



吉林大学商学院论文集系列

经济与管理评论

——2006年吉林大学60周年校庆纪念文集

■ 主 编 张屹山
副主编 刘金全 张世伟



经济科学出版社
Economic Science Press



吉林大学商学院论文集系列

经济与管理评论

2006 年吉林大学 60 周年校庆纪念文集

主 编 张屹山
副主编 刘金全 张世伟

经济科学出版社

责任编辑：杜 鹏
责任校对：杨 海
版式设计：代小卫
技术编辑：董永亭

经济与管理评论

2006年吉林大学60周年校庆纪念文集

主 编 张屹山

经济科学出版社出版、发行 新华书店经销

社址：北京市海淀区阜成路甲28号 邮编：100036

总编室电话：88191217 发行部电话：88191540

网址：[www. esp. com. cn](http://www.esp.com.cn)

电子邮件：[esp@ esp. com. cn](mailto:esp@esp.com.cn)

汉德鼎印刷厂印刷

万达装订厂装订

787×1092 16开 18.75印张 350000字

2007年12月第一版 2007年12月第一次印刷

印数：0001—3000册

ISBN 978 - 7 - 5058 - 6811 - 3 / F · 6065 定价：32.00元

(图书出现印装问题，本社负责调换)

(版权所有 翻印必究)

序 言

2006年的金秋九月，吉林大学迎来了合校六周年暨建校六十周年华诞。吉林大学商学院为此举办了多次校友联谊活动和专场学术报告会。大家回味着吉林大学半个多世纪的发展历程和商学院十余年的艰辛创业，不禁心潮起伏，感慨万千。

吉林大学商学院成立以来，我们一直坚持以“应用经济学”、“工商管理”和“管理科学与工程”三个一级学科作为商学院的学科体系基础，以重大经济和管理问题为研究对象，提倡进行实证性和可操作性的系统科学研究。经过商学院全体同仁的共同努力，如今我们具有了上述三个一级学科的博士学位授予权和四个二级学科博士点，以及“应用经济学”和“工商管理”一级学科博士后流动站。“数量经济学”学科自2002年以来两次被评为国家重点学科，“企业管理”专业被评为吉林省重点学科。目前，吉林大学商学院已经具备了完整的学科结构、合理的专业方向和雄厚的师资力量，并且在科学研究和人才培养上取得了显著的成绩。

在校庆活动期间，吉林大学商学院教师参与了多场学术报告会，并发表了精彩的学术报告，其中大部分都是商学院教师的最新研究成果。为了集中展示商学院近年来的学术研究水平，大家商讨决定将本次纪念活动的学术成果汇编成集并列入商学院论文集系列，这不仅是为吉林大学校庆六十周年献礼，而且能够在吉林大学发展过程中留下商学院浓墨重彩的一笔。

值此吉林大学商学院纪念校庆六十周年纪念文集出版之际，衷心感谢吉林大学商学院诸位校友对母校的支持和关爱，衷心感谢为吉林大学商学院发展做出贡献的所有人士，并敬请各位读者对本文集的不足之处批评斧正。

吉林大学商学院院长

张屹山

2006年10月

目 录

第一部分 宏观经济研究

- 前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验 张屹山 张代强/3
- 我国经济周期阶段性划分与经济增长走势分析 刘金全 郑挺国/12
- 关于中国的潜在 GDP 与景气波动、通货膨胀的
实证研究 石柱鲜 黄红梅 石庆华/26
- 通货膨胀经济中的均衡选择问题研究 张世伟 罗胤 王宇星/39
- 中国地区性工业效率固定效应趋势与差异的
面板数据分析 孙巍 何彬 王铮/50
- 1979 ~ 2004 年欧洲主要国家国有经济的布局收缩研究 任俊生/60
- 基于因子分析的中国经济增长质量实证研究 刘海英/69
- 人力资本投资收益与高等教育需求 张秀艳 徐立本/82

第二部分 财政与金融研究

- 中国股票市场股权分置问题及其改革的后评价 赵振全 闫作远/93
- 我国货币市场的非均衡性检验 庞晓波 唐亮/103
- 贝叶斯判别分析在违约率预测中的应用 孟庆福 谢亚鹏 尹铁岩/111
- 论股价和我国股市制度演进的权力博弈特性 董直庆 王林辉 李富强/116
- 股票收益率均值回归理论及数量方法研究述评 宋玉臣/126
- 试论财政监督的法律依据 孙凤英 鄂秀丽/133
- 注册会计师的社会角色分析 郑丽 韩丽荣/137
- 我国身股制与西方股票期权激励制度比较研究 李益平 李丽/143

第三部分 区域与产业经济研究

- 中国房地产市场实证研究 陈守东 马辉 屈颖爽/153

基于比较优势和竞争优势的贸易战略选择	张秀斌/162
吉林省经济增长与就业增长的特征及其相关性研究	林秀梅/172
绿色 GDP 推进旅游业可持续发展	王秋华 于金石/181
地区经济增长与宏观经济波动的定量分析	吴桂珍 杨建军/188
吉林省旅游产业集群及其核心竞争力研究	杨絮飞/198
我国各区域产业结构与经济增长的实证研究	周宏/208
阻碍东北老工业基地发展的制度缺失分析 ——以吉林省注册会计师审计制度为例进行的问卷 调查	韩丽荣 郑丽 孙静/214
吉林旅游产业国际竞争策略研究	冉斌/224

第四部分 企业管理研究

基于选择性理性的激励过程与机理

——关于激励问题的另一个分析视角	齐红倩/231
美国劳资关系模式下工会制度的微观收益与成本分析	于桂兰 苗宏惠/241
吉林电力 CSS 系统项目风险应对及风险监控模式	王丽华 赵志强/250
具有责权扭曲的逆向选择问题	于维生/255
供应链管理中的信息共享价值问题探究	王丽杰/260
多品种陈列水平 (DSL) 决策模型	杜玉申/266
企业社会责任的矢量研究	田虹/274
电子商务中信任缺失原因分析及信任构建策略	王广慧 刘伟江/281
美、日创业投资实质的探索与启示	王计昕/286

第一部分

宏观经济研究

前瞻性货币政策反应函数在 我国货币政策中的检验

张屹山 张代强

本文在泰勒（Taylor）等西方学者对货币政策反应函数研究的基础上，构造了一个适合我国国情的前瞻性货币政策反应函数，并实证地检验了该反应函数对我国货币政策的适应性，检验结果不仅反映了我国的利率管制体制，而且通货膨胀率目标估计值大体符合政府公布的通货膨胀率目标，利率规则值与实际值的走势基本一致，其较大偏离之处恰恰是货币政策滞后于经济发展的缘故。此外，检验结果还反映出我国货币政策对通货膨胀率和产出的反应都不足，是一种内在不稳定的货币政策。

1998年是我国货币政策调整的重要一年。1997年爆发的亚洲金融危机对我国经济的总需求造成了巨大的冲击，为了对付此次危机和1998年的自然灾害，央行连续降低利率，同时政府采取积极的财政政策刺激总需求。但由于货币政策存在着时滞，以及产出和通货膨胀存在着惯性，1998~2002年，我国经济一直没能走出通货紧缩的阴影。2003年央行又开始提出经济有过热趋势，并且针对贷款明显加快的情况将存款准备金率提高一个百分点，但是，2004年上半年银行信贷反而进一步加快，经济出现明显过热迹象，当年12月央行将一年期存贷款基准利率均上调0.27个百分点。在2003~2005年这一轮经济过热中，央行尽管已意识到经济过热，但由于货币政策的时滞性，加上政策传导机制的扰动，无法通过正常货币操作来达到政府意愿的货币政策目标。

此外，由于我国以货币供应量为中介目标的货币政策缺乏灵活性，加强了货币政策的时滞性。尤其是在经济波动时，货币流通速度的骤然加快或放慢都会增强公众对经济波动顺周期的预期。钱小安（2000）通过研究表明，中国货币政策对消费物价的作用有6个季度的时滞。鉴于此，本文在西方学者对货币政策反应函数研究的基础上，构造了一个适合我国国情的前瞻性货币政策反应函数，检验其在我国货币政策中的适应性，为我国货币政策提供一个参考尺度，以衡量货币政策的松紧。

一、泰勒规则的提出及其发展

泰勒（1993）认为，“规则行事”并非必须是对政策工具进行设定，并非一定要有一个机械性的公式（政策制定者应该可以有更大的自由度），规则行事是系统地（而不是随机地）按照某一计划实施货币政策，政策规则要有意义就必须持续一个合理长的时期，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，其中，利率规则是指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货币政策规则，这一规则后来被称为“泰勒规则”，具体形式如下：

$$i_t^* = r^* + \pi_t + \alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 y_t \quad (1)$$

其中， i_t^* 是联邦基金短期名义利率目标值； r^* 是长期均衡实际利率；泰勒假定处于潜在增长率和自然失业率水平下的通货膨胀率都对应着一个均衡的真实基金利率； π 是通货膨胀率； π^* 是短期通货膨胀率目标； y 是产出缺口。泰勒用（1）式计算出美联储1987~1992年的联邦基金利率（规则值）与联储操作的实际值非常吻合。只是在1987年当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。泰勒规则的政策含义在于，只有当实际利率等于实际均衡利率、实际产出等于潜在产出时，经济才会处于稳定且持续增长的理想状态。

Clarida、Gali 和 Gertle（2000）对泰勒规则进行了修正以反映货币当局的前瞻性行为，将（1）式修改为：

$$i_t^* = r^* + \pi_t + \alpha_1(E[\pi_{t+k} | \Omega_t] - \pi^*) + \alpha_2(E[y_{t,q} | \Omega_t]) \quad (2)$$

其中， $\pi_{t,k}$ 表示从 t 期到 $t+k$ 期的价格变化，即 $t+k$ 期相对 t 期的通货膨胀率； $y_{t,q}$ 表示 t 期到 $t+q$ 期的平均产出缺口； E 是期望算子； Ω_t 表示在 t 期设定利率时所掌握的信息集。然后利用（2）式对美国的货币政策反应函数进行了估计，发现美国的货币政策反应函数在1979年前后存在显著差异，利率对通货膨胀预期的反应程度在沃尔克—格林斯潘时代比之前的伯恩斯时代变得更加敏感。Mehra（2000）构造一个前瞻性政策反应函数，它的显著特点是能够对由长期债券利率表示的长期通货膨胀预期的运动做出反应，估计结果发现，基金利率对于1979年后的债券利率有反应，但对1979年前则不然。此外，它能够预测1979~1997年大部分时间基金利率的实际路径，并且该反应函数在沃克尔—格林斯潘时代并未发生很大改变。

国内学者谢平（2002）运用历史分析法和反应函数法首次将我国货币政策用于检验泰勒规则，指出泰勒规则可以很好地衡量中国货币政策。陆军（2003）运用协整分析估计我国泰勒规则的具体形式，检验结果表明，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。卞志村（2005）利用两个简单的IS曲线方程和前瞻性的菲利普斯方程，并引入真实产出和通货膨胀率作为内生变量，构造了一

个前瞻性模型来分析央行确定最优货币政策规则的过程，如（3）式所示：

$$r_t = \frac{1}{a\lambda}(\pi_t) + \frac{1}{a}(E_t y_{t+1} + u_t) \quad (3)$$

其中， u_t 是需求冲击。但是，前瞻性的菲利普斯曲线在各国的存在性及其结构形式目前在学术界存在各种不同意见，尤其是在我国这样一个二元经济条件下前瞻性菲利普斯曲线的存在性更成问题。此外，模型对通货膨胀率和产出缺口之间存在一个严格的负线性相关的假设与实际经济状况是否相符也是值得商榷的。还有，作者并未利用相关数据对模型进行实证检验，因此，该模型对现实的拟合效果也尚未可知。

二、前瞻性货币反应函数的建立

货币当局调整利率存在明显的利率平滑（interest rate smoothing）现象，即货币当局并不是将利率一步调整至目标利率，而是逐步将利率调整至目标水平。Williams（1999）认为，利率方向出现频繁变动在公众看来可能是央行犯了错误，因此，保持利率平滑地向目标值移动能维护央行的信誉。Clarida、Gali 和 Gertle（2000）认为，利率平滑现象的产生是由于担心引起资本市场震动、政策反复时产生信誉损失以及需要各方面对政策变化的支持等。因此，我们用（4）式来描述利率调整的平滑行为：

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* + v_t \quad (4)$$

其中，参数 $\rho \in (0, 1)$ ，反映平滑调整的程度； v_t 是零均值关于利率外在冲击的随机扰动项； i_t 是货币当局设定的当前利率水平；其他变量定义与（1）式相同。

我们引入理性预期来反映央行的前瞻性行为，并且令（2）式中的 $k=1$ ， $q=1$ ，用 π_{t+1} 表示 $t+1$ 期通货膨胀率， y_{t+1} 表示 $t+1$ 期产出缺口。此外，由于统计数据的滞后，当期的统计数据通常最快在下一期才能获得，因此，货币当局只能参照上期的数据来对当期经济情况进行决策，因此，我们用 $t-1$ 期的数据代替 t 期的数据，方程为：

$$i_t^* = r^* + \pi_{t-1} + \alpha_1 (E[\pi_{t+1} | \Omega_{t-1}] - \pi^*) + \alpha_2 (E[y_{t+1} | \Omega_{t-1}]) \quad (5)$$

货币供给增加带来四种可能的影响：流动性效应、收入效应、物价水平效应和预期通货膨胀率效应。根据“可贷资金理论”和“流动性偏好理论”，收入效应、物价水平效应和预期通货膨胀率效应表明，货币供给增长率的上升会引起利率的上升，而流动性效应表明，货币供给增长率的上升会引起利率的下降，因而货币供给增长率的上升是否会引起利率下降则要取决于四种效应的力量对比。Mehra（2000）将货币供给增长作为哑变量引入模型，因为在 1979~1982 年美联储的“新操作程序”表明联储在货币增长上倾注了大量的精力，因而在这段期间这些“新操作程序”可能已经成为基金利率目标变动的一个根源。而且货币增长在反应

函数中是显著的。McCallum 和 Nelson (1998) 也认为,“新操作程序”的哑变量模型在他们估计的货币政策规则中是显著的。我国自 1994 年开始公布和使用货币供应量作为货币政策的中介目标,这表明央行对货币供给增长十分重视。鉴于货币供给增长在理论上对利率的重要性,以及在我国央行政策制定过程中的重要地位,我们将货币供给增长率引入模型中,则 (5) 式变为:

$$i_t^* = r^* + \pi_{t-1} + \alpha_1 (E[\pi_{t+1} | \Omega_{t-1}] - \pi^*) + \alpha_2 E[y_{t+1} | \Omega_{t-1}] + \alpha_3 M_{t-1} \quad (6)$$

其中, M 是货币供给增长率。在估计 (6) 式时,我们假定央行对这些变量的期望是理性预期,并且这些期望值与央行在 $t-1$ 期知道的信息无关,因此,我们可以用 (7) 式来描述未来 $t+1$ 期的实际值和 t 期预期值的关系,即:

$$\pi_{t+1} = E[\pi_{t+1} | \Omega_{t-1}] + v_{t+1} \quad y_{t+1} = E[y_{t+1} | \Omega_{t-1}] + v_{y,t+1} \quad (7)$$

其中, v_{t+1} 和 $v_{y,t+1}$ 是预测误差,它们与央行用来预测通货膨胀率和产出缺口的 $t-1$ 期的信息无关。考虑到利率平滑,再把 (4) 式和 (7) 式代入 (6) 式,即:

$$i_t = \beta_0 + \rho i_{t-1} + (1-\rho)\pi_{t-1} + \beta_1(\pi_{t+1} - \pi^*) + \beta_2 y_{t+1} + \beta_3 M_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中, $\beta_0 = (1-\rho)r^*$, $\beta_1 = (1-\rho)\alpha_1$, $\beta_2 = (1-\rho)\alpha_2$, $\beta_3 = (1-\rho)\alpha_3$, $\varepsilon_t = v_t - (1-\rho)\alpha_1 v_{t+1} - (1-\rho)\alpha_2 v_{y,t+1}$ 。复合误差项 ε_t 与 v_{t+1} 和 $v_{y,t+1}$ 一样,也是序列无关的,但它与 $t+1$ 期的现实通货膨胀率和产出缺口是相关的。由于关于 $t+1$ 期通货膨胀率和产出缺口的信息集与 t 期的信息集无关,故 $E[\varepsilon_{t+1} | \Omega_t] = 0$, 因此,我们可以从信息集中提取一组工具变量来对 (8) 式进行 GMM 估计。另外, GMM 不要求扰动项的准确分布信息,仅需要知道一些矩条件,允许随机扰动项存在异方差和序列相关。选择的工具变量有常数、利率、通货膨胀率、产出缺口和货币增长的 12 阶滞后值 (由于是月度数据,因而我们选择 12 阶滞后值)。

三、变量定义和实证检验

根据我国的具体情况,我们选用七天期银行间同业拆借利率作为反应函数的短期利率,采用 CPI 的变化率来衡量通货膨胀率。

典型的泰勒规则是由一个未观测到的均衡实际利率和一个未观测到的通货膨胀率目标组成,Clarida、Gali 和 Gertle (2000) 将均衡实际利率视为平均联邦基金利率和平均通货膨胀率之差,然后由估计出的反应函数的常数项求出目标通货膨胀率,我们也采用这种方法来处理均衡实际利率和目标通货膨胀率,并且用样本期内的平均利率作为名义均衡利率。

我们采用 H-P 滤波方法计算潜在产出,再得到产出缺口,即:

$$\text{产出缺口} = (\text{季节调整的真实 GDP} - \text{潜在 GDP}) / \text{潜在 GDP}$$

我们采用各个变量的月度数据,包括 1998 年 1 月 ~ 2005 年 12 月共 96 个月的月度数据。真实 GDP = 名义 GDP \times 100 / CPI。首先利用 X-11 对真实 GDP 进行季度调整,再利用 H-P 滤波求出潜在 GDP,结果如图 1 所示。

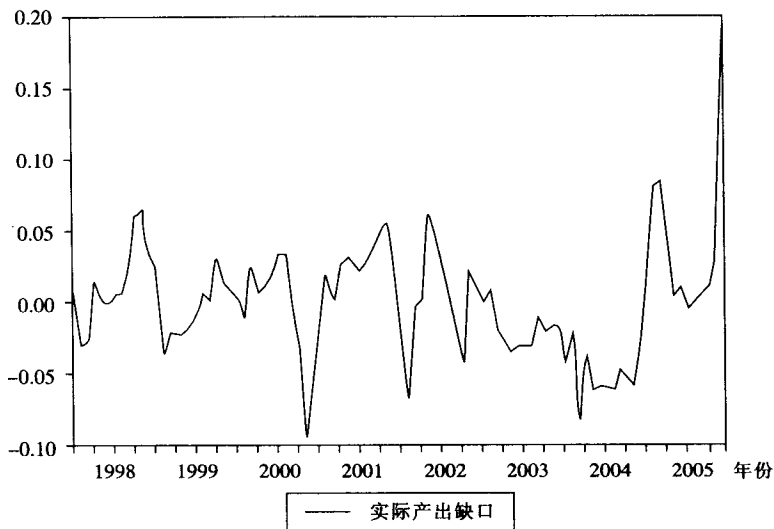


图1 实际产出缺口

为了避免伪回归,我们利用 ADF 检验对各个经济变量进行单整检验发现,利率、产出缺口、 M_1 和 M_2 都在 99% 的置信水平下服从一阶单整,只有通货膨胀率在 99% 的置信水平下是平稳序列。因此,我们利用 Johansen 检验分别对利率、产出缺口和 M_1 的线性组合以及利率、产出缺口和 M_2 的线性组合进行协整检验,发现两种组合在 95% 的置信水平下都存在一个协整关系,而且前者组合的残差序列在 95% 的置信水平下是平稳的,后者组合的残差序列在 99% 的置信水平下是平稳的。接着,我们分别对两种组合的残差序列和通货膨胀率进行协整检验,发现它们都是协整的(输出结果从略)。因此,利率、产出缺口、通货膨胀率和 M_1 或者 M_2 存在协整关系,可以进行回归分析。另外,20 世纪 90 年代以来我国金融环境的巨大变化导致货币需求函数越来越不稳定,对央行来说, M_1 在可测性和可控性上较 M_2 更有利,因此,采用 M_1 增长率来衡量货币供给增长率。

下面利用 GMM 对 (8) 式进行估计,估计结果如 (9) 式:

$$i_t = -0.001 + 0.981i_{t-1} + 0.019\pi_{t-1} + 0.078(\pi_{t+1} - \pi^*) + 0.067\gamma_{t+1} + 0.078M_{t-1} \quad (9)$$

(0.88) (7.05) (7.05) (0.62) (0.40) (0.44)

其中,系数下面括号内是系数估计值的 t -统计量,调整 $R^2 = 0.65$, 回归标准差 = 0.004, 残差均方和 = 0.001, 模型拟合效果较好, $DW = 1.44$, 不存在序列相关。关于通货膨胀率和货币供给增长的系数估计值不显著的原因在于,货币供给增长和通货膨胀率不可避免地存在着一定程度的多重共线性。为了进一步检验多重共线性的程度,我们首先计算利率、通货膨胀率、产出缺口和货币增长各自的方差膨胀因子(VIF),然后计算出它们的平均方差膨胀因子仅为 1.1,因此,模型并不存在严重多重共线性问题,系数估计值比较准确。

根据数据计算, 均衡实际利率 = $2.91\% - 0.16\% = 2.89\%$, 央行的通货膨胀率目标为 1% , 大体符合 1998 ~ 2005 年政府通货膨胀率的目标值。

Sack-Wieland (1999) 对利率平滑行为究竟是货币当局对宏观经济条件持续性的被动反应还是主动调节提出了质疑。如果利率平滑行为仅仅是货币当局对宏观经济的被动反应, 那么就有理由相信滞后利率项的系数应该比较小。反之, 如果这一系数较大, 说明利率平滑现象是货币当局的主动调节。(9) 式的平滑系数 0.981 表明, 利率的平滑变动是央行的主动调节, 且主动性很强。显然, 这与我国实行利率管制政策以及利率市场化不完善的现实情况吻合。

比较利率实际值与 (9) 式估计的规则值, 我们可以清楚地看到, 除了四个样本期它们的利率差值在 $1 \sim 1.4$ 个百分点间之外, 其余样本期的实际值与规则值是很接近的, 差值绝大多数控制在 0.5 个百分点之内, 有的几乎是完全拟合的。另外, 通过图 2 我们也能发现, 实际值和规则值的走势在很大程度上是拟合的。因此, (9) 式的利率估计值很好地拟合了我国 1998 ~ 2005 年利率的实际路径。

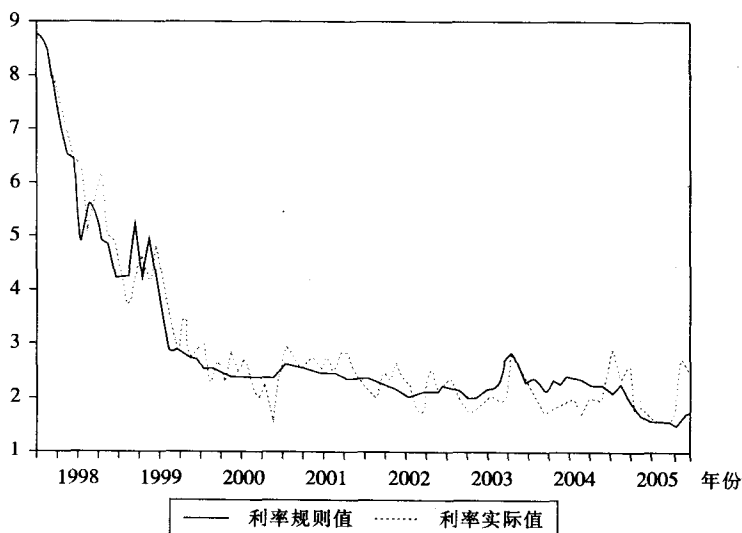


图 2 利率规则值和利率实际值

我们进一步具体分析利率实际值与规则值之差在 $1 \sim 1.4$ 个百分点的四个样本期。我们发现, 1998 年 7 月的利率差值是 1.43 个百分点, 这说明, 为了对付亚洲金融危机的异常冲击, 央行的降息措施对银行间同业拆借利率的冲击很大; 1998 年 10 月的利率差值是 1.37 个百分点, 央行在时隔 2 个月后又采取了降息措施; 1999 年 3 月的利率差值是 1 个百分点, 央行在 3 个月后又采取了降息措施; 2005 年 11 月的利率差值是 1.11 个百分点, 央行在 5 个月后又采取了加息措施。这说明, 利率实际值与规则值偏离较大是货币政策滞后于经济发展的缘故。而表 1 其余四次降息措

施表明, 央行能够对经济情况进行比较合乎实际的预期并采取及时有效的政策措施。

表 1 央行货币政策调控的主要措施

时 间	调整措施
1998 年 3 月 25 日	存款年利率平均下调 0.16 个百分点, 贷款年利率平均下调 0.6 个百分点
1998 年 7 月 1 日	存款年利率平均下调 0.49 个百分点, 贷款年利率平均下调 1.12 个百分点
1998 年 12 月 7 日	存贷款利率平均下调 0.5 个百分点
1999 年 6 月 10 日	存款年利率平均下调 1 个百分点, 贷款年利率平均下调 0.75 个百分点
2002 年 2 月 21 日	存款年利率平均下调 0.25 个百分点, 贷款年利率平均下调 0.5 个百分点
2004 年 10 月 29 日	一年期存贷款基准利率平均上调 0.27 个百分点
2005 年 3 月 17 日	金融机构在央行的超额备付金利率下调 0.63 个百分点
2006 年 4 月 29 日	金融机构一年期贷款基准利率上调 0.27 个百分点

资料来源:《2005 年中国行业分析报告之中国银行业》和央行网站 (<http://www.pbc.gov.cn>)。

综上所述, (9) 式所给出的前瞻性货币政策反应函数的估计结果不仅很好地拟合了 1998 ~ 2005 年我国银行间拆借市场利率的实际路径, 而且与我国目前的利率管制体制现状基本吻合。此外, (9) 式还反映出, 虽然我国以利率管制为特征的货币政策在个别时期依然存在着一定程度的政策时滞, 但我国货币政策体系自 20 世纪 90 年代建立后逐步得到完善, 并对我国宏观经济发挥着越来越大的积极影响, 央行能够对市场利率进行合理的预期并采取及时有效的政策措施, 货币政策反应函数所代表的利率规则能够在提高我国货币政策的透明度的基础上进一步缩短货币政策时滞, 从而有利于完善我国货币政策体系。

下面我们进一步分析 (9) 式所反映的我国货币政策的内在稳定性问题。(9) 式中的预期通货膨胀率的系数小于 1, 表明当预期通货膨胀率降低时将导致实际利率下降, 从而进一步刺激总需求, 引起通货膨胀率进一步上扬, 这种通货膨胀率反应不足的货币政策反应函数在一定程度上解释了为什么自 1998 年 2 月我国 CPI 出现负增长以来, 在以后的 7 年中, CPI 经常出现负增长。同样可以看出, 产出缺口系数也小于 1, 表明当产出缺口增加时将导致实际利率下降, 进一步刺激总需求和总产出, 容易引发经济过热。产出对利率反应不足的货币政策反应函数同样在一定程度上解释了 1998 年以来我国的经济增长情况。1998 ~ 2002 年, 我国一直处于通货紧缩的阴影中, 为了扩大内需来抑制国内日益严重的通货紧缩, 1996 年 5 月 ~ 1999 年 6 月, 央行连续七次下调人民币利率, 使人民币利率停留在较低的水平, 直至 2002 年年底, 经济才基本走出通货紧缩的“过冷”状况。而 2003 ~ 2005 年经济又处于过热之中。由此可见, 我国的货币政策对通货膨胀率和产出的反应都不足, 是一种不稳定的货币政策规则。

货币政策内在不稳定性的原因, 首先是由于我国目前还是一个利率管制的国家, 正如 (9) 式所表明的那样, 货币政策的利率调整程度对通货膨胀和产出的反应不够灵敏。对于发展中国家来说, 资本是稀缺资源, 市场对资本的需求远远大于

供给。因此,如果单纯依靠市场机制来决定的话,利率水平可能相当高,容易造成利率的整体上浮。因此,国家还必须采取行政手段来干预利率。但是,随着资本市场的日益发展与活跃,利率市场化已成为必然趋势。2000年9月21日,央行放开外币存贷款利率,拉开了中国利率市场化的序幕。但是,我国的所谓利率市场化只是在央行设定的浮动范围内由商业银行自由地确定利率的高或低。而利率市场化的真实含义在于商业银行的存贷款利率不再完全受央行的管制,而是根据市场情况自行确定,我国目前尚不具备这个条件,所以央行决定实行控制贴现率和基准利率的利率自由化政策是基于现实条件下的合理选择。

其次,1996年,考虑到当时我国金融业的改革现状,尤其是利率市场化不成熟,我国将货币供给量作为货币政策的中介目标。然而,自20世纪80年代以来,国际金融自由化浪潮使得国际间资本流动与70年代相比有了跳跃性增长,尤其是短期资本流动和外汇交易增长更为迅速。这些资本流动对各国货币政策的实施,进而对宏观经济的运行,造成了巨大的不确定性影响。20世纪90年代以来,随着我国金融体制改革的深化,以及证券市场的迅速发展,我国对货币供给的定义和统计更加困难,同时,货币供给量和经济增长以及通货膨胀水平等经济指标的相关性不断下降,稳定性也越来越差。因此,国内外金融环境的综合变化很可能造成我国货币政策的内在不稳定性。

最后,蒙代尔在20世纪60年代的研究表明,在经济对外开放的情况下,采取固定汇率制的国家运用货币政策干预宏观经济运行的效果是有限的。我国在1994年确立了单一的、有管理浮动的汇率制度,它一定程度上与固定汇率类似,因为货币当局必须在适当的时候买卖外汇以便使汇率维持在某一区间内,所以我国的货币政策将失去一部分独立性,从而容易造成我国货币政策的内在不稳定性。

参考文献

1. 钱小安:《中国货币政策的形成与发展》,上海人民出版社、上海三联书店2000年版。
2. 谢平、罗雄:《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,载《经济研究》2002年第3期。
3. 陆军、钟丹:《泰勒规则在中国的协整检验》,载《经济研究》2003年第8期。
4. 卞志村、管征:《最优货币政策规则的前瞻性视角分析》,载《金融研究》2005年第9期。
5. 刘明志:《货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适应性》,载《金融研究》2006年第1期。
6. F. E. Kydland, E. C. Prescott. *Rules Rather than Discretion; the Inconsistency of Optional Plans*. *Journal of Political Economy*, 1977, 85, pp. 473 - 492.
7. R. J. Barro, D. B. Gordon. *Rules, discretion, and reputation in a model of monetary policy*. *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12, pp. 101 - 121.
8. J. B. Taylor. *Discretion versus Policy in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy [C]. 1993.

9. Clarida, Gali, Gergle. *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory*. Quarterly Journal of Economics, 1993.
10. J. P. Mehra. *A Forward-looking Monetary Policy Reaction Function*. Federal Reserve of Richmond Economic Quarterly, 1999, 85.
11. J. C. Williams. *Simple Rules for Monetary Policy*. Finance and Economics Discussion Series [C]. Federal Reserve Board, 1999, 12.
12. B. T. McCallum, N. Edward. *Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimizing Model*. A paper prepared for the Riksbank-IIES Conference on Monetary Policy Rules, 1998.
13. K. Sharon. *How Useful Are Taylor Rules for Monetary Policy*. Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999, 84, pp. 5 - 33.
14. C. B. Nelson, C. I. Plosser. *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications*. Journal of Monetary Economics, 1982, 10, pp. 139 - 162.
15. S. Brian, V. Wieland. *Interest Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence*. Finance and Economics Discussion Series [C]. Federal Reserve Board, 1999, 8: 39.