

包含货币因素的利率规则及其在我国的实证检验*

张屹山 张代强

内容提要: 本文根据新凯恩斯模型和货币需求方程,通过理论分析得到了包含货币因素的最优利率规则。该规则表明,货币增长率稳定性权重或货币需求方程的利率响应系数越大,利率规则的货币增长率响应系数越大,货币政策也就愈积极。然后,本文利用线性回归和门限回归方法及我国统计数据,从市场利率和管制利率两方面对利率规则进行了实证研究。估计结果表明,通胀系数、产出缺口和货币增长率各自的响应系数都大于0,这意味着利率规则能够保证当我国经济运行偏离均衡状态或央行目标时采取正确的政策调整方向,从而保证经济的平稳运行。货币高增长状态下各个变量的系数值都要稍微大于货币低增长状态下相应的系数值。

关键词: 利率规则 货币 反应函数 门限

一、引言

近年来,利率规则在许多国家的货币政策实践中获得了极大成功,这引起了国内外学者浓厚的研究兴趣。早在Friedman对相机抉择理论提出质疑时就提出了著名的货币政策规则——固定货币增长规则。随后Kydland和Prescott(1977)提出了动态不一致性的概念,通过建立社会目标函数和引进理性预期,他们认为货币当局的相机抉择行事会导致时间不一致性。Barro和Gordon(1983)认为,采用规则型货币政策得到的是“最优解”或“承诺解”,而采用相机抉择型政策得到的是“不一致解”或“欺骗解”。原因在于,规则型货币政策要求货币当局具有良好的声誉,使得公众相信政策制定者遵从有约束力的规则来消除货币当局采取相机抉择政策的可能性。Taylor(1993)认为货币政策规则是系统地(而不是随机地)按照某一计划实施货币政策,并非要有一个机械性的公式(政策制定者应该有更大的自由度)。他通过对7个工业化国家的数据模拟分析发现,利率规则最有利于货币当局保持产出与物价稳定,具体地,通过设定一个根据产出和物价水平与设定目标值之间的差距来调节真实利率的反应函数(reaction function)进行政策设计和评价,这一规则就是著名的“泰勒规则”。Goodhart(2001)和Svensson(2002)一致认为,利率规则是货币当局为了实现货币政策目标(例如保持物价稳定或经济增长),以短期名义利率(例如美国联邦基金利率或欧洲央行隔夜回购利率)为政策工具,通过利率传导机制来调节经济运行,实现经济内在稳定性的一种货币政策规则。更一般地,利率规则是对利率等政策工具如何根据经济形势变化进行调整的一般要求,应被看作对货币政策的一个指导方针。Giannoni和Woodford(2002a, 2002b)、Giannoni(2006)分别通过给定跨期损失函数,研究了理性预期模型下的利率规则。赵进文和黄彦(2006)根据以非线性二次福利函数方式给定的目标函数,测定了我国的非线性利率规则。

* 张屹山,吉林大学数量经济研究中心,吉林大学商学院,邮政编码:130012;张代强,吉林大学商学院,邮政编码:130012,电子邮箱:zdqsea@126.com。本文得到国家自然科学基金项目(07BJY168)和教育部人文社会科学研究青年基金项目(08JC790044)的资助。作者特别感谢匿名审稿人的修改建议。当然,文责自负。

关于利率规则的研究一般假定货币当局通过调控短期利率来直接影响通胀和产出等目标,而没有明确地考虑货币因素的作用,例如 Rotemberg 和 Woodford(1997)、Svensson(1997)和 Clarida 等(1999)。实际上,各国央行都在不同程度地关注着货币因素。欧洲央行在追求价格稳定的过程中,设定了一个 M3 增长率为 4.5% 的参考值,从而赋予货币一个非常重要的角色。European Central Bank(2001)从三个方面分析了货币当局监管货币总量的变化:第一,货币可能是未来通胀水平的一个指标;^① 第二,货币能够提供与那些可以决定通胀水平但不能被完全观测到的变量相关的信息;第三,货币与信用紧密相关,因此可以成为信用传导机制中的一个重要部分。

关于包含货币因素的利率规则的实证研究,McCallum 和 Nelson(1999)鉴于美联储在 1979 年至 1982 年实施“新操作程序”的事实,在反应函数中引入一个截距哑变量代表“新操作程序”。估计结果表明,该哑变量在统计上是显著的,这说明那个时期美国联邦基金利率能够对关于通胀、实际产出增长和货币增长的信息做出反应。Mehra(1999)进一步将货币增长率作为斜率哑变量引入前瞻性反应函数中进行估计,发现货币增长率也具有统计显著性。这意味着“新操作程序”表明了美联储确实在货币增长上倾注了大量的精力,并成为这段时期里利率变动的一个重要根源。继谢平和罗雄(2002)首次利用我国数据对利率规则进行实证研究之后,张屹山和张代强(2007)考虑到我国自 1998 年开始正式使用货币供应量作为唯一中介目标的事实,将滞后货币增长率引入前瞻性反应函数中,利用我国 1998—2005 年的月度数据进行估计,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,三个利率指标对预期通胀率和预期产出的反应大都不足。本文根据新凯恩斯模型和货币需求方程从理论上推导出包含货币增长率的最优利率规则。然后,利用线性回归方法和门限回归方法,以货币增长率作为门限变量,利用我国 1998—2006 年的月度数据对利率规则进行实证研究。本文以下的结构为:第二部分是模型构建;第三部分是实证检验;第四部分是结论。

二、模型构建

(一)新凯恩斯模型与货币需求方程

价格和工资的刚性、金融市场中存在的摩擦以及货币政策传导的不畅导致了货币政策传导的滞后性,这种滞后性的存在以及理性预期理论的兴起使得货币当局对前瞻性货币政策日益关注。近年来,在微观基础上推导出来的新凯恩斯模型作为前瞻性动态一般均衡模型被广泛应用到货币政策的研究中,例如 Rotemberg 和 Woodford(1997)与 Clarida 等(1999)。本文将采用 Clarida 等(1999)提出的新凯恩斯模型。^②

令 y_t 表示产出与其自然水平的对数偏离,即产出缺口;通货膨胀率 π_t 是价格水平的对数变化。产出缺口根据总需求方程(1)决定:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^y \quad (1)$$

其中, i_t 是利率工具, $E_t \pi_{t+1}$ 和 $E_t y_{t+1}$ 分别表示基于 t 期可获得信息对 $t+1$ 期通货膨胀率和产出缺口的期望,参数 $\varphi > 0$ 是消费的跨期替代弹性。总需求扰动 ε_t^y 可以被解释为 Wicksellian 自然利率的变动,即实际利率将使产出连续保持在潜在水平上,并假定 ε_t^y 是具有方差 σ_y^2 的白噪声扰动。通

^① 一些学者认为,既然货币增长有可能不是未来通胀水平的一个可靠指标,那么央行在制定货币政策时不应该考虑货币增长的变化。例如 Estrella 和 Mishkin(1997)以及 Rudebusch 和 Svensson(1998)。然而, Söderström(2005)认为,上述文献并没有考虑到货币增长目标在一个前瞻性模型中可能有助于稳定预期。

^② 该模型分别根据代表家庭最优储蓄决策的消费欧拉方程和交错名义价格设定而获得,其重要含义是,当前经济行为严重依赖对货币政策未来进程的预期和当前政策。

胀率根据附加预期的 Phillips 曲线决定:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \epsilon_t^\pi \quad (2)$$

其中, $0 < \beta < 1$ 是贴现因子; κ 的大小与价格黏性有关(黏性越大意味着 κ 越小); 扰动项 ϵ_t^π 是供给冲击(或成本冲击), 使产出的自然水平(与价格稳定性一致的水平)偏离经济有效水平, 假定 ϵ_t^π 是具有方差 σ_π^2 的白噪声扰动。

为了分析货币因素在利率规则中的作用, 我们设定了一个货币需求方程, 该方程决定了央行必须提供什么样的货币总量来支持一个给定的利率水平。^① 为简化起见, 我们采用 Woodford(1996)与 McCallum 和 Nelson(1999)根据微观基础推导获得的标准货币需求方程, 该方程假定实际货币持有需求与产出缺口正相关, 与当前名义利率(持有货币的机会成本)负相关。^② 对该货币需求方程取一阶差分, 从而获得货币供给增长率的表达式:

$$\Delta m_t = \pi_t + \alpha \Delta y_t - \phi \Delta i_t + \epsilon_t^m \quad (3)$$

其中, Δm_t 是名义货币存量的对数变化; 参数 $\alpha, \phi > 0$ 都依赖于与持有货币余额成本有关的货币需求替代弹性; 扰动项 ϵ_t^m 代表了货币流通速率的冲击, 假定 ϵ_t^m 是具有方差 σ_m^2 的白噪声扰动。

(二) 货币政策目标函数

我们假定货币政策目标是使得形如(4)式的跨期(intertemporal)损失函数的期望最小:

$$W = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} L(\pi_\tau, y_\tau) \quad (4)$$

其中, 贴现因子 $0 < \delta < 1$, 期间(period)损失函数(5)是通胀率和产出与各自目标水平偏离的均方:

$$L(\pi_t, y_t) = 1/2[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2] \quad (5)$$

Woodford(1999)证明了货币政策目标函数(4)和(5)代表了社会福利的二阶 Taylor 近似。参数 $\lambda_y \geq 0$ 度量了产出稳定性相对于通胀稳定性的权重, 反映了货币政策偏好, 其大小一般由政策制定者根据经济状况外生给定。^③

货币政策的最终目标是选择短期利率的最优路径使损失函数(4)和(5)最小。正如 European Central Bank(2001)强调的货币当局通常会监管货币总量的变化, Friedman(1996)考虑到美联储在 20 世纪 70—80 年代曾经采用货币总量(M1 和 M2)作为货币政策中介目标, 提出应该把货币供给与其目标之间的缺口纳入到货币政策目标函数。类似地, Svensson(1998)认为, 欧洲央行应该设定一个货币增长目标以便与通胀目标一致, 为此他将货币增长率与其目标偏离的平方引入损失函数描述严格的货币增长目标体制。我国央行从 1998 年开始使用货币供应量作为唯一中介目标, 这表明货币供应量在我国货币政策框架中的重要性逐渐提高。为了考察货币因素在利率规则中的作用, 我们将货币增长率与其目标水平(标准化为零)的偏离引入期间损失函数:

$$L(\pi_t, y_t) = 1/2[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_{\Delta m} (\Delta m_t)^2] \quad (6)$$

Woodford(1999)认为, 在私人部门行为最优化的情况下, 利率平滑(interest rate smoothing)是最优的。考虑到为了防止利率的大幅波动对金融系统及整个经济造成不稳定的影响而对利率进行的渐进调整, 利率平滑也常常被引入损失函数中, 例如 Svensson(1999)。因此损失函数修改为:

$$L(\pi_t, y_t) = 1/2[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_{\Delta m} (\Delta m_t)^2 + \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2] \quad (7)$$

① Taylor(1998)认为, 货币政策模型应该包括货币因素, 例如可以通过一个货币需求方程或一个具有货币变量的效用函数的一阶最优化条件加以描述。

② 实际上, Woodford(1996)与 McCallum 和 Nelson(1999)根据产出水平而非产出缺口获得该货币需求方程。我们假定潜在产出是固定的, 因此产出水平的变化可以转化为产出缺口的变化。

③ Söderström(2005)指出, 在利率规则的预承诺机制下, 货币当局的损失函数与社会损失函数是相同的。

其中, $\lambda_{\Delta m}$ 和 λ_i 分别度量了货币增长率稳定性和利率变化稳定性(平滑性)相对于通胀稳定性的权重。

(三) 最优利率规则

货币当局在期间损失函数(7)的约束下,使得跨期损失函数(4)最小。根据 Svensson(1997, 1999)提出的方法,上述跨期优化问题可以简化为逐期优化问题。因此,货币当局在满足约束条件(1)、(2)和(3)下求解:

$$\min_{i_t} 1/2[\delta^2(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_{\Delta m}(\Delta m_t)^2 + \lambda_i(i_t - i_{t-1})^2] \quad (8)$$

计算(8)式关于 i_t 求导的一阶条件,整理后获得最优反应函数:

$$i_t = i_{t-1} + \gamma_\pi(\pi_t - \pi^*) + \gamma_y y_t + \gamma_{\Delta m} \Delta m_t \quad (9)$$

其中, $\gamma_\pi = \varphi \kappa \delta^2 / \lambda_i$, $\gamma_y = \varphi / \lambda_i$, $\gamma_{\Delta m} = \phi \lambda_{\Delta m} / \lambda_i$ 。^① 根据利率规则原理,当 γ_π 、 γ_y 和 $\gamma_{\Delta m}$ 都为正数时,通胀率、产出和货币增长率与各自目标偏离的变化会导致名义利率的顺向变化,从而使经济运行趋于稳定,并且取值越大代表政策越积极。反之,当 γ_π 、 γ_y 或 $\gamma_{\Delta m}$ 中的任何一个小于零,名义利率会随着上述三个变量的变化而逆向变动,从而有可能加剧经济运行的波动。尤其是货币增长率响应系数 $\gamma_{\Delta m}$, (9)式表明,货币增长率稳定性权重 $\lambda_{\Delta m}$ 越大,即货币当局越关注货币增长率, $\gamma_{\Delta m}$ 也越大,货币政策也就越积极;货币需求方程的利率响应系数 ϕ 越大,货币增长变化对利率变化越敏感, $\gamma_{\Delta m}$ 也越大;利率稳定性权重 λ_i 越大,意味着货币当局越偏好利率平滑,那么 $\gamma_{\Delta m}$ 越小。

三、实证检验

反应函数(9)中利率一阶滞后项的系数等于1意味着利率水平的变化具有持续性影响(在随机游走的情形下,该影响是永久性的)。大多数实证文献把利率滞后项的系数看作未知参数添加到反应函数,通过实证研究考察利率的平滑程度,同时更好地描述利率的实际走势,例如 Clarida 等(2000)与张屹山和张代强(2007)。因此,根据最优反应函数(9),我们的实证模型设定为:

$$i_t = \gamma + \rho i_{t-1} + \gamma_\pi(\pi_t - \pi^*) + \gamma_y y_t + \gamma_{\Delta m} \Delta m_t + \xi_t \quad (10)$$

其中, ρ 表示利率平滑程度, γ 代表常数项, ξ_t 是误差项。

(一) 变量与数据

Taylor(1993)使用的利率指标是美国联邦基金利率,该利率作为美国货币市场的基准利率,是金融市场上具有普遍参照作用的利率,其他利率水平或金融资产价格都根据这一基准利率水平来确定。基准利率所反映的市场信号,或者中央银行通过基准利率所发出的调控信号,能有效地传递到其他金融市场和金融产品上。符合这个特点的利率指标还有欧洲央行的隔夜回购利率。然而,与一系列利率规则描述的完全市场化的利率体制不同,除了货币市场利率之外,我国目前的利率体系还包括管制利率(主要是商业银行存贷款利率)。目前,我国绝大部分金融资产仍受存贷款利率的约束,央行仍对贷款利率下限和存款利率上限保持管制,也就是说,绝大部分金融资产仍受管制利率的约束。在实际的利率水平调整中,央行一般以同期物价上涨率为参照物,先定出1年期存款利率,然后再确定商业银行其他档次的存贷款利率以及中央银行的存贷款利率。^② 因此,本文分别选择我国七天期银行间同业拆借名义利率作为反应函数检验中的货币市场名义利率,选择一

^① Svensson(1999)指出,诸如(9)式的根据前瞻性结构模型获得的反应函数,从表面上看,当期利率水平仅仅依赖于当期变量,但这并不因为当期变量是前定目标变量,而是因为它们可以预测未来变量。

^② 目前中国的存贷款利率包括央行确定的“存贷款基准利率”和市场中国绕基准利率水平上下浮动而形成的存贷款实际(平均)利率。

年期存款名义基准利率作为反应函数检验中的管制利率(简称为存款利率)。

数据来源于中经网 <http://www.cei.gov.cn>,包括 1998 年 1 月至 2006 年 12 月共 108 个月的月度数据。首先利用 X-11 对名义 GDP 进行季节调整,^①再利用 HP 滤波求出潜在 GDP,最后得到产出缺口 = 100 × (季节调整的真实 GDP - 潜在 GDP)/潜在 GDP。由于存款名义基准利率缺乏平滑性,因此实证检验时,本文使用存款利率的趋势水平来代替存款名义基准利率。图 1 中的存款利率趋势曲线是利用 HP 滤波获得的,表示时间序列当中的趋势成分。本文用 CPI 的变化率来衡量通货膨胀率。由于我国央行同时采用 M1 和 M2 作为货币政策的调控目标,本文将分别使用 M1 和 M2 衡量货币供给增长率。

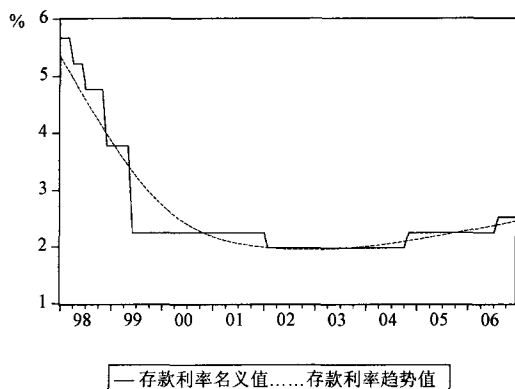


图 1 存款利率名义值及其趋势值

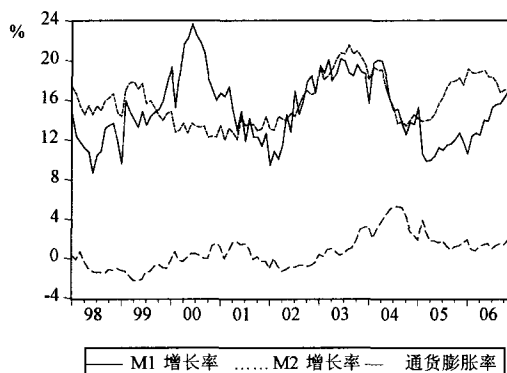


图 2 M1 增长率、M2 增长率和通货膨胀率

(二) 计量方法

Hansen(2000)发展了针对门限回归估计的渐进分布理论。根据 Hansen(2000)的门限回归建模方法,(10)式在两状态下的门限模型为:

$$i_t = [\gamma_1 + \rho_1 i_{t-1} + \gamma_{\pi 1}(\pi_t - \pi^*) + \gamma_{y1} \gamma_t + \gamma_{\Delta m1} \Delta m_t] I[q_t \leq \gamma] + [\gamma_2 + \rho_2 i_{t-1} + \gamma_{\pi 2}(\pi_t - \pi^*) + \gamma_{y2} \gamma_t + \gamma_{\Delta m2} \Delta m_t] I[q_t > \gamma] + \xi_t \quad (11)$$

其中, q_t 为门限变量; γ 为门限值; 哑变量 $I_t(\gamma) = \{q_t \leq \gamma\}$, $\{ \cdot \}$ 为指示函数, 当 $q_t \leq \gamma$ 时, $I = 1$, 否则, $I = 0$ 。令 $\delta = (\gamma_1, \rho_1, \gamma_{\pi 1}, \gamma_{y1}, \gamma_{m1}; \gamma_2, \rho_2, \gamma_{\pi 2}, \gamma_{y2}, \gamma_{m2})$,

$$S_n(\delta; \gamma) = \sum_{i=1}^n \xi_i^2 \quad (12)$$

是误差函数均方和。使得(12)式最小化获得 LS 估计量 $\hat{\delta}$ 和 $\hat{\gamma}$ 。在最小化过程中; γ 被假定限制在有界集 $[\underline{\gamma}, \bar{\gamma}] = \Gamma$ 中。(11)式可以看作基于 γ 关于 δ 的线性表达式, 对(11)式进行 OLS 估计获得 $\hat{\delta}(\gamma)$, $\hat{\gamma}$ 就是使得 $S_n(\delta; \gamma)$ 的最小值。既然 $S_n(\delta; \gamma)$ 至多取 n 个不同值, $\hat{\gamma}$ 可以被唯一地表达为 $\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_n} S_n(\gamma)$, 其中 $\Gamma_n = \Gamma \cap \{q_1, \dots, q_n\}$ 。然后通过计算 $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\hat{\gamma})$ 获得斜率 δ 的估计值。

(三) 实证结果

1. 门限效应检验

为了避免伪回归, 本文分别利用 ADF 单整检验法和 Johansen 协整检验法进行检验, 发现同业拆借利率、通胀率、产出缺口和 M1 增长率(M2 增长率)在 95% 的置信水平下至多存在一个协整关系; 存款利率趋势值、通胀率、产出缺口和 M1 增长率(M2 增长率)在 95% 的置信水平下也至多存在一

^① 由于中经网给出的是季度 GDP, 本文利用线性插值法对季度 GDP 进行了月度分解。通货膨胀率、M1 和 M2 均采用同比数据。

个协整关系。

门限变量的选择可以由理论模型外生决定,本文分别采用通货膨胀率和货币供给增长率作为门限变量,并应用 Hansen(1996)提出的 Lagrange multiplier(LM)检验来考察是否拒绝线性模型(即无门限值)的零假设。由于门限 γ 在无门限效应的零假设下不可鉴别,从而传统的检验统计量不再服从 χ^2 分布。为解决这一问题,Hansen(1996)通过统计量本身的大样本分布函数转换得到大样本下的渐进 p 值。在原假设成立的条件下,该 p 值统计量的大样本分布为均匀分布,并且可以利用 bootstrap 方法实现。我们将分别以通货膨胀率和货币供给增长率为门限变量进行门限效应检验。如果确实存在门限效应,我们将对门限模型进行进一步估计,否则,我们对线性模型进行估计。

下面,我们分别以通货膨胀率和货币供给增长率为门限变量来考察是否拒绝线性模型(即无门限值)的零假设。Bootstrap 的模拟次数为 2000 次,结果如表 1 所示。

表 1 表明,无论是以通货膨胀率还是以货币供给增长率(M1 和 M2)作为门限变量,同业拆借利率下的反应函数(1.1 和 1.2)在 5% 的显著水平上都不能拒绝函数为线性的原假设,即模型 1.1 和 1.2 都不存在门限效应。存款利率下的反应函数(M1 下的模型 2.1 和 M2 下的模型 2.2)以通货膨胀率作为门限变量时在 5% 的显著水平上不能拒绝函数为线性的原假设;但以货币供给增长率(M1 和 M2)作为门限变量时,相应的反应函数在 5% 的显著水平上可以拒绝线性假设,即模型存在门限效应,所以是非线性的。因此,根据货币供给增长率处于高增长状态或低增长状态,模型 2.1 和模型 2.2 分别具有不同的线性表达式。

2. 估计结果

由于模型 1.1 和 1.2 都不存在门限效应,因此我们对其线性模型进行 OLS 估计,结果见表 2。

表 2 拆借利率线性反应函数的估计结果

	ρ	γ_x	γ_y	$\gamma_{\Delta m}$	R^2
模型 1.1(M1)	0.876(1.068)	-0.105(-0.241)	-0.045(-0.252)	-0.018(-0.275)	0.585
模型 1.2(M2)	0.982(7.257)	0.018(0.377)	0.001(0.051)	0.014(0.652)	0.857

注:模型 1.1 考察了利用 M1 衡量货币供给增长率时同业拆借利率反应函数的检验结果,模型 1.2 考察了利用 M2 衡量货币供给增长率时同业拆借利率反应函数的检验结果。系数估计值旁的括号内是 t -统计量。

由于模型 2.1 和 2.2 存在门限效应,我们利用 Hansen(2000)提出的门限回归估计方法,分别以 M1 增长率和 M2 增长率为门限变量对模型 2.1 和 2.2 进行估计,结果见表 3。

(四)政策涵义

表 2 和表 3 表明,M2 增长率下各个模型的 R^2 都要比 M1 增长率下各个模型的 R^2 高,利用 M2 衡量货币增长率的反应函数能更好地拟合我国市场利率和管制利率的实际走势。从图 2 我们可以

直观地发现, M1 和 M2 各自增长率的变化趋势并不一致, 这种 M1 和 M2 增速之差常被形象地称为“喇叭口”。例如, 2005 年初出现的 M2 与 M1 增长率之间的“喇叭口”直到 2006 年底才基本合拢。彭兴韵(2006)认为, “喇叭口”的出现常常让人们在根据货币供应指标来判断宏观经济和货币政策走向时感到很困惑, 不同层次的货币供应量的增长率之间的所谓“喇叭口”对公众预期货币政策产生了不利的影响。一般认为, M1 体现社会经济主体的即期购买力, 主要与短期经济活动相关, 并对短期 CPI 具有较强的解释能力; M2 体现经济活动中长期的购买力, 对于未来 CPI 和名义经济增长具有较强的解释作用, 因而适合作为货币政策的中介目标(钱小安, 2000)。因此, 我们将对包含 M2 的模型 1.2 和 2.2 的估计结果进行分析。

表 3 以货币供给增长率为门限变量的存款利率反应函数的门限回归估计结果

门限变量	模型 2.1(M1)		模型 2.2(M2)	
	M1 增长率		M2 增长率	
门限值	低增长(13.2%)	高增长(>13.2%)	低增长(16.5%)	高增长(>16.5%)
ρ	0.954(0.002)	0.932(0.004)	0.951(0.002)	0.931(0.005)
γ_{π}	0.010(0.045)	0.019(0.039)	0.020(0.046)	0.081(0.041)
γ_y	0.008(0.007)	-0.002(-0.002)	0.007(0.003)	0.012(0.006)
$\gamma_{\Delta m}$	0.007(0.026)	-0.031(-0.006)	0.006(0.002)	0.068(0.018)
R^2	0.72	0.76	0.88	0.86

注: 模型 2.1 考察了利用 M1 衡量货币供给增长率时存款利率反应函数的检验结果, 模型 2.2 考察了利用 M2 衡量货币供给增长率时存款利率反应函数的检验结果, 系数估计值旁的括号内是 t-统计量。

1. 利率平滑

模型 1.2 和 2.2 的估计结果表明, 利率平滑值都比较大, 处于 0.85 和 1 之间。正如 Rudebusch 和 Svensson(1998)对各国利率调整的历史行为进行比较后发现, 各国央行具有利率平滑的偏好, 我国央行也存在利率平滑的偏好。随着中国利率市场化的逐步深入, 央行已经开始注重利率工具的使用。事实上, 从 1996 年到 2004 年, 央行连续 8 次下调商业银行一年期存贷款基准利率以及其他相应市场利率, 幅度最大为 1.5%, 最小为 0.25%, 并具有调整幅度逐渐减小的趋势, 这显示出利率平滑操作机制逐渐进入央行的视野。随后, 央行分别在 2004 年 10 月 29 日、2006 年 4 月 27 日和 8 月 19 日连续三次以 0.27 个百分点调整一年期商业银行存贷款基准利率, 从资金需求面抑制投资过快增长和信贷扩张, 以进一步增强宏观调控的效果。

2. 通胀率和产出缺口

根据模型 1.2 和 2.2 的估计结果, 同业拆借利率代表的市场利率和存款利率代表的管制利率下各反应函数中通胀率和产出缺口变量的估计系数都大于 0, 这说明了同业拆借利率和存贷款利率在通胀率和产出缺口增加时都会同向地增加, 这有利于促进通胀率下行, 保持产出的稳定增长。表 3 进一步表明, 与货币供给低增长状态下的情形相比, 货币供给高增长状态下反应函数中通胀系数的响应系数较大, 这意味着在货币高增长状态下, 货币政策对通胀变化的响应更加强烈。其内在原因或许是货币高增长可能将导致通胀水平上行(如图 2 所示, 在 2002 年至 2006 年这段时期内, 货币增长趋势与通胀趋势基本一致), 央行的通胀预期增大, 从而货币政策变得更加积极。因此, 利率规则能够保证在经济运行偏离均衡状态或央行目标时采取正确的政策调整方向, 保证经济的平稳运行。

3. 货币增长率

无论是表 2 中同业拆借利率下的线性模型 1.2, 还是表 3 中存款利率下的非线性模型 2.2, 它们的货币增长响应系数都大于 0, 这说明市场利率和管制利率能够在货币供应偏离目标值时有效地

抑制缺口增大,使货币供应增速趋向目标值,保证货币供应中介目标的实现。根据模型 2.2 不同门限下的估计结果,货币供给高速增长状态下货币供给响应系数的估计值略微高于货币供给低增长状态下的估计值,这意味着当货币增长过快时,央行的货币增长预期随之提高,因此可能采取包括存款利率工具在内的更加积极的货币政策。

就我国目前以货币供给为中介目标的政策框架而言,1998 年至 2006 年我国 M1 和 M2 年增长目标平均值分别为 15.09% 和 15.94%,而 M1 的实际年增长率稳定在 12.7%—18.7% 之间,M2 的实际年增长率稳定在 12.3%—19.6% 之间。从总体上看,货币供应增长率的实际运行结果在目标均值附近小幅波动(当然极个别年份波动较大),基本控制在预定目标值附近,偏离的原因可能有年初的目标定得不合理、中介目标与最终目标之间的关系发生了变化、货币政策执行力等(刘明志,2006)。

然而,自从 2003 年开始我国出现流动性过剩现象以来,至今流动性过剩问题依然比较突出。对此,央行综合运用各种政策工具,包括加强公开市场操作,先后 8 次提高法定存款准备金率等措施。同时,货币市场利率和商业银行存贷款利率也相应提高,以共同解决流动性过剩问题,缓解可能出现的通胀压力。正如范从来(2004)提出的,有效发挥货币供应量作为货币政策中介目标的作用,关键在于创造出更有利于货币供应量发挥中介目标功能的货币调控机制,包括需要利率市场化配合。钱小安(2007)也认为,解决我国目前的流动性过剩问题更为重要的是,要有效运用利率政策工具,即适当上调存贷款利率达到中性水平,引导社会资金合理流动。同时,加快形成市场利率体系,加大对短期利率水平的引导,逐步建立以市场利率为主要手段的操作目标,有效发挥利率政策的调控作用。与发达国家的货币市场相比,我国的货币市场起步虽晚,但发展较快。2007 年 1 月 4 日,央行正式推出上海银行间同业拆放利率(Shanghai Inter-bank Offered Rate, Shibor)作为中国货币市场的基准利率,这将进一步推动我国的利率市场化,完善我国货币市场机制,同时提高金融机构自主定价能力,完善货币政策传导机制。

四、结 论

本文根据新凯恩斯模型和货币需求方程,通过理论分析得到了包含货币因素的最优利率规则。该规则表明,货币增长率稳定性权重或货币需求方程的利率响应系数越大,利率规则的货币增长率响应系数越大,货币政策也就愈积极。然后,本文利用线性回归和门限回归方法及我国统计数据,从市场利率和管制利率两方面对利率规则进行了实证研究。估计结果表明,通胀系数、产出缺口和货币增长率各自的响应系数都大于 0,这意味着利率规则能够保证当我国经济运行偏离均衡状态或央行目标时采取正确的政策调整方向,从而保证经济的平稳运行。此外,货币高速增长状态下各个变量的系数值都要稍微大于货币低增长状态下相应的系数值。

任何形式的利率规则理论,只是对现实的一种简化和近似,不能完全描述复杂多变的现实世界。实际上,各国央行在进行利率调整时,除了产出、通胀和货币供给因素之外,都必须根据本国现实国情,综合考虑其他货币政策因素。例如,对于尚未建立浮动汇率管理体制的我国来说,利率变动除了要考虑物价指数和货币增长的变化,还需要配合人民币汇率渐进式改革,稳定人民币汇率,减小升值压力。因此,当央行为了抑制贷款需求导致的经济过热而需要提高信贷市场利率时,就不得不考虑加息对国际投机资本流动对我国经济的影响。Bordo 和 Jeanne(2002)还讨论了资产价格和利率规则之间的关系,认为资产价格泡沫的破裂将会影响到金融系统的稳定,应该把资产价格膨胀因素纳入利率规则,在泡沫刚开始扩张的时候采取行动抑制泡沫。正如 Svensson(1998)认为的,实践中没有一个国家的央行会机械地跟从任何利率规则。众所周知,每个央行都会在短时间内,通过考虑所有可得信息,而非仅仅利率规则理论包含的变量所含有的信息,来考虑它的货币政策。

随着我国利率体制的进一步完善,运用利率调控经济运行的货币政策的效果将逐渐增强,这就要求不断完善货币市场利率形成机制,具体包括大力发展同业拆借、债券回购和票据市场等货币市场,提高各个子市场的关联度等。同时,要继续推进我国利率市场化建设,加快商业银行存贷款利率的市场化改革,建立健全商业银行自主风险定价与自我约束机制。此外,进一步理顺包括央行再贷款利率和再贴现利率、存贷款利率、货币市场利率(同业拆借利率、债券回购利率和票据市场利率等)在内的利率体系,提高利率传导机制的有效性,以有利于今后利率规则在我国货币政策框架中的有效实施。

参考文献

- 范从来,2004:《论货币政策中间目标的选择》,《金融研究》第6期。
- 刘明志,2006:《货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适应性》,《金融研究》第1期。
- 彭兴韵,2006:《论中国货币政策框架的调整》,《经济学动态》第9期。
- 钱小安,2000:《中国货币政策的形成与发展》,上海人民出版社。
- 钱小安,2007:《流动性过剩与货币调控》,《金融研究》第8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。
- 张屹山、张代强,2007:《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》第3期。
- 赵进文、黄彦,2006:《中国货币政策与通货膨胀关系的模型实证研究》,《中国社会科学》第2期。
- Barro, R. J. and D. B. Gordon, 1983, "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101—121.
- Bordo, M. D. and O. Jeanne, 2002, "Monetary Policy and Asset Prices: Does Benign Neglect Make Sense?", *International Finance*, 5(2), 139—309.
- Clarida, R., J. Gali and M. Gertler, 1999, "The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective", *Journal of Economics Literature*, 37(4), 1661—1707.
- Clarida, R., J. Gali and M. Gertler, 2000, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 2, 147—180.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin, 1997, "Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy?", *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 279—304.
- European Central Bank, 2001, "Seminar on Monetary Analysis: Tools and Applications", Frankfurt am Main: European Central Bank.
- Fischer, A. M., 1993, "Is Money Really Exogenous? Testing for Weak Exogeneity in Swiss Money Demand", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25(2), 248—258.
- Friedman, B. M., 1996, "The Rise and Fall of Monetary Growth Targets as Guidelines for U. S. Monetary Policy", NBER Working Paper 5465.
- Giannoni, M. P., 2006, "Robust Optimal Policy in a Forward-looking Model with Parameter and Shock Uncertainty", NBER Working Paper 11942.
- Goodhart, C. A. E., 2001, "Monetary Transmission Lags and the Formulation of the Policy Decision on Interest Rates", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 7/8, 165—182.
- Hansen, E., 1996, "Inference When a Nuisance Parameters is not Identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, 64(2), 413—430.
- Hansen, E., 2000, "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, 68(3), 575—603.
- Kydland, F. E. and E. C. Prescott, 1977, "Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optional Plans", *Journal of Political Economy*, 85(3), 473—491.
- Mehra, Y. P., 1999, "A Forward-Looking Monetary Policy Reaction Function", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 85(2), 33—53.
- McCallum, B. T. and E. Nelson, 1999, "Nominal Income Targeting in an Open-economy Optimizing Model", *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 553—578.
- Rotemberg, J. J. and M. Woodford, 1997, "An Optimization-based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy", In B. S. Bernanke and J. J. Rotemberg (eds.), *NBER Macroeconomic Annual*. Cambridge, Mass.: the MIT Press.
- Rudebusch, G. D. and L. E. O. Svensson, 1998, "Policy Rules for Inflation Targeting", NBER Working Paper 6512.

- Söderström, U., 2005, "Targeting Inflation with a Role for Money", *Economica*, 72(288), 577—596.
- Svensson, L. E. O., 1997, "Inflation Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", *European Economic Review*, 41(6), 1110—1146.
- Svensson, L. E. O., 1998, "Inflation Targeting As a Monetary Policy Rule", NBER Working Paper 6790.
- Svensson, L. E. O., 1999, "Inflation Targeting: Some Extensions", *Scand. J. of Economics*, 101(3), 337—361.
- Svensson, L. E. O., 2002, "Inflation Targeting: Should It be Modeled as an Instrument Rule or a Targeting Rule?", NBER Working Paper 8925.
- Taylor, J. B., 1993, "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195—214.
- Taylor, J. B., 1998, "The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank", *Monetary Policy Rules Conference sponsored by the Sveriges Riskbank and the Institute for International Economic Studies*, Stockholm University, Stockholm, Sweden.
- Woodford, M., 1996, "Control of the Public Debt: a Requirement for Price Stability?", NBER Working Paper 5684.
- Woodford, M., 1999, "Optimal Monetary Policy Inertia", *Manchester School Supplement*, 67(1), 1—35.
- Woodford, M. and M. P. Giannoni, 2002a, "Optimal Interest-Rate Rules General: Theory", NBER Working Paper 9419.
- Woodford, M. and M. P. Giannoni, 2002b, "Optimal Interest-Rate Rules General: Applications", NBER Working Paper 9420.

Interest Rate Rule with a Role of Money and its Empirical Test in China

Zhang Yishan^{a,b} and Zhang Daiqiang^b

(a: Quantitative Research Center of Economics of Jilin University; b: Business College of Jilin University)

Abstract: The paper designs an optimal interest rate rule with a role of money by theoretical analysis based on the new Keynesian model and a money demand function. This rule indicates that if either the weight of money growth rate stability or interest rate coefficient of the money demand function is bigger, the responding coefficient of money growth rate is increasing, monetary policy becomes more aggressive. Then, we use both linear regression method and threshold regression method to make an empirical analysis on the reaction function with China's data, respectively. The results show that all coefficients of inflation, product gap and money growth rate are bigger than zero, which implies that when economic development deviates from either equilibrium state or central bank's target, the interest rate rule could conduct that the central bank would take correct measures in order to make sure the stability of economic development. Moreover, we find that all coefficients in the regime of high money growth rate increase are bigger than those in the regime of low money growth rate increase.

Key Words: Interest Rate Rule; Money; Reaction Function; Threshold

JEL Classification: C520, E420, G100, P340

(责任编辑: 松 木)(校对: 晓 鸥)