

非线性“麦卡勒姆规则” 下的中国货币政策检验

吴吉林 黄 辰*

摘要: 传统“麦卡勒姆规则”的线性设定存在一定的局限性,不能刻画中央银行货币政策随时间变化的非线性特征。本文使用多机制平滑转换回归模型对“麦卡勒姆规则”进行了非线性扩展,并运用该模型对中国 1983-2011 年的货币政策进行了实证分析。研究表明,以通货膨胀率为转换变量的三机制模型能较好地刻画货币供应量与通货膨胀缺口、产出缺口之间的时变非线性关系。根据宏观经济环境,中央银行对货币政策的调节力度与方向在不断变化:在低通货膨胀机制下,货币政策的调节目标是避免通货紧缩和促进经济增长;在温和通货膨胀机制下,货币政策的调节虽具有防止通货膨胀或通货紧缩的作用,但同时更倾向于增加货币供给来刺激经济增长;在高通货膨胀机制下,货币政策的调节只关注于抑制通货膨胀的发生,而对产出的反应不显著。

关键词: 麦卡勒姆规则 非线性 货币政策 STR

一、引言与文献综述

“麦卡勒姆规则”是货币政策操作的一项基本规则,它以基础货币为中介目标,通过调节货币供应量来维持经济的平稳运行(McCallum, 1985)。该规则被提出后,得到了广泛的实证支持:基于美国、日本以及英国等发达国家的宏观历史数据,McCallum(1987, 2000)、Judd 和 Motley(1991)以及 Stark 和 Croushore(2002)等发现以货币供给量为目标的“麦卡勒姆规则”能有效地降低通货膨胀率以及减少产出的波动。进入 21 世纪以来,虽然欧美发达国家的货币政策逐渐转向基于利率工具的“泰勒规则”,但对于许多新兴市场国家,由于利率行政管制的约束,以调节货币供给量为基础的“麦卡勒姆规则”比基于利率调节的“泰勒规则”可以更好地刻画中央银行的货币政策特征(Esanov et al., 2005; Fung, 2005; Ghatak and Moore, 2008)。

由于中国市场化改革开始较晚,利率价格工具相对较弱,货币数量规则一直处于主导地位。中国人民银行于 1993 年首次向社会公布货币供应量指标,1996 年起开始采用 M1、M2 作为货币政策的调控目标,并于 1998 年正式确定以货币供应量作为货币政策中间目标的地位。但近年来,我国对利率的市场管制逐渐放宽,中国人民银行逐渐把利率工具纳入到货币政策的范畴中来。因此,基于利率政策工具的“泰勒规则”也逐渐引起国内学者的关注,谢平和罗熊(2002)、陆军和钟丹(2003)、卞志村(2006)以及郑挺国和刘金全(2010)考察了各种形式的“泰勒规则”在我国货币政策中的适用性,并发现“泰勒规则”在一定程度上可以作为中央银行货币政策调整的依据,但与基于西方国家实证研究的结果相比,“泰勒规则”在中国的运用却仍然存在较大的偏差(谢平、罗熊, 2002; 谭小芬、陈昌兵, 2006)。首先,“泰勒规则”在准确刻画中央银行货币政策的能力方面明显受经济环境制约,郑挺国和刘金全(2010)利用区制转移“泰勒规则”模型对我国的货币政策反应方式进行实证研究,虽然在“活性”区制,利率调整的方向与通货膨胀和实际产出变动方向基本一致,但是在“惰性”区制,利率对通货膨胀缺口和实际产出缺口不敏感,利率并非货币政策操作的主要手段。

* 吴吉林,山东大学经济研究院,邮政编码:250100,电子信箱:rainforest1061@gmail.com;黄辰,山东大学经济研究院,邮政编码:250100。

作者感谢 2011 年山东大学自主创新基金项目(2011GN025)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

其次,在基于“泰勒规则”的实证分析中,利率调整对产出缺口和通货膨胀的敏感性方面缺乏明显的统一性。张小宇和刘金全(2010)利用排序选择模型对泰勒规则进行检验,结果发现我国中央银行主要根据产出运行情况调整利率,并没有发现中央银行根据通货膨胀率调整利率的相关证据。与此形成鲜明对比的是,Fan等(2011)则发现通货膨胀率被动地对利率做出反应,而产出缺口对利率没有任何效应。可见,“泰勒规则”在刻画我国中央银行货币政策操作规则方面还存在较为明显的缺陷,这可能是因为:我国的利率还没有完全市场化,消费、储蓄、投资对利率的变动不敏感,较高的通货膨胀率常常使得实际利率出现负值,因此,利率价格仍难以反映货币市场的真正需求。

但是,对我国中央银行货币政策操作的实证研究也没有得到支持“麦卡勒姆规则”强有力的证据。杨英杰(2002)发现“麦卡勒姆规则”在中国货币政策操作中不具有可行性。随后,宋玉华和李泽祥(2007)、葛结根和向祥华(2008)、孔丹凤(2008)、江曙霞等(2008)、Burdekin和Siklos(2008)也对“麦卡勒姆规则”在中国货币政策中的适用性进行了验证,认为“麦卡勒姆规则”虽然能基本描述我国货币政策的特点,但拟合效果不甚理想。上述文献所考察的“麦卡勒姆规则”存在一定局限性:首先,“麦卡勒姆规则”未考虑货币政策的平滑性。在实际政策操作中,为了防止经济的过度波动,以及减少宏观经济中的不确定性,中央银行倾向于对货币政策进行逐步平滑调整(Rudebusch 2001)。因此有必要在“麦卡勒姆规则”中引入货币政策的平滑参数。其次,“麦卡勒姆规则”只考察货币供应量与通货膨胀缺口、产出缺口之间的线性关系,而未考察它们之间的非线性关系。通货膨胀与产出对货币供给冲击的非对称反应(Weise 1999; Assenmacher 2006)、中央银行的非线性偏好(Dolado et al. 2000; Nobay and Peel 2003)都会使得货币政策的调节具有非线性特征。虽然中国人民银行营业管理部课题组等(2009)、郑挺国和刘金全(2010)也发现我国货币政策存在明显的非线性调节特征,在不同机制下,货币政策表现出明显的非对称性,但是这一研究主要基于“泰勒规则”。事实上,从货币政策实践来看,以货币供应量为中间目标的“麦卡勒姆规则”仍发挥着重要的作用,这是因为:一方面,中国人民银行自1998年以来正式确定以货币供应量作为货币政策中间目标,中央银行对以调节货币供应量为主要目标的存款准备金率的调整,相对于利率的调整明显更为频繁,甚至通过重启银行信贷配额等手段对货币供应量予以调节,这在“次贷危机”以来表现得尤为明显;另一方面,“麦卡勒姆规则”只需估计名义国内生产总值(GDP)缺口,而无需估计真实产出缺口,这也与我国每年只公布名义GDP目标而没有相应实际产出目标情况相吻合。因此,上述文献对我国货币政策的实证研究之所以没有提供“麦卡勒姆规则”的有力支撑,可能不是货币政策本身的原因,而是由于传统的线性模型可能存在误设。所以,基于“麦卡勒姆规则”利用非线性模型研究我国的货币政策,对正确刻画我国货币政策操作规则非常必要。

基于以上分析,本文运用非线性平滑转换回归(STR)模型来重新考察我国货币政策的“麦卡勒姆规则”,并引入因变量的滞后项来刻画货币政策的平滑性。相对于马尔科夫机制转换(MRS)模型和门槛回归(TR)模型,STR模型能更好地反映各种渐进式的政策调整以及制度的变迁。本文结构安排如下:第二部分首先简要回顾“麦卡勒姆规则”的基本模型,然后使用STR模型拓展与改进“麦卡勒姆规则”,给出模型机制的识别与模型估计;第三部分介绍所使用样本数据的选择、处理和描述,估计出模型参数,并分析不同机制下的货币政策特征;最后部分为本文的结论与启示。

二、非线性“麦卡勒姆规则”的设定与估计

(一) 线性“麦卡勒姆规则”的设定

Mccallum(1985)认为,货币当局应根据名义收入增长率与目标增长率间的偏差(产出缺口)来调节基础货币的供给:即当名义收入增长率高于目标增长率时,通过降低基础货币供给量来抑制经济过热;反之,当名义收入增长率低于目标增长率时,通过增加基础货币供给量来刺激经济发展:

$$m_t = \alpha - \Delta v_t + \lambda(y_{t-1} - y_{t-1}^*) \quad (1)$$

其中 m_t 是基础货币增长率, α 为常数项, Δv_t 是滞后16季度的平均基础货币流通速度,它是名义GDP与基础货币的比值。 y_{t-1} 是名义产出增长率,而 y_{t-1}^* 是目标增长率。另外,参数 λ 反映了货币政策对产出缺口 $y_{t-1} - y_{t-1}^*$ 的敏感程度,即为了弥补缺口而采取货币政策的力度。但实际上,正如“泰勒规则”一样,货币当局在调节货币供给时,还将对通货膨胀缺口做出反应。因此,Mccallum(2000)和Orphanides(2003)对原先的“麦卡勒姆规则”进行了扩展,采用类似于“泰勒规则”的“麦卡勒姆规则”,即同时考虑经济增长与通货膨胀对货币政策调整的影响:

$$m_t = \alpha - \Delta v_t + \kappa(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \gamma(y_{t-1} - y_{t-1}^*) \quad (2)$$

其中 π_{t-1} 、 π_{t-1}^* 分别为 $t-1$ 时期的通货膨胀率和通货膨胀目标值。同样 κ 反映了货币政策对通货膨胀缺口 $\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$ 的调整力度。在 (1)、(2) 两式中, 一个隐含的假设条件是: 货币流通速度基本是稳定的, 因此, 可以用前四年基础货币流通速度的移动平均值来代表下个季度货币流通速度的增长趋势。但是, 货币流通速度是潜在变量, 并且很难准确地测量。同时, 如果货币流通速度较稳定或者变化不大, 那么在 (2) 式中 $\alpha - \Delta v_t$ 可近似为常数。因此, 许多学者如 Esanov 等 (2005) 和 Fan 等 (2011) 在运用“麦卡勒姆规则”时并未在模型中考虑货币流通速度的影响。事实上, 我国的货币 M1 流通速度是逐渐平稳下降的过程, 特别是近年来, 流通速度变化很小 (宋玉华、李泽 2007; 李洁 2010), 平稳的货币流通速度对模型的估计结果影响不大, 只会影响截距项, 所以在我们的模型中也同样忽略了货币流通速度的影响。另外, 为了防止货币政策操作力度过大而对经济产生影响, 中央银行对货币增长率采取适度的逐步微调策略。结合以上分析, 并借鉴平滑的“泰勒规则” (可参考谢平、罗熊 2002), 我们把考虑货币政策平滑性的“麦卡勒姆规则”设定为以下形式:

$$m_t = \alpha + \kappa(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \lambda(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \rho m_{t-1} + e_t \quad (3)$$

这里 $\rho \in [0, 1]$ 为货币政策平滑参数, 它表示货币当局不是完全根据货币增长率目标来设定当期的货币增长率水平, 而是对货币增长率进行部分调整, 即每次货币增长率调整的幅度为 $1 - \rho$ 。另外, 我们用 e_t 来表示货币政策操作的不确定性, 并假设其服从 $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ 的正态分布。一项有效的货币政策应使得经济运行趋于稳定, 即要求 $\kappa < 0$, $\lambda < 0$, 此时通货膨胀与实际产出的变化伴随着货币增长率的“逆风而动”; 而当 $\kappa > 0$, $\lambda > 0$ 时, 通货膨胀与实际产出的变化伴随着货币增长率的“顺风而动”, 从而导致宏观经济的更大波动。此外, 需要特别说明的是, 除促进经济增长和维持物价稳定以外, 我国货币政策操作过程还受其他诸多因素影响, 例如: 防止流动性过剩对资本市场和房地产市场的冲击, 以及保持外汇市场的稳定等。但是, 稳定物价和保持经济稳定增长是货币政策的核心目标, 因此仅将这两大变量纳入货币政策反应函数, 既可以简化分析, 又可以刻画货币政策的基本特征。

(二) 非线性“麦卡勒姆规则”的设定

在现实经济中, 中央银行的货币政策不是一成不变的。随着宏观经济环境的变化, 中央银行货币政策的偏好也在不断进行着相应的调整, 货币政策对产出、通货膨胀具有不同的侧重。例如 20 世纪 90 年代初期, 由于持续的高通货膨胀和经济过热, 中央银行实施了从紧的货币政策, 多次降低货币增长率; 而在亚洲金融危机发生后, 为了抵御危机的冲击, 中央银行又开始转向宽松货币政策, 在 1998 年曾多次下调法定存款准备金率, 以通过增加货币供给来刺激经济增长。因此, 货币政策函数可能表现为非线性时变特征, 线性的“麦卡勒姆规则”难以刻画货币政策操作的这种非线性动态调整特征。为此, 从线性“麦卡勒姆规则”出发, 我们基于 STR 模型来构建两机制模型:

$$m_{it} = \alpha_i + \kappa_i(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \lambda_i(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \rho_i m_{i,t-1} + e_{it}, i = 1, 2 \quad (4)$$

$$m_t = (1 - G(s_t, \gamma, c)) m_{1,t} + G(s_t, \gamma, c) m_{2,t} \quad (5)$$

$G(s_t, \gamma, c)$ 是 $[0, 1]$ 之间的连续函数, s_t 为转换变量。当 $s_t \rightarrow -\infty$ 时, $G(s_t, \gamma, c) \rightarrow 0$; 当 $s_t \rightarrow \infty$ 时, $G(s_t, \gamma, c) \rightarrow 1$, 货币操作规则在 $m_{1,t}$ 与 $m_{2,t}$ 两机制之间转换, 具体的转换速度以及转换位置分别取决于 γ ($\gamma \geq 0$) 和 c 。转换变量 s_t 可以是模型中的解释变量 π_{t-1} 、 y_{t-1} 或者是确定的时间趋势。转换函数 $G(s_t, \gamma, c)$ 可以取不同形式, 本文采用最常用的 Logistical 函数:

$$G(s_t, \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)]\}^{-1}, \gamma \geq 0 \quad (6)$$

假设转换变量为 π_{t-1} , 那么两机制的 STR 模型描述了中央银行在高通货膨胀时期以及低通货膨胀时期下货币政策对通货膨胀缺口、产出缺口的非对称反应。另外, 我们还假设不同机制状态下的货币政策操作的不确定程度具有差异性, 这主要体现在 e_{it} 的方差上即 $e_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$, 同时假设 e_{1t} 与 e_{2t} 是相互独立的。

进一步来讲, 我国货币政策的操作可能要远比两机制模型复杂。虽然我国政府年初工作会议都会依据上年宏观经济运行情况, 设定当年的通货膨胀目标以及经济增长目标, 如 2011 年的经济目标是把通货膨胀率控制在 4% 左右, GDP 增长率努力达到 8% 左右。但中央银行更可能是把通货膨胀率以及经济增长率控制在以目标值为参考点的一定范围之内。当实际经济处于目标附近的合理范围时, 中央银行的货币供给以促进经济增长为主要目标, 同时抑制物价水平的过大波动, 货币增长率的变动将取决于实际经济环境; 而当实际经济处于目标范围之外时, 如当发生通货膨胀或经济过热时, 中央银行将降低货币供给速度; 反之, 当发生

通货紧缩或经济衰退时,中央银行将提高货币供给速度来促进经济发展。依据以上分析,我们考虑三机制的非线性“麦卡勒姆规则”:

$$m_{it} = \alpha_i + \kappa_i(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \lambda_i(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \rho_i m_{it-1} + e_{it} \quad i=1, 2, 3 \quad (7)$$

$$m_t = [1 - G(s_t, \gamma_1, c_1)] \{ [1 - G(s_t, \gamma_2, c_2)] m_{1t} + G(s_t, \gamma_2, c_2) m_{2t} \} + G(s_t, \gamma_1, c_1) m_{3t} \quad (8)$$

为了便于机制的划分,我们假设门槛值 $c_2 < c_1$ 。第一个转换函数 $G(s_t, \gamma_1, c_1)$ 通过门槛参数值 c_1 将样本空间划分为 $s_t > c_1$ 和 $s_t \leq c_1$ 两个子空间。第二个转换函数 $G(s_t, \gamma_2, c_2)$ 通过门槛参数值 c_2 进一步把子样本空间 $s_t \leq c_1$ 划分为 $c_2 < s_t \leq c_1$ 和 $s_t \leq c_2$ 两个子空间。因此,三机制 STR 模型把整个样本空间划分为 $R_1 = \{s_t > c_1\}$ 、 $R_2 = \{c_2 < s_t \leq c_1\}$ 和 $R_3 = \{s_t \leq c_2\}$ 三个子空间。在每个不同机制下,中央银行货币政策的操作将可能存在差异,这主要体现在参数 κ_i 、 λ_i 以及 ρ_i 上的不同。随着经济环境的变化,货币政策的操作在各机制间进行着不断的转换调整。

(三) 非线性检验

在估计非线性模型之前,有必要检验货币政策操作是否确实需要引入非线性“麦卡勒姆规则”来描述。首先我们以两机制模型为例,由于不可识别参数 γ 的存在,这将使得假设检验变得复杂。Luukkonen 等 (1988) 指出,可以通过在 $\gamma = 0$ 处对转换函数 $G(s_t, \gamma, c)$ 进行三阶泰勒展开近似得到以下辅助回归方程^①:

$$m_t = \beta_0' x_t + \beta_1' x_t s_t + \beta_2' x_t s_t^2 + \beta_3' x_t s_t^3 + \varepsilon_t \quad (9)$$

为方便起见,记 $\beta_i = (\beta_{i0}, \beta_{i1}, \beta_{i2})'$, $i = 0, 1, 2, 3$, $x_t = (1, \pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*, y_{t-1} - y_{t-1}^*)'$, $\delta = (\delta_0, \delta_1, \delta_2, \delta_3)'$, $S_t = (1, s_t, s_t^2, s_t^3)'$, 则 $\varepsilon_t = \delta' S_t e_{2t} + (1 - \delta' S_t) e_{2t} + R(e_{2t} - e_{1t})$ 。检验模型的线性只需检验 $H_0: \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0$, 在线性原假设下 $R = 0$, ε_t 服从正态分布 $N[0, (\delta' S_t)^2 \sigma_1^2 + (1 - \delta' S_t)^2 \sigma_2^2]$ 。由于 ε_t 存在明显的异方差效应,为此,我们使用异方差稳健的 Wald 检验统计量,具体可参考洪永淼 (2011)。同理,如果我国货币政策的“麦卡勒姆规则”的确存在非线性特征,那么我们还需进一步检验是两机制还是三机制模型能更好地描述这种非线性特征。依照上述同样逻辑,在 (7) 式的基础上通过在 $\gamma_2 = 0$ 处对转换函数 $G(s_t, \gamma_2, c_2)$ 进行三阶泰勒近似展开可以得到以下辅助回归方程:

$$m_t = \theta_1' x_t + \theta_2' x_t G(s_t, \gamma_1, c_1) + \beta_1' x_t s_t + \beta_2' x_t s_t^2 + \beta_3' x_t s_t^3 + (\beta_4' x_t s_t + \beta_5' x_t s_t^2 + \beta_6' x_t s_t^3) G(s_t, \gamma_1, c_1) + \varepsilon_t \quad (10)$$

通过线性近似,判断是两机制还是三机制“麦卡勒姆规则”只需检验 $H_0: \beta_i = 0, i = 1, \dots, 6$ 。由于 ε_t 仍存在异方差效应,我们继续使用异方差稳健的 Wald 检验统计量。

三、线性与非线性“麦卡勒姆规则”的实证分析

(一) 数据描述

本文选取我国 1983 年第 1 季度至 2011 年第 2 季度的通货膨胀率、GDP 增长率和货币供给增长率的时间序列进行实证研究。除部分 GDP 增长率数据外,所有其他数据均来源于中经网统计数据库^②。相关数据的选择和处理具体如下:我们通过月度商品零售价格同比指数 (RPI) 来计算季度通货膨胀率^③,首先获得月度通货膨胀率 $(RPI - 100) \times 100\%$,然后通过三项移动平均计算出季度通货膨胀率 π_t 。关于通货膨胀目标 π_t^* ,我们考虑两种设定形式,第一种是参考谢平和罗熊 (2002)、郑挺国和刘金全 (2010) 的做法,把历年通货膨胀目标都设为 4%;第二种是使用 Hodrick - Prescott (HP) 滤波方法获得潜在通货膨胀率,并假设潜在通货膨胀率等于通货膨胀目标 π_t^* 。我们将分别考察两种不同通货膨胀目标下的估计差异。对于 GDP 增长率指标,由于 1994 年之前的 GDP 季度增长率无法从统计资料中获取,我们参照 Gulasekaran 和 Abeyasinghe (2004) 对 1994 年之前的年度 GDP 数据进行了季度分解,以 1997 年为基期剔除了价格影响因素,并使用 X11 方法消除季节性因素,获得了 1983 - 1993 年的季度增长率数据 y_t ,1994 年以后的季度增长率数据来源于中经网数据库。在 y_t 的基础上,借鉴 HP 滤波 (平滑参数为 1600) 方法估算出增长率缺口 $y_t - y_t^*$,其中 y_t^* 为 HP 滤波方法估算出的潜在增长率。最后,由于 M2 数据的长度有限,我们选取名义 M1 的同比增长率作

① $G(s_t, \gamma, c) = \delta_0 + \delta_1 s_t + \delta_2 s_t^2 + \delta_3 s_t^3 + R(s_t, \gamma, c)$, $R(s_t, \gamma, c)$ 为三阶泰勒展开式余项。

② <http://db.cei.gov.cn>。

③ 鉴于 RPI 较大的样本量 (中经网统计数据库中 RPI 始于 1983 年,而 CPI 始于 1990 年) 以及 RPI 与 CPI 之间的高度相关性 (1990 年以后 RPI 与 CPI 的相关系数为 0.995),我们在实证中采用 RPI 来计算通货膨胀率,刘金全等 (2006)、张屹山和张代强 (2008) 也曾使用过该数据来研究通货膨胀率。

为货币增长率的衡量指标。同样, M1 也需要经过季节性调整来计算其增长率。图 1 给出了通货膨胀率、货币增长率、经济增长率 and 经济增长率缺口等宏观经济变量序列的基本走势。

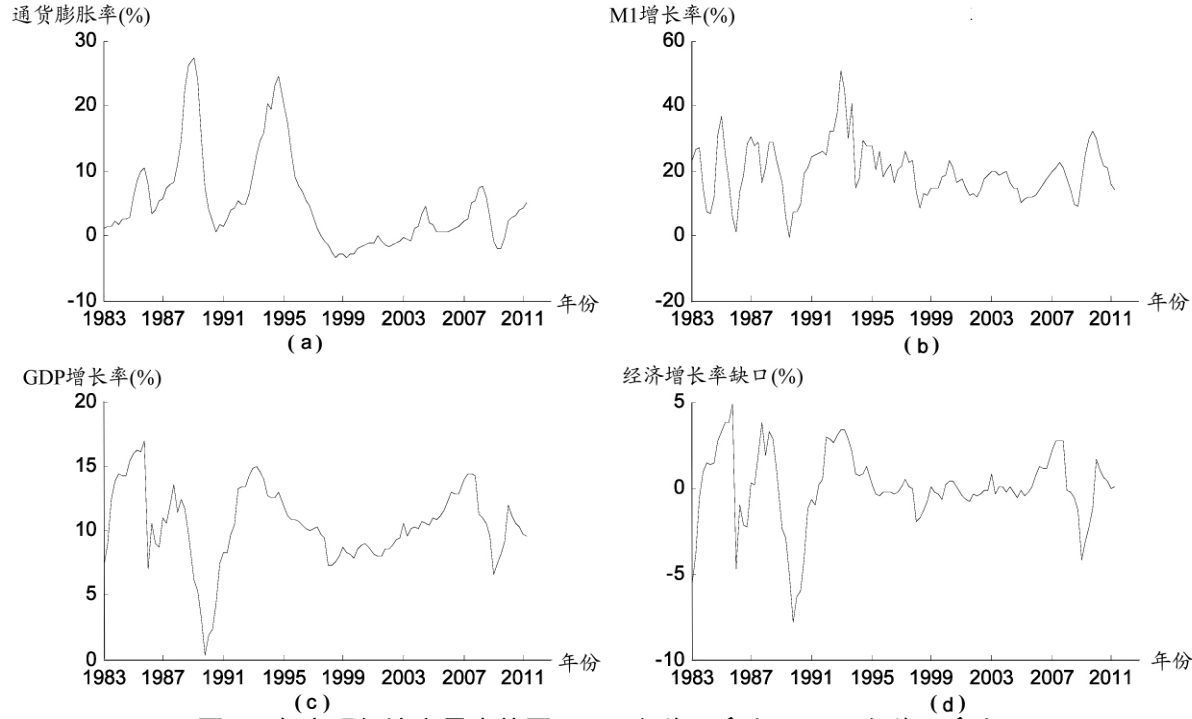


图 1 各宏观经济变量走势图(1983 年第 1 季度-2011 年第 2 季度)

(二) 线性“麦卡勒姆规则”的估计

表 1 给出了线性“麦卡勒姆规则”下我国货币政策反应函数的估算结果。其中,模型 1、模型 3 中的通货膨胀目标采用第一种设定形式;模型 2、模型 4 中的通货膨胀目标采用第二种设定形式。从实证结果来看,未考虑货币政策平滑性的模型 1 和模型 2 的拟合能力较差,其调整的 R^2 分别为 0.059 和 0.158,虽然两模型中产出缺口参数 λ 都显著为正,但通货膨胀缺口参数 κ 相差较大:模型 1 中的 κ 基本为零,而模型 2 中的 κ 显著为负。在引入货币政策的平滑性之后,模型 3 与模型 4 的拟合优度有了较大提高,调整的 R^2 分别上升到 0.557 和 0.596,而且实证结果变得稳健,这表现为通货膨胀缺口以及产出缺口的反应参数 κ 和 λ 都一致为负数。另外,我们也发现基于时变通货膨胀目标的模型更好,这可能是因为时变的通货膨胀率目标能更好地描述短期范围内通货膨胀目标以及通货膨胀缺口的变化。从 t 统计量上来看, κ 系数都至少在 5% 水平上显著,而 λ 系数在 10% 水平上都不显著。线性模型的结果表明,我国货币政策中更强调对通货膨胀的监管,而较少关注经济产出的变化。另外,两模型的平滑参数 ρ 也都高于 0.7,这说明我国货币政策的调节对前期具有较强的相依特征。因此,在对我国货币政策的“麦卡勒姆规则”的建模中,引入货币政策的平滑性参数显得尤为重要。

表 1 中国货币政策的线性反应函数

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
常数项	19.701 *** (20.622)	19.696 *** (26.747)	4.064 *** (2.757)	4.919 *** (3.422)
κ	0.007 (0.058)	-0.593 *** (-3.605)	-0.115 ** (-2.182)	-0.418 *** (-3.645)
λ	1.052 *** (2.939)	1.301 *** (3.832)	-0.256 (-0.959)	-0.066 (-0.248)
ρ			0.796 *** (11.364)	0.747 *** (10.994)
σ^2	8.277 *** (8.237)	7.828 *** (7.902)	5.579 *** (7.518)	5.318 *** (5.186)
调整的 R^2	0.059	0.158	0.557	0.596

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内为 t 统计量,下同。

(三) 两机制“麦卡勒姆规则”的估计

线性“麦卡勒姆规则”只给出了货币供应量与通货膨胀以及产出缺口间的一般线性关系。实际上,经济系统的运行可能存在更复杂的非线性特征,为此,我们将采用 STR 模型来考察可能存在的非线性“麦卡勒姆规则”。但在进行 STR 模型估计之前,首先需要确定转换变量 s_t ,以及检验是否有必要引入非线性的“麦卡勒姆规则”。Teräsvirta(1994)指出,转换变量应为拒绝线性原假设时 p 值最小的变量。由于本文转换变量的选取是在 π_{t-1} 、 y_{t-1} 之间进行的,因此,我们将给出基于 π_{t-1} 或 y_{t-1} 的统计检验结果,然后通过比较选出最优的转换变量。以经济增长率 y_{t-1} 作为转换变量在 5% 的显著水平上不能拒绝线性关系的原假设,而以通货膨胀率 π_{t-1} 作为转换变量在 1% 水平上拒绝了线性关系的原假设,且通货膨胀率作为转换变量的相伴概率几乎为零,因此我们选择滞后一期通货膨胀率作为转换变量。

表 2 给出了两机制 STR 模型的参数估计结果。从调整的 R^2 上来看,基于时变通货膨胀目标的模型 6 要优于基于常通货膨胀目标的模型 5。虽然两模型所估计参数的大小存在一定差异,但相对应参数的正负号以及显著性水平都较一致。从门槛值来看,两模型的 c 都位于 2.4 ~ 2.5 左右,该门槛值把我国的通货膨胀路径分为高通货膨胀机制和低通货膨胀机制^①,较高的参数 λ 意味着,货币政策在两机制间的调整时间较短,转换速度较快。两机制的平滑参数 ρ 都位于 0.65 ~ 0.80 范围之内,但低通货膨胀机制的平滑参数 ρ 更大,因此,货币政策在高通货膨胀发生时的调整将更大。同样,从 σ^2 的大小上来看,高通货膨胀机制的货币政策不确定性也要比低通货膨胀机制下的大。另外,货币政策对通货膨胀缺口、产出缺口的反应系数在不同机制下的变化反映了中央银行在不同时期货币政策调整的力度和方向的变化:在低通货膨胀机制下,通货膨胀缺口与产出缺口的反应参数都显著为负。此时,中央银行对货币供应量的调整会同时兼顾到通货膨胀率缺口以及产出缺口的变化,货币政策是逆周期的,这是相对稳定的“麦卡勒姆规则”;而在高通货膨胀机制下,货币供应量对通货膨胀率缺口的调整力度也相对更大,中央银行更加关注对物价水平的监控。但此时产出缺口的反应参数不显著,中央银行的货币政策调整几乎不关注经济增长的变化。高通货膨胀机制下的货币规则不是完全意义上的“麦卡勒姆规则”。

表 2 中国货币政策的两机制反应函数

	模型 5		模型 6	
	机制 1	机制 2	机制 1	机制 2
常数项	2.696 *** (2.547)	7.354 *** (2.934)	3.779 *** (3.088)	7.984 *** (2.638)
κ	-0.179 * (-1.693)	-0.283 *** (-2.409)	-0.317 ** (-2.254)	-0.534 *** (-3.803)
λ	-0.987 *** (-4.159)	0.054 (0.160)	-0.752 *** (-3.152)	0.242 (1.498)
ρ	0.775 *** (9.801)	0.718 *** (5.720)	0.739 *** (9.878)	0.651 *** (4.527)
σ^2	3.171 *** (7.856)	6.699 *** (9.836)	3.119 *** (7.680)	6.443 *** (9.511)
	$\lambda = 35.176$ *** (2.776)		$\lambda = 45.972$ *** (2.542)	
	$c = 2.412$ *** (19.554)		$c = 2.537$ *** (19.921)	
调整的 R^2	0.603		0.626	

(四) 三机制“麦卡勒姆规则”的估计

两机制 STR 模型能较好的刻画高、低通货膨胀机制下货币政策操作的非对称以及非线性特征。但中央银行更可能把通货膨胀率控制在通货膨胀目标附近的区间内。在该区间范围内,中央银行采取较稳健的货币政策,并以此来促进经济增长。而当超出该范围之外时,中央银行将采取宽松或紧缩的货币调整策略,来保证经济社会的稳定发展。因此,有必要对两机制的“麦卡勒姆规则”做进一步扩展。为了从理论上证明引

^①本文采取了类似于中国人民银行营业管理部课题组等(2009)、吴吉林(2012)以及吴吉林和张二华(2012)的处理方法,依据门槛值的大小来对通货膨胀率进行不同的区间划分。在两机制中把通货膨胀率划分为高低两种状态,在三机制中把通货膨胀率划分为低、温和及高三种状态。

入三机制的必要性,我们使用带异方差和自相关的稳健 Wald 统计量,检验结果显示 Wald 统计量在 5% 的显著性水平上拒绝了只存在两机制状态。因此,我们将使用三机制模型来描述我国“麦卡勒姆规则”的非线性特征。同样,为了使得实证回归结果具有可靠性,我们仍给出两种不同通货膨胀目标设定下的参数估计结果。

表 3 中国货币政策的三机制反应函数

	模型 7			模型 8		
	机制 1	机制 2	机制 3	机制 1	机制 2	机制 3
常数项	2.590 ** (2.632)	7.293 *** (2.496)	5.599 ** (2.080)	3.378 ** (2.163)	14.154 *** (3.353)	6.190 *** (2.221)
κ	-0.189 * (-1.723)	-1.716 ** (-2.248)	-0.194 ** (-2.006)	-0.284 * (-1.688)	-1.414 *** (-3.591)	-0.398 ** (-1.939)
λ	-0.990 *** (-4.172)	0.238 * (1.792)	-0.051 (-0.112)	-0.812 *** (-3.440)	1.703 *** (2.116)	0.002 (0.017)
ρ	0.778 *** (10.261)	0.738 *** (4.328)	0.743 *** (4.663)	0.758 *** (8.372)	0.266 ** (2.169)	0.709 *** (5.487)
σ^2	3.168 *** (7.835)	4.732 *** (7.120)	7.877 *** (8.121)	3.114 *** (7.510)	3.721 *** (7.196)	7.661 *** (8.110)
	$\lambda_1 = 50.829$ *** (3.181)		$\lambda_2 = 37.637$ ** (2.239)	$\lambda_1 = 50.045$ *** (3.243)		$\lambda_2 = 37.787$ ** (2.146)
	$c_1 = 6.263$ *** (15.724)		$c_2 = 2.404$ *** (14.218)	$c_1 = 6.273$ *** (19.080)		$c_2 = 2.426$ *** (16.123)
调整的 R^2	0.647			0.659		

表 3 显示,相对于两机制模型,三机制模型调整的 R^2 进一步上升,其对非线性的拟合能力进一步增强。基于时变通货膨胀目标的模型 8 仍优于常通货膨胀目标下的模型 7。虽然两模型下的一些参数值大小存在差异,但正负方向、显著性程度都基本一致,特别是两模型下的 σ^2 以及转换速度 λ_1 和 λ_2 、门槛值 c_1 和 c_2 相差很小。较大的 λ_1 和 λ_2 表明货币政策在三机制间的调整速度较快。低门槛值在 2.4 左右,与表 2 中两机制的门槛值相近;高门槛值位于 6.2 左右,它把原先的两机制模型进一步细分为三机制。因此,我们重新把货币政策区间划分为低通货膨胀机制 $\pi_{t-1} < 2.4$ 、温和通货膨胀机制 $2.4 \leq \pi_{t-1} < 6.2$ 、高通货膨胀机制 $\pi_{t-1} \geq 6.2$ 。中央银行在不同的通货膨胀区间内,实行不同的货币政策。这与中国人民银行营业管理部课题组等(2009)以及徐亚平(2009)基于“泰勒规则”的研究结果基本一致,前者的通货膨胀目标范围为 $1.45 \leq \pi < 7.3$,而后的通货膨胀目标范围为 $3.2 \leq \pi < 6.2$ 。

在不同的通货膨胀机制下,基于“麦卡勒姆规则”的货币政策具有明显的差异性。低通货膨胀、温和通货膨胀机制下的 σ^2 值相差不大;但在高通货膨胀机制下, σ^2 要高很多,货币政策操作的不确定性最大。虽然在温和通货膨胀机制下,模型 7 与模型 8 中的货币政策平滑性参数 ρ 相差较大,但大小次序仍具有一致性:在低通货膨胀机制下,货币政策相对于前一期的调整最小,其次是位于高通货膨胀机制下;而位于温和通货膨胀机制下,货币政策相对于前一期的调整是最大的。当位于低通货膨胀机制时,产出缺口与通货膨胀缺口的反应参数都为负数,并至少在 10% 水平上显著,这与两机制 STR 模型下的结果一样,货币政策表现为逆周期性,因此“麦卡勒姆规则”具有稳定性。在温和通货膨胀机制下,通货膨胀缺口的反应参数具有稳定性,并且比起低通货膨胀机制,中央银行对通货膨胀缺口的调整力度更大;但产出缺口的反应参数显著为正,货币政策对产出缺口的调整表现为顺周期特征,不具有稳定性。负的通货膨胀缺口和正的产出缺口的组合表明,当处于温和通货膨胀水平时,中央银行在控制物价水平的同时,更倾向于增加货币供给量来进一步刺激经济的增长,从而呈现出在温和通货膨胀时期货币供应量与产出缺口同向变动。但货币供给量的增加容易引起通货膨胀率的上升,为了同时控制通货膨胀率,中央银行也加大了对通货膨胀缺口变化的监管力度。此时货币政策操作幅度变化较大,而且产出缺口与货币供应量变化方向相反,因此货币政策较复杂。这也可能解释了温和通货膨胀时期的平滑参数 ρ 较小的部分原因。最后,当位于高通货膨胀机制时,产出缺口的反应参数几乎为零,而通货膨胀缺口的反应参数显著为负,中央银行的货币政策中以控制物价水平作为唯一目标。

上述三机制模型能较好地描述我国货币政策的现实特点。我们以最近八年来的货币政策为例:从 2003

年初至 2007 年,我国通货膨胀率水平多数处于 $2.4 \leq \pi_{t-1} < 6.2$ 的温和通货膨胀区间内,中央银行实施了较稳健的货币政策。在控制通货膨胀率的同时,中央银行更追求经济增长。在前两年时间内,通货膨胀率有上升趋势,中央银行减少了 M1 货币的供给,使得 M1 的增速有所放缓。而在后两年中,由于通货膨胀率基本得到了有效控制,中央银行增加了 M1 货币的供给。但在这四年时间内,GDP 增长率从 2003 年的 10% 上升到了 2007 年的 13%。这基本与温和通货膨胀机制下的“麦克勒姆规则”相吻合,即在控制通货膨胀的同时,更注重刺激经济的增长。从 2007 年下半年开始,由于信贷增长过快,物价开始持续上涨,通货膨胀率跃升至 6.5% 以上,为了控制物价水平,中央银行在 2007 年 12 月正式宣布转向从紧的货币政策,连续多次上调银行存款准备金率,M1 增长率速度从 21% 降至 2008 年第四季度的 9%。由于从紧货币政策的实施,通货膨胀趋势得到了有效缓解,从 2007 年第四季度的 6.6% 最终下降到 2008 年第四季度的 2.5%。同时,紧的货币政策也使得过热的经济势头得到了有效的控制,这基本与高通货膨胀机制下的“麦卡勒姆规则”相对应。同样,由于受次贷危机进一步蔓延的影响,从 2009 年初开始,我国 GDP 增速降至 8% 以下,同时发生了持续的通货紧缩,通货膨胀率开始为负。为了扭转不利的经济局势,实现年初“8%”的经济增长目标,中央银行开始实施宽松货币政策,M1 的增速从 2008 年第四季度的 9% 上升到 2009 年第四季度的 32.36%,这基本对应着低通货膨胀机制下的“麦卡勒姆规则”。

四、结论及启示

本文对我国货币政策中的“麦卡勒姆规则”进行了线性与非线性的实证分析,研究结果表明:在传统的“麦卡勒姆规则”中引入货币操作的平滑性以及非线性特征能更好地描述中央银行货币政策的复杂性。三机制的“麦卡勒姆规则”更适合描述目前我国货币政策操作的时变特征:随着宏观经济环境的变化,中央银行对通货膨胀缺口和产出缺口的反应系数大小是不断变化的,并且货币政策目标的侧重点也会根据经济运行态势的变化相应地进行调整。在低通货膨胀时期,货币政策的调节具有抑制通货膨胀和稳定经济运行的双重作用;在温和通货膨胀机制下,货币政策的调节虽具有抑制通货膨胀的作用,但同时更倾向于增加货币供给来刺激经济增长;在高通货膨胀机制下,货币政策的调节更关注抑制通货膨胀的发生,而几乎不关注经济增长。

非线性的“麦卡勒姆规则”给我们的重要启示就是,货币政策的实施决策是极其复杂的,离不开中央银行的审时度势和敏锐判断,一成不变的程序化规则难以在实践中有效实施。中央银行应该依据具体的宏观经济环境变化,灵活地进行相机抉择。特别是当通货膨胀率进入温和通货膨胀区间时,中央银行有动机增加货币供给量来刺激经济增长,这种偏重产出增长的行为有可能造成通货膨胀偏差和稳定性偏差,进而导致通货膨胀不确定性的增加,从而使得通货膨胀率超越温和反应区间。因此,在面对温和通货膨胀环境时,中央银行的货币政策操作在处理经济增长的问题上应更谨慎,特别是当通货膨胀率逼近高通货膨胀机制时。当前,面对我国宏观经济运行态势的复杂多变以及各种新情况、新问题的不断出现,我国货币政策的具体操作将不可避免地会变得更加复杂。在继续实施稳健货币政策的同时,我国政府更须注重与财政政策的协调配合,确保经济“软着陆”的成功实现。

参考文献:

1. 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。
2. 葛结根、向祥华 2008 《麦卡勒姆规则在中国货币政策中的实证检验》,《统计研究》第 11 期。
3. 孔丹凤 2008 《中国货币政策规则分析——基于泰勒规则和麦克勒姆规则比较的视角》,《山东大学学报(哲社版)》第 5 期。
4. 洪永森 2011 《高级计量经济学》,高等教育出版社。
5. 江曙霞、江日初、吉鹏 2008 《麦克勒姆规则及其中国货币政策检验》,《金融研究》第 5 期。
6. 李洁 2010 《货币流通速度变动对我国货币政策有效性及货币供求的影响》,《现代财经》第 6 期。
7. 刘金全、金春雨、郑挺国 2006 《我国通货膨胀率动态波动路径的结构性转变特征与统计检验》,《中国管理科学》第 2 期。
8. 陆军、钟丹,2003 《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第 8 期。
9. 宋玉华、李泽祥 2007 《麦克勒姆规则有效性在中国的实证研究》,《金融研究》第 5 期。
10. 谭小芬、陈昌兵 2006 《泰勒规则综述》,《经济学动态》第 4 期。
11. 吴吉林 2012 《我国通货膨胀路径中的结构性变化与非线性调整——基于 TV-STAR 模型的实证分析》,《经济评论》第 2 期。
12. 吴吉林 2012 《我国通货膨胀运动阶段的非线性平滑转换》,《统计研究》第 3 期。
13. 谢平、罗熊 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。
14. 徐亚平 2009 《泰勒规则与我国货币政策非线性反应函数的实证研究》,《财经研究》第 9 期。

15. 杨英杰 2002 《泰勒规则与麦克勒姆规则在我国货币政策中的检验》,《数量经济技术经济研究》第 12 期。
16. 中国人民银行营业管理部课题组、杨国中、姜再勇、刘宁 2009 《非线性泰勒规则在我国货币政策操作中的实证研究》,《金融研究》第 12 期。
17. 张屹山、张代强 2008 《我国通货膨胀率波动路径的非线性状态转换》,《管理世界》第 12 期。
18. 张小宇、刘金全 2010 《“泰勒规则”在中国经济运行中的经验证据》,《财经研究》第 11 期。
19. 郑挺国、刘金全 2010 《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》第 3 期。
20. Assenmacher, W. K. 2006. “Estimating Central Banks’ Preferences from a Time – varying Empirical Reaction Function.” *European Economic Review* ,50(8) : 1951 – 1974.
21. Burdekin, R. ,and P. Siklos. 2008. “What Has Driven Chinese Monetary Policy since 1990? Investigating the People’ s Bank’ s Policy Rule.” *Journal of International Money and Finance* ,27(5) : 847 – 859.
22. Dolado J. J. , D. R. Maria ,and M. Naveira. 2000. “Asymmetries in Monetary Policy Rules: Evidence for Four Central Banks.” CEPR , Discussion Paper 2441.
23. Esanov, A. , C. Merkl , and L. V. Souza. 2005. “Monetary Policy Rules for Russia.” *Journal of Comparative Economics* ,33(3) : 484 – 499.
24. Fan, L. Z. , Y. H. Yu , and C. Zhang. 2011. “An Empirical Evaluation of China’ s Monetary Policies.” *Journal of Macroeconomics* , 33(2) : 358 – 371.
25. Ghatak, S. , and T. Moore. 2008. “Monetary Policy Rules for Transition Economies: An Empirical Analysis.” *Review of Development Economics* , 15(4) : 714 – 728.
26. Gulasekaran, R. , and T. Abeysinghe. 2004. “Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation.” *Journal of Forecasting* 23(6) : 431 – 447.
27. Judd, J. P. , and B. Motley. 1991. “Nomial Feedback Rules for Monetary Policy.” *Economic Review – Federal Reserve Bank of Cleveland* , Summer: 3 – 17.
28. Luukkonen, R. , P. Saikkonen , and T. Teräsvirta. 1988. “Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models.” *Biometrika* , 75(3) : 491 – 499.
29. McCallum, B. T. 1985. “On Consequences and Criticisms of Monetary Targeting.” *Journal of Money , Credit and Banking* ,17(4) : 570 – 597.
30. McCallum, B. T. 1987. “The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: A Concrete Example.” *Weltwirtschaftliches Archives* , 123(3) : 415 – 429.
31. McCallum, B. T. 2000. “Alternative Monetary Policy Rules: A Comparison with Historical Settings for the United States , the United Kingdom , and Japan , Federal Reserve Bank of Richmond.” *Economic Quarterly* ,86(01) : 49 – 79.
32. Nobay, R. , and D. Peel. 2003. “Optimal Discretionary Money Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences.” *Economic Journal* ,113(489) : 657 – 665.
33. Orphanides, Athanasios. 2003. “The Quest for Prosperity without Inflation.” *Journal of Monetary Economics* ,50(3) : 633 – 663.
34. Rudebusch, G. 2001. “Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia.” *Journal of Monetary Economics* ,49(6) : 1161 – 1187.
35. Sánchez – Fung, José R. 2005. “Estimating a Monetary Policy Reaction Function for the Dominican Republic.” *International Economic Journal* ,19(4) : 563 – 577.
36. Stark, Tom , and Dean Croushore. 2002. “Forecasting with a Real – time Data Set for Macroeconomists.” *Journal of Macroeconomics* ,24(4) : 507 – 531.
37. Teräsvirta, T. 1994. “Specification , Estimation , and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models.” *Journal of the American Statistical Association* ,89(425) : 208 – 218.
38. Weise, C. 1999. “The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach.” *Journal of Money Credit and Banking* ,31(1) : 85 – 108.

Nonlinear “Mccallum Rule” and Its Empirical Test in Chinese Monetary Policy

Wu Jilin and Huang Chen

(Economic Research Center , Shandong University)

Abstract: The original linear “Mccallum Rule” has some limitations , which can not capture time varying nonlinear characteristics of monetary policy. This paper employs smooth transition regression model to expand the linear “Mccallum Rule” to nonlinear one , and then explores Chinese monetary policy based on quarterly data from 1983 to 2011. The empirical result shows when the inflation rate is chosen as transition variable , the three – regime model can well describe the time varying nonlinear relationship between monetary supplies and inflation gap as well as output gap. The central bank will change the adjustment intensity and direction of the monetary policy according to macroeconomic environments. In low inflation regime , the monetary policy can prevent deflation and maintain economic growth; in mild inflation regime , the monetary policy can control inflation , but it has impetus to increase monetary supply to stimulate economic growth; in high inflation regime , monetary policy only focuses on the inflation , not on economic growth.

Key Words: Mccallum Rule; Nonlinearity; Monetary Policy; Smooth Transition Regression

JEL Classification: C32 , E32 , E52

(责任编辑: 彭爽)