知,产出缺口的下降将导致通货膨胀率下降。同理,当出现反向通货膨胀冲击时,上述利率对通货膨胀的传导机制将导致通货膨胀正向调整。可见,当参数 $\gamma > 1$ 时,此时的泰勒规则模型会使通货膨胀率向目标通胀率调整,直至经济处于稳态。此时通货膨胀序列会表现出围绕目标通胀率上下波动的态势,即以目标通胀率为均值的平稳过程。

若参数 $\gamma < 1$,出现通货膨胀的正向冲击时,货币当局仍然会调整名义利率(若 $\gamma > 0$,则调高利率,反之则调低利率)。但调整名义利率的幅度小于通货膨胀变动的幅度,导致实际利率下降,根据式(3)给出的 IS 曲线可知,实际利率的下降将导致正向的产出缺口。进一步根据菲利普斯曲线可知,正向的产出缺口将导致通货膨胀率进一步上升。同理,当出现反向通货膨胀冲击时,上述利率对通货膨胀的传导机制将导致通货膨胀率与目标通胀率的更大程度的偏离。可见,当参数 $\gamma < 1$ 时,此时的泰勒规则是不稳定的泰勒规则。对应的通货膨胀序列并非是以目标通胀率为均值的平稳过程。

二、泰勒规则平稳与非平稳区制的识别

为识别泰勒规则的平稳区制与非平稳区制,本文首先构造带有马尔可夫区制转移的泰勒规则模型。

(一) 带有马尔可夫区制转移的泰勒规则模型的构建

为避免频繁调整名义利率引起资本市场震动,缺乏政策的连贯性,进而导致政策可信度的下降。货币当局通常不是一次性的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^[2]。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中国短期名义利率的动态变动^[3]。货币当局的利率平滑行为可表示为:

$$R_t = (1 - \rho)R_t^* + \rho R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中, R_t 表示名义利率, ε_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越平滑,短期名义利率向泰勒规则值调整的速度越慢,利率调控的经济效果越不明显。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。鲁迪布什(Rudebusch)^[4,5]认为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。

将(2)式代入(5)式得:

$$R_t = (1 - \rho)(\mu + \gamma\pi_t + \beta\gamma_t) + \rho R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

① 当然也可以选择其他形式的 IS 曲线和菲利普斯曲线,但并不会影响利率对通货膨胀的传导机制。

假设所研究的泰勒规则包含两个区制,即平稳区制和非平稳区制。在平稳区制内,货币当局将稳定物价作为主要调控目标,记为区制0;其余区制为非平稳区制,记为区制1。则可得到带有马尔可夫区制转移的泰勒规则模型为:

$$R_t = (1 - \rho_s)(\mu_s + \gamma_s \pi_t + \beta_s y_t) + \rho_s R_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

其中, S_t 为状态变量,取值为0或1,当 $S_t = 0$ 时,表示货币当局实施稳定的泰勒规则,对应的利率对通货膨胀的调整参数为 γ_0 ;当 $S_t = 1$ 时,表示货币当局实施不稳定的泰勒规则,对应的利率对通货膨胀的调整参数为 γ_1 。并且假设状态变量 S_t 服从一阶马尔可夫链,其转移概率矩阵为:

$$\begin{bmatrix} Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) & Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) \\ Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) & Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1-p \\ 1-q & q \end{bmatrix} \quad (8)$$

其中, $Pr(S_t = j | S_{t-1} = i)$ 表示由 $t-1$ 时刻状态 i 转移到 t 时刻状态 j 的概率。上述模型中,不仅假设参数 ρ 、 μ 、 γ 和 β 是状态相依的,而且还假设货币冲击 η_t 的方差也是状态相依的^①,即 $\eta_t \sim N(0, \sigma_{\eta,s}^2)$ 。

对于上述模型,若给出待估参数 p 、 q 、 ρ_0 、 μ_0 、 γ_0 、 β_0 、 $\sigma_{\eta,0}^2$ 、 ρ_1 、 μ_1 、 γ_1 、 β_1 和 $\sigma_{\eta,1}^2$ 的初值,利用汉密尔顿滤波进行迭代可以构造上述模型的对数似然函数,然后利用极大似然估计可以得到模型的参数估计值。进一步将模型的参数估计值代入到汉密尔顿滤波中,可以得到泰勒规则处于不同区制的滤子概率 $Pr(S_t = j | \psi_t)$ 和平滑概率 $Pr(S_t = j | \psi_T)$ ^②。

(二) 带有马尔可夫区制转移的泰勒规则模型的参数估计

估计上述区制转移模型,需要名义利率、通货膨胀率以及产出缺口数据,在估计模型之前首先需要对数据进行选取及处理。

1. 数据的选取及处理过程

(1) 名义利率代理变量的选取及处理过程。目前中国的利率体系主要包括政府管制利率(如商业银行存贷款利率)和市场利率(主要是银行间同业拆借利率)两类。考虑到商业银行存贷款利率受政府管制,市场化程度低,不能完全反应货币市场资金需求,并且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。刘明志^[11]通过对中国1996~2005年银行间同业拆借和债券回购交易分析,认为七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。故本文选择七天期银行间同业拆借利率作为名义利率的代理变量。其中1996年第一季度至2010年第三季度的七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^③。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^[12]。按照上述处理过程得到的名义利率数据由图1给出。

(2) 通货膨胀率。目前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。从各指数的定义可以看出,GDP平减指数是测度通货膨胀的最合适的指标。因为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。但由于该指标计算复杂,资料收集困难,时效性不

① 大量实证研究表明,货币冲击具有异方差,如朔夫黑德(Schorfheide)^[6]、莫洪(Mojon)^[7]以及高乐锐(Coglery)等人^[8]。另外,西姆斯(Sims)和查(Zha)^[9]认为如果将货币冲击的方差设定为常数,可能导致货币政策规则中的斜率参数出现虚假的结构变化。

② 文中的平滑概率利用金姆(Kim)的平滑算法得到^[10]。

③ 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。

强。并且中国统计部门不公布这一数据,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,考虑到CPI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。数据的处理过程为:

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 $\pi_t = (CPI - 1) \times 100\%$, 得到季度通货膨胀率。图2给出了1992年第一季度至2010年第三季度的通货膨胀率。

(3)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。测算产出缺口首先要测算潜在产出。目前估计潜在产出的方法主要有三类:第一类是线性趋势方法,其原理是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;第二类为对实际产出序列进行趋势分解的方法,如H-P滤波;第三类为生产函数法,即将充分就业水平下的劳动力和资本作为解释变量,构建生产函数模型估计潜在产出。尽管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。因此,该方法的应用受到限制。在这三类方法中,第二类方法应用最为广泛,被大多数学者所采用。因此本文采用H-P滤波方法估计潜在产出。

首先,利用官方公布的累积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,对其进行H-P滤波,由于是季度数据,因此平滑参数设定为1600,得到潜在产出 Y_t^* ,计算 $y_t = 100 \times \ln(Y_t/Y_t^*)$ 得到产出缺口序列 y_t ,见图3。

2. 模型估计结果

本文利用极大似然法估计区制转移模型中不同区

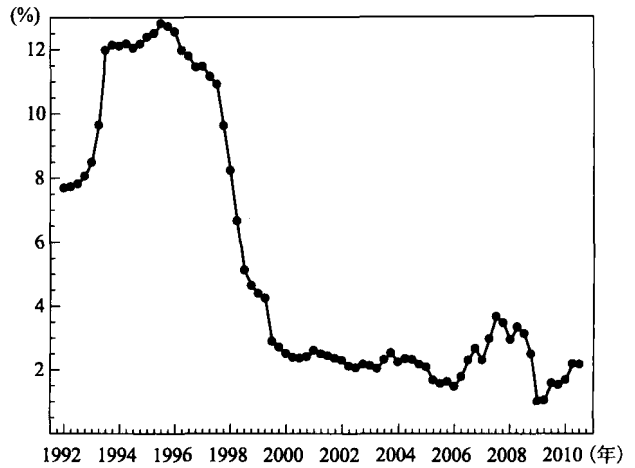


图1 名义利率

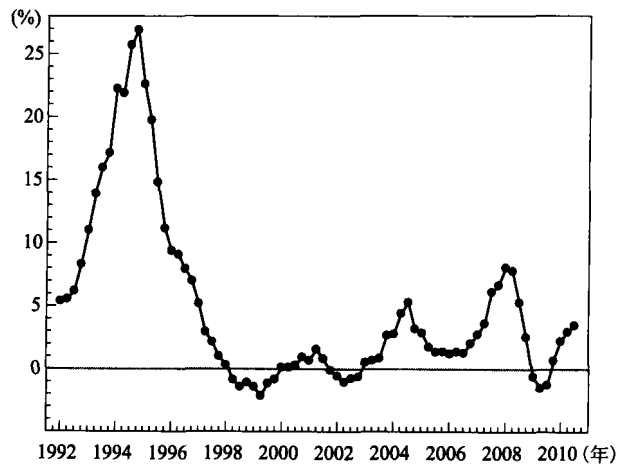


图2 通货膨胀率

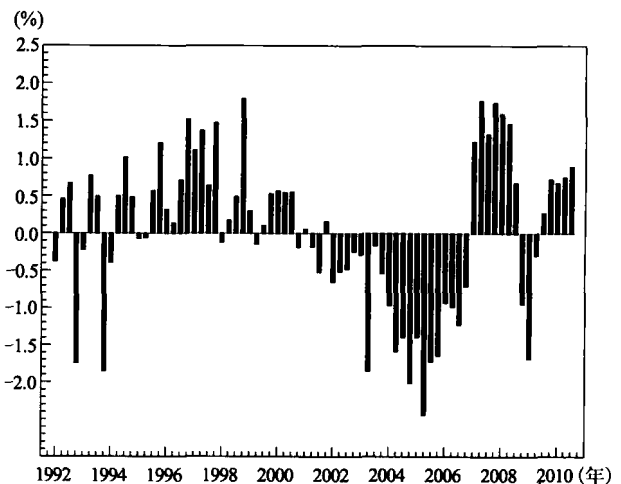


图3 产出缺口

制的参数及转移概率的结果(见表1)。估计结果表明中国货币政策规则存在明显的区制转移。在区制0上,名义利率对通货膨胀的调整参数 γ_0 的估计值为1.2169,在区制1上,对应的参数 γ_1 的估计值为0.5745,并且均显著大于0,表明中国货币当局确实存在针对通货膨胀调整利率的偏好。但由于在区制1上,参数 γ_1 小于1,导致实际利率的调整与通货膨胀出现反向变动,顺周期的调控模式会放大通货膨胀的波动,因此该区制是不稳定的泰勒规则。而对于区制0,由于调整参数 γ_0 的估计值大于1,实际利率的调整与通货膨胀顺向变化,此时反周期的调控模式可以有效抑制通货膨胀的波动,并且对通货膨胀具有牵拉效应,直至通货膨胀回归到目标通胀水平,因此区制0对应的是稳定的泰勒规则。

无论在泰勒规则的平稳区制还是在非平稳区制,利率对产出缺口的调整参数均不显著,即货币当局并没有针对产出缺口调整名义利率的迹象^①。另外,从平滑参数的估计结果可以看出,两个区制的平滑参数均显著,并且区制0的平滑参数估计值小于区制1的平滑参数的估计值,表明在泰勒规则的非平稳区制,货币当局调整名义利率存在更大的平滑倾向。而与之相比,在泰勒规则的平稳区制,货币当局调整利率更积极主动,体现了货币当局平抑物价,避免通货膨胀大幅波动的决心。

表1 带有区制转移的泰勒规则模型估计结果

参数	平稳区制($S_t = 0$)		非平稳区制($S_t = 1$)	
	估计值	标准差	估计值	标准差
ρ_{S_t}	0.8736	(0.0418)*	0.9652	(0.0143)*
μ_{S_t}	-0.6557	(2.0469)	1.4668	(1.7568)
γ_{S_t}	1.2169	(0.4056)*	0.5745	(0.1431)*
β_{S_t}	-0.0624	(0.9137)	1.2510	(1.0337)
$\sigma_{S_t}^2$	0.3089	(0.0886)*	0.0289	(0.0085)*
转移概率	$Pr(S_t = 0 S_{t-1} = 0)$	$Pr(S_t = 1 S_{t-1} = 0)$	$Pr(S_t = 1 S_{t-1} = 1)$	$Pr(S_t = 0 S_{t-1} = 1)$
	0.8578	0.1422	0.9113	0.0887

注:括号中的数字为对应参数估计量的标准差,*表示对应参数在1%显著性水平下显著。

出,自1992年至今,中国货币政策大致经历了三个平稳区制和两个非平稳区制,其中深色阴影部分为平稳区制,浅色阴影部分为非平稳区制。另外,利用模型转移概率矩阵的估计值可以计算不同区制的平均持续时间:

$$E(D_i) = \frac{1}{1 - Pr(S_t = i | S_{t-1} = i)}, i = 0, 1 \quad (9)$$

其中, $E(D_i)$ 表示区制*i*的平均持续时间,经计算泰勒规则处于非平稳区制的平均时间较长,约为11个季度,而平稳区制的平均持续期相对较短,约为7个季度,这一点从图5中可明显看出。

为检验泰勒规则平稳性是否与通货膨胀序列的平稳性有直接关联,可以对不同区制内的通货膨胀序列进行单位根检验。考虑到ADF单位根检验统计量在小样本情况下检验功效(Test Power)会降低,因此本文主要选择三个样本量相对较大的区制进行检验,即1993年第四季度至1997年第三季度、1999年第四季度至2006年第一季度的非平稳区制和2006年第二季度至2009年第三季度的平稳区制进行单位根检验。

^①值得注意的是,不同的产出缺口测算方法对货币政策规则方程中利率对产出缺口调整参数的影响较大,因此产出缺口的测算是货币政策规则研究的关键所在。

三、泰勒规则平稳性与通货膨胀序列平稳性的相依性检验

将上述模型的参数估计值代入到汉密尔顿滤波中,可以得到泰勒规则处于不同区制的滤子概率 $Pr(S_t = j | \psi_t)$ 和平滑概率 $Pr(S_t = j | \psi_T)$,图4和图5分别给出泰勒规则处于平稳区制的滤子概率和平滑概率。从图5的平滑概率图可以明显看

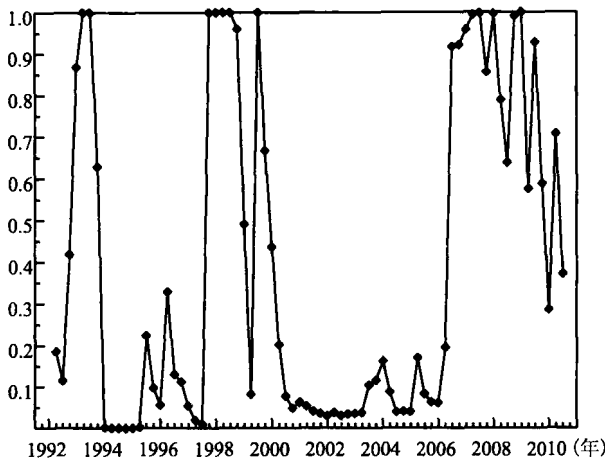


图4 区制0 滤子概率

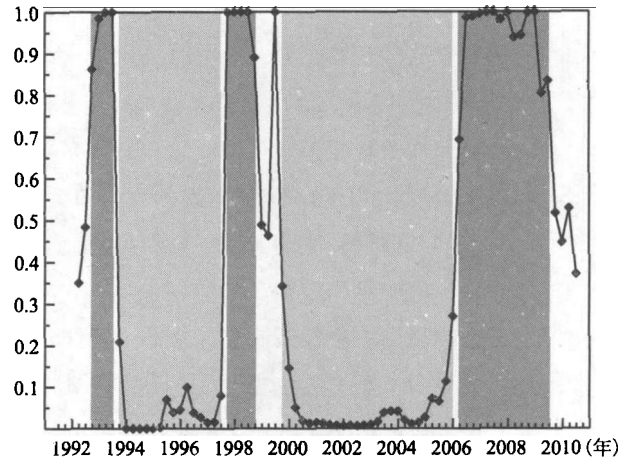


图5 区制0 平滑概率

表2 通货膨胀序列分区制的单位根检验

区制	(c,t,k)	统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	显著性概率
1993Q04 ~ 1997Q03	(1,0,2)	-1.2061	-3.9204	-3.0656	-2.6735	0.6444
	(0,0,1)	-1.0584	-2.7175	-1.9644	-1.6056	0.2490
	(1,1,0)	-2.5576	-4.6679	-3.7332	-3.3103	0.3005
1999Q04 ~ 2006Q01	(1,0,0)	-1.6907	-3.7115	-2.9810	-2.6299	0.4240
	(0,0,0)	-1.1101	-2.6569	-1.9544	-1.6093	0.2352
	(1,1,5)	-3.4780	-4.3561	-3.5950	-3.2335	0.0630
2006Q02 ~ 2009Q03	(1,0,2)	-3.3797	-4.0044	-3.0989	-2.6904	0.0306
	(0,0,1)	-1.5852	-2.7406	-1.9684	-1.6044	0.1036
	(1,1,2)	-4.0761	-4.8001	-3.7912	-3.3423	0.0319

注:(c,t,k)为单位根检验式的设定形式选项,其中c和t分别表示检验式中是否包含常数项和时间趋势项,1表示包含,0表示不包含;k为检验式中自回归项的滞后阶数,利用SIC信息准则自动选取。

从通货膨胀率的分区制单位根检验结果可以看出,对于两个泰勒规则的非平稳区制(即区制1993Q04~1997Q03和区制1999Q04~2006Q01),无论采用何种类型的检验式,ADF检验的结果均不能在5%的显著性水平下拒绝通货膨胀序列非平稳的原假设。而对于泰勒规则的平稳区制(即区制2006Q02~2009Q03),除采用不带截距项和时间趋势项的检验式不能在5%显著性水平下拒绝通货膨胀序列包含单位根外(对应的显著性概率为0.1036),采用其他两种检验式均能在5%的显著性水平下拒绝包含单位根的原假设^①。表明泰勒规则的平稳性与通货膨胀序列的平稳性存在较强的相依性。稳定的泰勒规则对通货膨胀具有明显的牵拉效应,在一定程度上保证了通货膨胀序列均值回归过程的实现。为了更形象地反映货币政策规则的平稳性与通货膨胀率变动之间的关联性,本文将按照马尔可夫区制转移模型识别的平稳区制与非平稳区制对货币政策与通货膨胀率之间的关系进行分区制分析(见图6)。

在1993年第四季度至1997年第三季度的非平稳区制,中国正经历着较高的通货膨胀,此区制平均通货膨胀率为14.10%,1994年开始的紧缩性货币政策在年底收到了明显成效,通货膨胀率由26.9%的历史高位开始回落,正是由于不稳定的泰勒规则导致此后的通货膨胀率一路下行。与前一非平稳区制内货币当局主要实施紧缩性货币

^① 为保证本文结论的稳健性,我们还利用PP检验以及KPSS检验等单位根检验方法对相应的通货膨胀序列进行平稳性检验,检验结果与ADF检验结果没有显著性差异,故略。

政策相比,在1999年第四季度至2006年第一季度的非平稳区制内,货币当局主要实施稳健的货币政策。而此区制内通货膨胀率一直保持较低水平,并且波动也比较温和。此区制平均通货膨胀率为1.12%,标准差为1.61%。这从一定程度上揭示了货币当局的损失函数存在“惰性”区域,即在通货膨胀处于较低水平,并且波动幅度不大时,通货膨胀的波动不会降低货币当局的损失函数值,此时通货膨胀不是货币当局的主要调控目标^[13]。而当通货膨胀率的波动超过某一范围时,此时价格的变动才会影响货币当局的损失函数,进而导致货币当局对其做出反应。

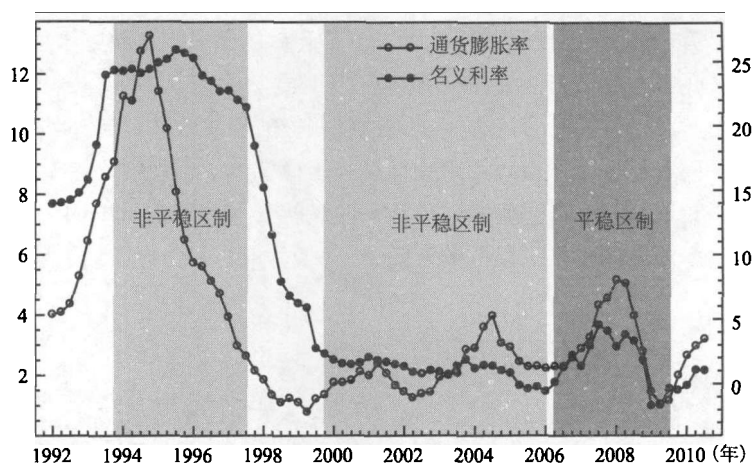


图6 货币政策与通货膨胀率的分区制分析

2007年下半年开始中国通胀压力较大,2008年2月至4月,CPI连续3个月涨幅超过8%,并且中国经济出现了过快增长的迹象,为此中国人民银行曾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,此阶段的紧缩性货币政策间接致使七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%上涨为2008年第二季度的3.34%,成功遏制住通货膨胀的上涨。然而,受2008年下半年开始的美国次贷危机的影响,中国经济也面临衰退的危险,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,与上一轮紧缩性货币政策作用效应的叠加,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。此时中国人民银行适时作出反应,连续5次下调金融机构贷款基准利率,间接致使七天期银行间同业拆借加权平均利率由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,通货膨胀率自2009年7月份触底之后也开始反弹。

值得注意的是,尽管2009年第四季度至今对泰勒规则的平稳性还不能作出明确的判断,对应的平滑概率在0.5左右。

四、主要结论与启示

货币政策作为调控通货膨胀的主要手段,其作用效果一直受到人们的普遍关注。本文利用马尔可夫区制转移模型估计了泰勒规则,结果发现中国货币政策对通货膨胀的调控模式存在区制变化,即存在稳定和不稳定的泰勒规则。对于稳定的泰勒规则,名义利率对通货膨胀变动的反应比较敏感,对应的调整参数大于1,导致实际利率与通货膨胀率能够实现同向变动,这对偏离目标值的通货膨胀具有一定牵拉效应。

进一步对泰勒规则的平稳区制和非平稳区制对应的通货膨胀序列进行单位根检验,证实泰勒规则的平稳性与通货膨胀序列的平稳性具有较强的相依性。泰勒规则的平稳区制对应的通货膨胀序列为平稳的,而泰勒规则的非平稳区制对应的通货膨胀序列是非平稳的。表明稳定的泰勒规则对通货膨胀的调控达到了预期的效果,能够保证通货膨胀率偏离目标通胀率时得到及时的回调。2007年下半年紧缩性货币政策成功遏制通货膨胀及2009年的扩张性货币政策促使价格水平触底上扬成功地解释了这一点。

然而值得注意的是,中国政府为克服国际金融危机的影响而出台的积极的财政政策和宽松的货币政策尽管已经收到了较好的经济效果,实体经济出现了明显的向好迹象。但是过高的流动性也带来了通货膨胀的风险,截至2010年第三季度,CPI季度同比增长率已连续5个季度出现上涨,而且仍面临继续上涨的压力。此时是继续实施宽松的货币政策刺激经济快速复苏还是实施稳健甚至紧缩性的货币政策防范通货膨胀,货币当局正面临两难

的选择。由于在估计的区制转移模型中,无论是稳定的还是不稳定的泰勒规则区制,名义利率对产出的调整参数均不显著,并没有发现针对产出缺口调整利率的倾向。表明中国货币政策对产出的实际效应并不明显,货币政策主要还是干预虚拟经济为主,而财政政策则主要负责调控实体经济的平稳运行。

因此,本文认为,可以继续实施适度积极的财政政策,加快实体经济摆脱国际金融危机的影响,并在此基础上保持平稳增长。而货币政策则应继续采用稳定的泰勒规则调控模式,面对日益严峻的通胀压力,应逐步由扩张性的货币政策向稳健甚至紧缩性的货币政策转变。特别是2008年以来的连续5次下调金融机构贷款基准利率,为以后利率的上调提供了足够的空间,增加了货币当局选择紧缩性货币政策工具的灵活性。

参考文献:

[1] Taylor J B. Discretion versus Policy Rules in Practice[J]. Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy,1993(39):195 - 214.
 [2] Clarida R,Gali J,Gertler M. The Science of Monetary Policy:A New Keynesian Literature[J]. Journal of Economic Literature,1999(37):1661 - 1707.
 [3] 王建国. 泰勒规则与中国货币政策反应函数的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2006(1):43 - 49.
 [4] Rudebusch G D. Is the Fed too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World[J]. Review of Economics and Statistics,2001(83):203 - 217.
 [5] Rudebusch G D. Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia[J]. Journal of Monetary Economics,2002(49):1161 - 1187.
 [6] Schorfheide F. Learning and Monetary Policy Shifts[J]. Review of Economic Dynamics,2005(8):392 - 419.
 [7] Mojon B. Monetary Policy, Output Composition and the Great Moderation[R]. Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper,2007, No. 2007 - 07.
 [8] Cogley T,Sbordone A. Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve[J]. American Economic Review,2008(98):2101 - 2126.
 [9] Sims C A,Zha T. Were There Regime Switches in U. S. Monetary Policy? [J]. American Economic Review,2006(96):54 - 81.
 [10] Kim C J,Nelson C R. State - Space Models with Regime Switching:Classical and Gibbs - Sampling Applications[M]. The Mit Press,1999.
 [11] 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[J]. 金融研究,2004(1):51 - 63.
 [12] 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(3):3 - 12.
 [13] 张小宇,刘金全. 货币政策非对称性与惰性区域的识别与检验[J]. 管理科学,2012(2):98 - 104.

Research on Intrinsic Associated Mechanism between Stationarity of Inflation and Taylor Rule

ZHANG Xiao - yu^{1,2}LIU Jin - quan²

(1. Agriculture School, Jilin University, Changchun 130062;

2. Quantitative Research Center of Economic, Jilin University, Changchun 130012)

Abstract: While maintaining price stability is the main objective of monetary policy, its effect has been controversial. This paper estimates Taylor rule with the Markov regime switching model and finds that there are different regimes where Taylor rule obeys or does not obey Taylor principle. Through unit root tests of inflation rate series in different regimes, the paper finds the stationary of inflation rate series in a regime depends on whether Taylor rule obeys Taylor principle. Inflation rate series are stationary in the regime where Taylor rule obeys Taylor principle, and Inflation rate series are not stationary in the regime where Taylor rule does not obey Taylor principle. Taylor rule which obeys Taylor principle has a pull effect on the inflation rate, and make the inflation rate fluctuate around the target inflation rate. To maintain price stable, the government should continue to implement the Taylor rule which obeys Taylor principle.

Key words: Taylor Rule; Monetary Policy; Regime Switching; Inflation

责任编辑:周斌