

# 中国利率市场化主导下稳健货币政策规则的构建及应用

赵进文 高 辉\*

**摘要** 基于 LWW 规则,本文构建了更符合中国国情的、利率市场化主导下的稳健货币政策利率规则。在新规则中,我们考虑了汇率对长期目标通胀率的影响。为此,基于 Ball (1999) 的模型,我们构造出中国 1993—2002 年间的动态季度目标通胀率,避免了规则方程中目标通胀率为一恒定值的缺陷。从新规则模型的各项评价指标看,该模型具有较好的统计与计量特性,并有较好的拟合与预测精度。

**关键词** 利率市场化, 目标通胀率, 货币政策利率规则

## 一、引言

利率与货币政策关系问题的研究,越来越受到理论界与政府部门的关注。凯恩斯主义的货币理论建议将利率作为货币政策的中间目标,而不是货币供给总量。中央银行通过对长期或短期利率的调控,可能有效地刺激投资和消费支出,从而影响实际的国民产出。

我国的货币政策框架正式引入货币供应量中介目标始于 1996 年。随着市场化改革的深入,我国现行货币供应量指标的可控性、可测性和与国民经济的相关性均出现了明显问题。“十六大”已将利率市场化改革提到日程上来。2000 年 7 月,中国人民银行曾表示将用 3 年左右的时间,按照“先外币,后本币;先贷款,后存款;先农村,后城市”的原则完成我国利率市场化改革。同年 9 月,中国银行业协会关于“小额外币存款利率调整方案”正式出台,同时,中国人民银行决定改变我国外币利率管理体制。<sup>1</sup> 外币利率管理体制的重大改革举措,是我国利率市场化改革的重要环节,其实施标志着利率作为我国稳健货币政策中介目标的开端。在利率市场化主导下如何构建我国稳健货币政策的利率规则,成为当前学术界与行政决策当局急需解决的理论与技术难题。

\* 东北财经大学统计系。通讯作者及地址:大连市东北财经大学统计系,116025;电话:0411-438058;E-mail: jinwenzhao@msn.com。本文得到 2004 年度国家自然科学基金项目“‘泛协整理论’框架下市场化利率形成机制与稳健货币政策规则构建的模型实证研究”资助。

<sup>1</sup> 其主要内容是:放开外币贷款利率,大额外币存款利率(300 万美元或等值其他外币)由金融机构与客户协商确定;小额外币存款利率由银行业协会统一确定,各金融机构统一执行。

## 二、泰勒规则及其运用

20世纪80年代以来，美国联邦储备银行基本上接受了货币主义的“单一规则”<sup>2</sup>，把确定货币供应量作为对经济进行宏观调控的主要手段。进入20世纪90年代以后，美国宏观经济调控领域发生的最重大事件之一，就是预算平衡案被通过。在新的财政运作框架下，联邦政府已不再可能通过扩大开支、减少税收等传统财政政策刺激经济，从而在相当程度上削弱了财政政策对经济实施宏观调控的作用。这样，货币政策就成为政府对经济进行调控的主要工具。面对新的局面，美联储决定放弃实行了十余年的以调控货币供应量来调控经济运行的货币政策规则，而以调整实际利率作为对经济实施宏观调控的主要手段。这就是现在美国金融界的“泰勒规则”(Taylor Rule, 1993)。

Taylor (1993) 认为，政策规则不一定是政策工具的固定设定或一个机械的公式，规则型行为是系统地（而不是随机地）按照某一计划实施货币政策。Taylor 用一个简单的政策规则来说明政策的制定，即一般的“泰勒规则”，其模型表达式为：

$$R_t = \bar{r} + \Delta p_t^a + \frac{1}{2}(\Delta p_t^a - \pi^*) + \frac{1}{2}\tilde{y}_t,$$

其中， $R_t$  是中央银行用作工具或政策目标的短期名义利率，即在一天或一周内能够控制的利率； $\bar{r}$  是长期均衡的实际利率； $\Delta p_t^a$  是最近期通货膨胀率的均值（预期通货膨胀率）； $\pi^*$  是中央银行目标通货膨胀率； $\tilde{y}_t$  是产出缺口。Taylor 于 1993 年对美国 1985—1992 年的数据进行了检验，指定  $\bar{r} = 2\%$ ， $\pi^* = 2\%$ ，而  $\Delta p_t^a$  是前四季度的平均通货膨胀率，潜在产出则由实际 GDP 的对数进行线性趋势拟合，于是模型变为：

$$R_t = 2 + \Delta p_t^a + \frac{1}{2}(\Delta p_t^a - 2) + \frac{1}{2}\tilde{y}_t.$$

他的研究发现：如果经济实现充分就业，即产出缺口  $\tilde{y}_t = 0$ ，且通货膨胀率控制在目标值，即  $\Delta p_t^a - \pi^* = 0$ ，则  $R_t - \Delta p_t^a = \bar{r}$ ，经济可保持在稳定且持续增长的理想状态。如果通货膨胀率高于美联储目标一个百分点，利率就应当提高 1.5 个百分点；如果实际产出低于潜在产出一个百分点，则利率就应该降低 0.5 个百分点。这种规则与联邦货币政策实际操作拟合得很好。只有 1987 年，当美联储对股灾作出反应时，规则值与实际值有一个较大的差距。因而，可以说美联储的货币操作是按照泰勒规则来进行的。

<sup>2</sup> M. 弗里德曼的“单一规则”，即“稳定货币增长规则”认为，如果货币需求在长期是稳定的，则长期货币增长率将确定一个长期的名义 GDP 增长率。所以设定一个长期货币的增长率并努力实现之，事实上就是在实现货币政策所设定的通货膨胀率目标。

泰勒规则具有明确的政策含义，即联邦基金名义利率要顺应通货膨胀率的变化，以保持实际均衡利率的稳定性。如果产出的增长率超过潜在水平，或失业率低于自然失业率，以及预期通货膨胀率超过目标通货膨胀率，则使实际利率  $R_t - \Delta p_t^a$  偏离实际均衡利率，货币当局就应运用政策工具调节名义利率，使实际利率恢复到实际均衡利率。在泰勒规则的指导下，美国对其货币政策进行了重大的调整，实行利率平滑货币政策：货币当局以实际利率作为货币政策中介目标，并通过控制短期利率，使之沿同一方向逐步小幅变动，而只在经济运行情况变化时通过稍微改变利率的方向，给市场传达明确的政策信号，促使市场自动进行调整。

### 三、研究综述

货币政策行动通过利率途径对经济产生影响是凯恩斯学派的观点，关于利率作为货币政策中介目标以及利率对宏观经济影响方面，一直是国内外学者研究的热点。

McCallum (1983) 的实证研究认为利率是比货币总量更好的货币政策行为指标，因为利率吸收了货币总量预测能力 (Litterman&Weiss, 1985)，Friedman & Kurrner (1992) 通过 VAR 检验认为商业票据利率与三个月国库券的利差对真实收入的预测能力不仅高于货币总量，而且显著高于单独使用其中任何一个利率。这证明了包含长短期利率信息的收益率曲线作为中介指标的重要性。随后，Taylor (1993) 提出泰勒规则，认为在各种影响物价水平和经济增长率的因素中，真实利率是惟一能够与物价和经济增长保持长期稳定关系的变量。调整真实利率，应当成为货币当局的主要操作方式。

泰勒规则提出后，经济学家们进行了大量的研究，部分是对实际货币政策进行理论概括，部分是对最优政策进行分析。Taylor (1999), McCallum (2000) 采用历史分析法分别使用美国、英国 1962—1999 年，日本 1972—1998 年经济数据，对泰勒规则进行了检验，认为规则信息 (rules messages) 比目标变量更明显依赖于指定的政策工具。Clarida, Gali and Gertler (1997, 2000) 采用反应函数法对泰勒规则进行了检验，对两类国家 G3 (德国，日本，美国)，E3 (英国，法国，意大利) 货币反映函数作了估计，得到在不确定情况下的通胀目标优于固定汇率目标的结论，并以此作为一种手段为货币政策去获得一个名义锚 (Nominal anchor)。Judd and Rudebusch (1998), Gerlach and Schnabel (1999), Nelson (2000) 将历史分析法与反应函数法结合起来，在分析货币历史数据的基础上估算中央银行的反应函数。这些研究涉及到美联储、英格兰银行、日本银行、德意志联邦银行，以及欧洲中央银行等主要货币组织。Levin, Wieland and Williams (1998) 对美国数据进行仔细分析，得出联邦基金利率一阶差分对当期产出缺口、一年期平均通胀率及目标

通胀率差值作出反应的规则，该规则在不确定情况下是稳健的，且一阶差分规则优于 Taylor (1993) 规则。Christiano and Gust (1999) 采用一些国家的经济数据检验了泰勒规则的操作特征，得到当通胀增加时，名义利率增加大于 1:1，当产出相对于趋势变化时，利率没有作出相应变化的结论。Lawrence Ball (2000) 建立了在开放经济条件下的政策规则，通过在泰勒规则方程中添加汇率变量来决定利率，央行选择的政策工具是利率或货币条件指数。Giannoni and Woodford (2002) 将工资与价格粘性引入泰勒规则，并考察了新规则的稳健性。Clarida, Douglas Laxton and Paolo Pesenti (2003) 建立了一个简单 IFB (Inflation-Forecast-Based) 规则，它不是依据直接均衡利率估计，而是对通货膨胀预期给予较大的权重，结果表明这种规则比通常的泰勒规则表现要好。

国内学者谢平、罗雄 (2002) 运用历史分析法与反应函数法首次将中国货币政策运用于检验泰勒规则，得到泰勒规则可以很好地衡量中国货币政策运用水平的结论，并认为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之时，建议泰勒规则可以作为中国货币政策的参照尺度，用以衡量货币政策的松紧。

综上所述，通过国内外学者的研究成果我们可以看到，利率作为货币政策中介目标是有理论与现实基础的，在我国进行利率市场化改革的今天，选择一个恰当的利率市场化下的利率规则，是中央银行制定和实施货币政策的重要前提条件，这是因为央行在掌握稳定的市场化利率规则后就可以很好地估计出利率变化对总产出、货币供应量水平以及物价水平等宏观经济变量的影响大小，从而有效地实现稳健货币政策的目标。正因如此，国外有大量文献来对利率市场化下货币政策规则进行研究。由于我国市场化改革历史的局限性，国内在这方面的研究相对较少。本文试图构建适合我国未来利率市场化条件下的稳健货币政策规则，为国家实施有效的宏观经济调控提供科学依据。

#### 四、对我国货币政策操作规则的启示

在金融学领域中，一般把货币政策的最终目标归结为五个方面：高度就业、经济增长、物价稳定、国际收支平衡和金融市场稳定。但是，上述几个目标往往是有冲突的，货币政策不可能同时达到这几个目标，并且，货币政策对这几个目标的贡献度是不同的。目前，在国际经济学界已经形成了一个普遍的共识：即货币政策的最终目标应放在保持物价和金融市场稳定方面<sup>3</sup>。

<sup>3</sup> 例如，美联储货币政策的最终目标是为经济增长提供低的物价基础和前瞻性的信息。货币政策并不刺激经济增长，美国经济的增长主要是靠实体经济的自身力量实现。

货币政策中介目标也分为五种基本类型，即：汇率目标、货币总量目标、利率目标、通胀目标与隐性货币政策目标。

一般而言，货币政策操作方式中的所谓“规则”，是指在货币政策予以实施之前，事先确定并据以操作政策工具的程序或原则，如弗里德曼主张的“单一货币增长率规则”；“相机抉择”则指中央银行在操作政策工具过程中不受任何固定程序或原则的束缚，而是依据经济运行态势灵活取舍，以图实现货币政策目标。

自从1984年中国人民银行正式履行中央银行职能以来，我国货币政策操作规则一直处于不断摸索的过程中，具有浓厚的“相机抉择”的色彩，尤其在1993年的金融体制改革之前更是如此。相机治理的货币政策呈“松—紧—松”的态势，经济运行总是处于“过冷”或“过热”的交替之中。近年来，我国货币政策操作方式已经开始出现明显变化。目前，无论是决策部门还是研究部门，都渐渐形成了“不能依靠货币刺激经济增长”的观点，主张货币政策操作按“规则”行事。在“九五”计划中，中国人民银行将货币供应量作为货币政策的中介目标，按季度公布M1和M2的增长率，这一货币政策规则的运用无疑是一个很大的进步。然而，在现实运作中，以货币供应量为中介目标出现较多问题。诸如：货币供应量与宏观经济指标的相关性有所降低，货币供应量的可控性降低，货币供应量的统计不完全<sup>4</sup>等问题。面对这种情况，单一固定规则显得过于僵化，固定规则与相机抉择之间灵活度与可信度的冲突尤为明显。因此，选择正确的政策操作规则，对于宏观调控决策者来讲十分重要。根据国际金融开放的基本经验，WTO框架下会使货币政策中介目标发生较大变化。

我们认为，借鉴国际经验，既对政策工具有规则约束，又对当前或预测的经济状况作出反应的积极政策规则，应是中国当前的最佳选择。就目前而言，对我们有如下启示：第一，货币政策制定者应分析研究货币供应量目标是否可靠及将来可否有其他替代物的问题，旨在提高货币政策操作的准确性和有效性。在利率市场化之前，可仍以货币供应量为主要中介目标<sup>5</sup>。第二，由于加入WTO后中国的资本市场将逐步开放，国内外经济形势日趋复杂，不确定性将大大增加，制定单一的货币政策目标难度很大，货币政策目标应该以选择性的区间值，而不是固定性的单一值形式给出，以便应对各种可能的复杂情形。当预测表明经济运行处于预定正常区间时，按照预先制定的正常货币供应政策行事；如果预测值低于其中之一，则按照预先设定的规则，实

<sup>4</sup> 比照国际惯例，在我国现有的货币供应量M2统计中，遗漏了两项内容：一是外资金融机构存款，二是国内金融机构外汇存款。这两项内容所涉及的金融业务量（以资产度量）占国内全部金融业务量的14%。

<sup>5</sup> 应改进货币供应量统计方法，尽快纠正我国现存货币供应统计中存在的严重“遗漏”，将货币供应量拓展到外汇存款和外资银行存款，以使货币供应量的统计范围与国际惯例一致。

行适度松动的货币政策；如果预测值高于其中之一，则按照预先设定的规则，实行适度紧缩的货币政策。这样既可以保持货币政策的连续性和稳定性，避免随意性政策造成不必要的代价，又赋予了货币政策一定的灵活性、应变性，避免了政策僵化可能造成的损失。第三，随着利率市场化的推进与利率弹性的增大，中国要适时把利率作为货币政策中介目标。可借鉴国外运用较为成功的利率市场化下的货币政策规则，比如泰勒规则，根据一定时期经济增长与其历史趋势的偏差、通货膨胀与其目标的偏差，进行利率政策决策。但由于目前我国的利率市场化改革刚刚启动，利率的灵活性与结构还不可能合理，实际的均衡利率难以形成，加之我国在汇率方面实行的是“有管理的浮动汇率制”，而不是“市场汇率制”，因此，在我国的现行金融体制下，货币政策运用难以很好地适合泰勒规则。针对我国目前进行利率市场化改革的新形势，构建利率市场化主导的、适合我国国情的稳健货币政策利率规则具有重大而深远的意义。

## 五、中国利率市场化主导下稳健货币政策利率规则的构建

### (一) 构建中国稳健货币政策利率规则的理论基础

从过去几十年的浩瀚文献看，关于宏观经济模型中利率规则主要有两类，它们被广泛地运用于理论研究与央行的政策分析。一类为“泰勒规则”(Taylor, 1993)，即通过一个简单的利率函数，依靠通胀与产出缺口的当期值，提供货币政策分析的框架。另一类货币政策规则被称作“基于预期的通货膨胀规则”，即“IFB 规则”(Inflation-Forecast-Based)。事实上，IFB 规则可以看做是基于预期的泰勒规则，因为短期利率通常被假定不对同期通胀作出反应而只对预期通胀作出反应。

本文分析的理论框架基于全球经济模型 (Global Economy Model, Obstfeld and Rogoff, 1995) 的变式。在此框架下，基于预期的通货膨胀规则即 IFB 规则的一般表达式为：

$$(1 + i_{t+1})^4 - 1 = \omega_i [(1 + i_t)^4 - 1] + (1 - \omega_i) [(1 + \overline{i_{t+1}})^4 - 1] \\ + \omega_1 E_t \left[ \frac{P_{t+\tau}}{P_{t+\tau-4}} - \Pi_{t+\tau} \right] + \Theta(F_t). \quad (1)$$

其中， $i_{t+1}$  为当期利率， $i_t$  为滞后利率， $\omega_i$  为权数 ( $0 < \omega_i < 1$ )， $(1 + \overline{i_{t+1}})^4$  定义为： $(1 + \overline{i_{t+1}})^4 = E_t \beta^{-4} P_{t+\tau} / P_{t+\tau-4}$ ， $P_{t+\tau} / P_{t+\tau-4}$  为第  $t$  年  $\tau$  季度 CPI 通胀率， $\beta$  为折旧率。Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) 建议  $\beta = 1.03^{-0.25}$ 。 $\Pi_{t+\tau}$  为第  $t$  年  $\tau$  季度目标通胀率， $\Theta$  为可观测变量  $F_t$  的函数 (如：

产出缺口，汇率等）。

我们定义  $\Theta(F_t) = \omega_2 ygap$ ，其中  $\omega_2 \geq 0$ ，产出缺口  $ygap$  定义为实际 GDP 对稳态的偏离。于是，政策反应函数为：

$$(1 + i_{t+1})^4 - 1 = \omega_i [(1 + i_t)^4 - 1] + (1 - \omega_i) [(1/\beta^4)(P_t/P_{t-4}) - 1] \\ + \omega_1 [(P_t/P_{t-4}) - \Pi_{t+\tau}] + \omega_2 [ygap_t]. \quad (2)$$

当  $\omega_1 = \omega_2 = 0.5$ ,  $\omega_i = \tau = 0$  时，IFB 规则就变成泰勒规则。因为原来的规则不允许在利率上存在惯性（inertia），所以我们称（2）式带惯性的泰勒规则 ( $\omega_i > 0$ ) 为广义泰勒规则 (Generalized Taylor rules, 简称 GT 规则)，而当（1）式中  $\tau > 0$  时，称为 IFB 规则。

Isard, Laxton and Eliasson (1999) 发现，在出现显著非线性特征时，IFB 规则明显优于泰勒规则。而 Levin, Wieland and Williams (2001) 则在美国五个宏观经济模型中检验了 IFB 规则的稳健性，得到 IFB 规则对超前一年的通胀预期与当期产出缺口作出反应，并且使相当大的政策惯性具体化，模型中惯性程度接近于 1 的结论。基于此项研究，Levin, Wieland and Williams (2001) 提出了“LWW 规则”，即简化的 IFB 规则：

$$(1 + i_{t+1})^4 - 1 = [(1 + i_t)^4 - 1] + 0.4 \left[ \frac{P_{t+4}}{P_t} - \Pi_{t+4} \right] + 0.4(ygap_t). \quad (3)$$

LWW 规则最大的优点是不需要对均衡实际利率进行度量，这对出现较大利率波动的国家较为适用。

本文建模中采用的目标通胀率是由以下模型求出。基于 Lawrence Ball (1999) 的模型，我们给出模型如下：

$$y_t = \lambda y_{t-1} - \beta r_{t-1} - \delta e_{t-1} + \epsilon, \quad (4)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} - \gamma(e_{t-1} - e_{t-2}) + \eta, \quad (5)$$

$$e = \theta r + v, \quad (6)$$

$$\pi^* = \pi + \gamma e_{-1}. \quad (7)$$

其中， $y$  是产出， $\pi$  是通货膨胀率， $r$  是实际利率， $e$  是实际汇率， $\epsilon$ ,  $\eta$ ,  $v$  是随机经济冲击，所有变量定义为均衡水平的偏离，所有系数均为正。方程（4）是开放经济条件下的 IS 曲线，产出在真实利率与真实汇率条件下是递减的，并且还依赖于产出的滞后值及需求冲击。方程（5）是开放经济条件下的加速 Phillips 曲线。通货膨胀率的变化依靠产出与真实汇率的变化，而汇率通过进口价格影响通胀。此二方程都包括时间滞后：利率与汇率一段时期后影响产出，产出与汇率变化一段时期后影响通胀。方程（6）表示汇率与利率之间存在正向关系，意味着高利率资本内流，导致货币升值，其他影响汇率的因素（比如，投资信贷与预期）由误差  $v$  表示。方程（7）表示长期目标通胀

率与滞后一期汇率存在线性函数关系。其中， $e$  是实际汇率， $\gamma$  是 Phillips 曲线上汇率变化的系数。

采用长期目标通胀率  $\pi^*$  有两大优点：首先，以  $\pi^*$  为目标意味着政策不会使产出缩减，除非对长期通胀的稳定性影响较大的政策出台。通常，通胀的增加会给施政者带来意想不到的结果。在一定的通胀惯性下，当经济过热或相反的供给冲击作用时，通胀率会增加，要避免通胀偏离目标通胀率，施政者必须采取紧缩的政策。然而，在开放经济条件下，不必采取紧缩的政策去抵消通胀的增加，因为汇率变动的通胀影响会最终将其扭转。目标通胀率  $\pi^*$  方法允许通胀率短期波动，在长期内维持通胀的稳定性，减少产出的波动性。其次，单一通胀率目标的风险是施政者变动汇率过大而不能控制通胀的风险，汇率对进口价格的影响是货币政策传导到通胀的最快通道。这样一来，施政者施以中性的政策使通胀接近于目标通胀率，即通过频繁的汇率变动去抵消通胀率的变动，这转而需要利率的较大变动，大的利率与汇率变动最终导致产出的较大变动。与之相反，目标通胀率  $\pi^*$  则会避免这样的问题，使产出更加稳定（Lawrence Ball, 2000）。

## （二）中国利率市场化主导下稳健货币政策利率规则的指标选取

市场利率是整个利率体系形成的基础，它可作为中央银行制定基准利率的价格信号和参照系数。在发达的市场经济国家，国债利率是金融市场的基础利率，原因主要由于其发行制度的灵活，二级市场的活跃，以及中央银行的公开市场操作等。我国国债市场经过改革，发行机制逐步走向市场化，二级市场得到一定的发展，但由于总体规模尚小，还不足以引导市场利率。与之相比，我国同业拆借市场从 1984 年建立以后，得到了长足的发展<sup>6</sup>，因而，同业拆借市场能够迅速反映货币市场的资金供求状况，同业拆借利率可以作为金融市场的基础利率。中央银行可以根据同业拆借利率，并参照国债利率，及时调整基准利率，从而引导市场利率，对资源配置起引导作用（谢平、罗雄，2002）。

本文旨在通过计量模型构建中国利率市场化主导下的稳健货币政策利率规则，我们选取了可能影响市场化利率的几个主要变量：利率、汇率、GDP、潜在 GDP、GDP 缺口及通胀率。选取季度数据进行建模，样本区间为 1993 年第一季度到 2002 年第四季度共 40 个样本点（见表 1）。

<sup>6</sup> 标志性的发展阶段如 1996 年全国统一的同业拆借市场运行，而随后于 1996 年 6 月取消了对同业拆借利率上限的管理。

**表 1 中国市场化利率规则中利率实际值、规则值及模型中各个变量值**

时间 (季度)	利率 % 实际值	LWW 规则值 ( $\Pi = 4\%$ )	LWW 规则值 * ( $\Pi = \text{CPI}^*$ )	新规则值 ( $\Pi = \text{CPI}^*$ )	新规则值 * ( $\Pi = 4\%$ )
1993.1	8.4799	—	—	—	—
1993.2	9.6427	9.5369	9.3770	7.9235	8.393415
1993.3	11.9675	5.3096	5.4909	10.6112	10.96085
1993.4	12.1284	9.8782	10.1455	12.4486	12.80808
1994.1	12.1	11.5189	11.8569	12.3084	12.65843
1994.2	12.166	12.4320	12.7676	12.0810	12.65469
1994.3	12.0286	10.1312	10.5854	12.7917	13.27563
1994.4	12.1621	10.7036	11.1083	12.4855	13.16868
1995.1	12.3822	13.3130	13.8381	12.1041	12.74094
1995.2	12.491	11.9920	12.6182	12.7405	13.12329
1995.3	12.7998	13.1150	13.5743	12.4614	12.8276
1995.4	12.7119	13.0015	13.3848	12.7811	12.98373
1996.1	12.5406	13.4919	13.7011	12.3989	12.56396
1996.2	11.9618	13.2832	13.3587	12.1322	12.31719
1996.3	11.7756	13.0683	13.0747	11.4179	11.64349
1996.4	11.4327	12.1616	12.1635	11.4142	11.59168
1997.1	11.4552	11.7151	11.6769	11.0704	11.23374
1997.2	11.1417	11.9930	11.9280	10.9939	11.09431
1997.3	10.8967	12.1717	12.0484	10.4983	10.5387
1997.4	9.6037	11.3341	11.1188	10.3449	10.41167
1998.1	8.2176	9.7523	9.5009	9.1224	9.155384
1998.2	6.6451	8.4417	8.1345	7.7022	7.734185
1998.3	5.116	7.0846	6.7417	6.0733	6.062043
1998.4	4.6333	5.5405	5.1283	4.5302	4.525786
1999.1	4.3861	4.6834	4.2289	4.1329	4.169443
1999.2	4.2397	4.1478	3.7079	3.9762	3.981044
1999.3	2.8914	4.1345	3.6856	3.7852	3.752975
1999.4	2.7084	2.9378	2.4220	2.3917	2.45261
2000.1	2.5075	2.1789	1.7038	2.3978	2.442381
2000.2	2.3823	2.1017	1.6352	2.1838	2.277014
2000.3	2.3553	2.3666	1.9551	1.9968	2.054669
2000.4	2.4083	2.5173	2.1062	1.9248	1.993765
2001.1	2.607	2.0168	1.6024	2.1268	2.232762
2001.2	2.4975	2.2246	1.8519	2.3446	2.409254
2001.3	2.4379	2.4835	2.0924	2.1362	2.269174
2001.4	2.337	2.5512	2.2176	2.0776	2.123714
2002.1	2.2916	1.8483	1.4726	2.0993	2.110327
2002.2	2.1093	1.6393	1.2114	2.0559	2.061484
2002.3	2.1093	1.9575	1.5009	1.7226	1.723125
2002.4	2.1093	2.2365	1.7534	1.6336	1.683437

续表

时间 (季度)	实际 GDP 单位:亿元	GDP 缺口 GDPQK	CPI 通胀率	实际汇率 ER RMB/USD	长期目标通胀率 CPI <sup>*</sup>
1993.1	7538.5100	12.9821	11.1000	5.7708	12.4875
1993.2	5194.7900	-54.8059	13.9000	5.7366	10.7872
1993.3	7334.7000	-29.7265	16.1000	5.7892	11.3318
1993.4	14566.4000	-9.8362	17.1333	5.8103	11.1108
1994.1	8620.0000	2.8747	22.2333	8.7236	15.6195
1994.2	7979.0000	-29.7296	21.8667	8.6982	13.9757
1994.3	9476.0000	-20.4721	25.7000	8.6086	18.0083
1994.4	20547.3000	14.2014	26.9000	8.5298	16.9169
1995.1	9411.0000	-7.3695	22.6000	8.4548	11.8700
1995.2	13454.0000	7.3832	19.7333	8.3666	11.4711
1995.3	13630.0000	1.8229	14.8000	8.3278	8.1607
1995.4	21765.5000	10.5714	11.1333	8.3346	7.3529
1996.1	13156.0000	10.1537	9.3667	8.3406	7.7320
1996.2	16600.0000	15.2543	9.0667	8.3473	8.4674
1996.3	15919.0000	5.0252	7.9333	8.3376	7.5131
1996.4	22125.0000	3.6264	6.9667	8.3294	7.2029
1997.1	14686.0000	7.3832	5.1667	8.3248	5.9627
1997.2	18494.0000	14.4453	2.9333	8.3237	4.7779
1997.3	17972.0000	6.1867	2.1333	8.3173	5.2818
1997.4	23620.0000	2.2605	1.0000	8.3114	4.6121
1998.1	15899.4000	3.2188	0.3000	8.3081	4.5706
1998.2	18831.6000	5.8504	-0.8700	8.3081	3.8075
1998.3	19704.0000	5.5038	-1.4330	8.3085	3.9279
1998.4	25118.0000	1.0845	-1.1000	8.2779	4.5900
1999.1	16784.0000	-2.1618	-1.4000	8.2787	4.0776
1999.2	19405.0000	-0.5729	-2.1667	8.2786	3.4866
1999.3	20613.6000	1.0228	-1.1667	8.2774	4.9344
1999.4	25251.8000	-5.2092	-0.8333	8.2784	4.6830
2000.1	18172.7000	-3.9548	0.1000	8.2786	5.4221
2000.2	21318.7000	0.2216	0.1000	8.2782	4.8771
2000.3	22632.5000	2.1150	0.2667	8.2792	5.0436
2000.4	27279.6000	-3.8738	0.9333	8.2777	5.6134
2001.1	19894.9000	-3.7775	0.7000	8.2774	4.9899
2001.2	23047.1000	0.0893	1.6000	8.277	6.0260
2001.3	24284.9000	1.5397	0.8000	8.2769	4.7000
2001.4	28706.4000	-4.7807	-0.2000	8.2766	4.1673
2002.1	21020.2000	-6.4283	-0.8667	8.277	4.0845
2002.2	24515.6000	-1.0789	-1.3333	8.277	4.0075
2002.3	26146.5000	1.8436	-0.8667	8.2765	4.7467
2002.4	30715.6000	-3.6804	-0.7667	8.2774	4.5738

## 1. 利率

由于1993年前后全国金融机构之间存在混乱的拆借行为，诸如，一部分金融机构将拆借市场作为长期的融资渠道，部分拆借的资金用作证券投资及房地产投资等，拆借成为逃避贷款规模管理的主要形式（谢多，2001）。另一方面，上海作为中国的金融中心，同业拆借市场秩序表现较好，1993年违规拆借仅占上海同业拆借市场的1.3%（陈人俊，1994），因而，上海同业拆借市场利率能够较好地反映1996年联网前全国同业拆借市场状况（谢平、罗雄，2002）。

1992年至1995年选取上海融资中心同业拆借利率，数据来自上海融资中心。1996年至2002年选取7天同业拆借利率，数据来源：《中国人民银行统计季报》各期。<sup>7</sup>

## 2. GDP与潜在GDP

GDP与潜在GDP作为影响市场利率的宏观经济变量，它同利率之间存在间接的传导关系。GDP数据来源：《中国统计年鉴》各期，《中国人民银行统计季报》各期。

季度GDP为当季发生数，即用本季的当年累计数减去上季的当年累计数。为了消除通货膨胀的影响，我们将名义季度GDP转化为实际值，方法为：

$$\text{实际季度GDP} = [\text{名义季度GDP} / (\text{CPI})] \times 100.$$

为了在分析中避免出现季节影响，我们在分析前需要分离出季节影响。一般常用的方法有：简单移动平均法，虚拟变量法，X11方法，以及最新的X12方法。我们使用目前最广泛的X11方法来消除季节影响，<sup>8</sup>得到最终季度GDP的实际值。

由于1993—2002年季度数据中，1993年1季度数据缺失（本季的当年累计数），为了尽可能地扩大样本容量，我们选取1993—2002年每年1季度数据与时间作趋势回归，拟合出1993年1季度数据为7538.51亿元。

由于中国经济投资主体的预算软约束以及由此产生的道德风险激励，潜在GDP概念在中国向来是个有争议的问题，因此估计方法也较多<sup>9</sup>。本文采用谢平、罗雄（2002）提出的方法估计潜在GDP，用线性趋势来估计，由于产

<sup>7</sup> 由于数据来源的限制，1992—1995年上海融资中心的加权利率为所有期限的利率加权；而1996—2002年选取的7天的同业拆借利率。虽然利率期限在两个时段上不匹配，但由于上海融资中心的各期限利差不大，对建模影响较小（谢平、罗雄，2002）。

<sup>8</sup> X-11法是美国商务部标准的调整方法（乘法模型、加法模型），乘法模型适用于序列可被分解为趋势项与季节项的乘积，加法模型适用于序列可被分解为趋势项与季节项的和。乘法模型只适用于序列值都为正的情形。X-11只作用于含季节数据的序列，需要至少4整年的数据，最多能调整20年的月度数据及30年的季度数据。X-11法与移动平均法的最大不同是：X-11法中季节因子年与年有可能不同，而在移动平均法中，季节因子被假设为是一样的。

<sup>9</sup> 估计方法如宋国青（1998）根据资本存量与社会劳动力等变量估计潜在GDP，谢平（2002）等采用时间趋势项及虚拟变量方法来估计潜在GDP等。

出水平表现出较强的季度波动特点，用线性估计时，加入三个虚拟变量：

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{一季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}, \quad D_2 = \begin{cases} 1 & \text{二季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}, \quad D_3 = \begin{cases} 1 & \text{三季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}.$$

将真实的 GDP 与常数项、时间趋势项及虚拟变量作回归，得到方程如下：

$$\begin{aligned} \text{GDP} &= 14317.00 + 438.75T - 8135.03D_1 - 6208.08D_2 - 5759.49D_3 \\ &\quad (21.6578)(21.1141)(-11.996) \quad (-9.1761) \quad (-8.5251) \quad t \text{ 值} \\ R^2 &= 0.9496, \text{ Adjusted } R^2 = 0.9438, F(4, 35) = 164.88, DW = 1.3138. \end{aligned}$$

以下图 1 表示 1993—2002 各季度的真实 GDP 与潜在 GDP (GDP1 表示潜在 GDP)，图 2 中 GDPQK 表示 GDP 缺口。

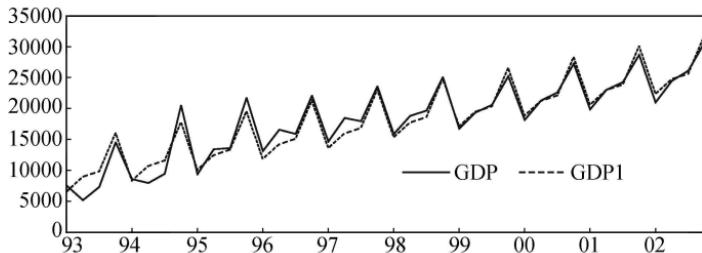


图 1 真实 GDP 与潜在 GDP

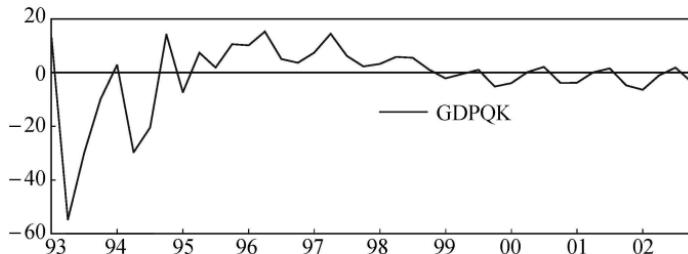


图 2 GDP 缺口

### 3. 通胀率

国内对通货膨胀率衡量有两种方法，即消费者价格指数 (CPI) 与商品零售价格指数 (RPI)，两者最主要的区别是消费者价格指数将服务价格计算在内。我们选用消费者价格指数作为衡量通货膨胀率指标。主要原因如下：

(1) 商品零售价格指数的计算剔除了第三产业的变化。

我们知道，我国在改革开放初期，第三产业在国内经济活动中所占比重不大，消费者价格指数与商品零售价格指数之间差别不大。但随着第三产业在国内生产总值中所占的比重提高，剔除了服务价格水平的商品零售价格指数不足以反映一般价格水平的变化，而消费者价格指数却包含了服务，能更全面地反映中国物价变化的程度。

(2) 二者与 GDP 之间的相关程度不同。

由于消费者价格指数与商品零售价格指数之间内容上存在差距，因而，消费者价格指数与 GDP 之间关系更密切。现在，世界上绝大多数国家都采用消费者价格指数来反映通货膨胀率。

(3) 消费者价格指数的可得性。

在 2000 年以前，中国官方只公布消费者价格的月度与年度同比数据，月度环比数据不可得。从 2000 年开始，国家信息中心经济预测部发布《中国数据分析》，开始公布 2000 年 1 月以来的消费者价格指数的环比数据。

(4) 使用消费者价格指数测定通货膨胀率有许多优点。

我们采用消费者价格指数来衡量通货膨胀率，它反映了人们为生活而购买商品和劳务的价格变化。用它来测定通货膨胀率有许多优点，比如：它反映了商品经过流通环节形成的最终价格，它的倒数就是货币购买力指数，它可以反映价格上涨后，居民拥有货币的贬值程度，能直接反映价格变动对居民的影响。政府常用这个指标作为制定和调整工资、福利等政策的依据。此外，还有编制较为方便，实效性强等特点。

由于我们得到的 CPI 数据是月度数据，在计算中通过三项移动平均求出季度 CPI 数据，即可求出通货膨胀率 =  $(\text{季度 CPI} - 1) \times 100\%$ 。图 3 是 CPI 通货膨胀率图，CPI0 表示通货膨胀率。

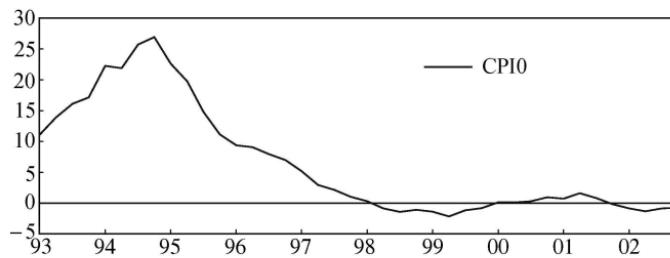


图 3 CPI 通胀率

#### 4. 汇率

自从 1994 年后，中国货币政策开始把维持人民币汇率作为一个目标。中国采取何种汇率政策对中国的经济发展的影响是深远的。宋国青（1998）认为对于汇率与利率的关系，应当接受汇率的真实利率的平价公式，汇率取决于真实利率而非名义利率。根据克鲁格曼“不可能三角”，在固定汇率、央行货币政策独立性以及资本自由流动三个因素当中，只能选择其中的两个。而截至目前中国的情况是，仍然实行资本管制，没有自由流动。但是另一方面，从理论上分析，只要贸易是自由化的，资本账户也或多或少会是自由化的，因此实际汇率与实际利率存在一定的关系。随着中国改革开放的逐渐深入，尤其是加入 WTO 后中国资本市场的全面开放，中国经济与金融市场将会日益多元化，国内与国外经济的联系将更加紧密。汇率也将成为中国利率市场化

改革中重要的经济变量。目前，我国没有实行浮动汇率制。近几年来采用的钉住美元的汇率制度，名义汇率变化较小，但是消除通货膨胀后的真实汇率却有较大的变化，对利率有一定的影响。Granger 因果关系检验结果也显示，消除通胀后的真实汇率为市场化利率的 Granger 原因。<sup>10</sup>因此，我们选取汇率变量作为影响市场利率的变量，即人民币对美元汇率月度数据，再转化为季度数据，方法采用简单平均方法。

### 5. 目标通胀率

为了与下面构建的动态季度目标通胀率作对比，我们选用一个恒定的目标通胀率为 4%。<sup>11</sup>

#### (三) 利率市场化主导下稳健货币政策利率规则的构建

以下回归中使用利率、汇率为消除通胀后的数据。GDP 采用消除通胀与消除季节影响后的数据。

##### 1. 构造中国 1993—2002 年长期目标通胀率

首先，我们求出中国经济开放情况下的 IS 曲线：

$$y_t = \lambda y_{t-1} - \beta r_{t-1} - \delta e_{t-1} + \varepsilon.$$

结果为：

$$\begin{aligned} \text{GDP} &= 1.0279\text{GDP}(-1) + 35.6331(-1) - 51.3552\text{ER}(-1) \\ R^2 &= 0.9642, \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.9622, \quad \text{DW} = 2.413. \end{aligned}$$

其次，我们求出中国经济开放条件下的加速的 Phillips 曲线：

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} - \gamma(e_{t-1} - e_{t-2}) + \eta.$$

结果为：

$$\begin{aligned} \text{CPI} &= 0.9723\text{CPI}(-1) - 3.25 * 10^{-6}\text{GDP}(-1) - 0.5841[\text{ER}(-1) - \text{ER}(-2)] \\ R^2 &= 0.9582, \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.9558, \quad \text{DW} = 2.282. \end{aligned}$$

最后，我们构造中国 1993—2002 年长期目标通胀率序列，关系式为：

$$\pi^* = \pi + 0.5841e_{-1}.$$

构造的具体结果见表 1<sup>12</sup>。

##### 2. 利率市场化主导下的 LWW 规则值

我们采用 LWW 规则，得到中国市场化利率的 LWW 规则值与实际值对

<sup>10</sup> Granger 因果关系检验结果：接受零假设(真实汇率不是市场化利率的 Granger 原因)概率为 0.022, F 统计量值为 4.28。因此，可以认为真实汇率是市场化利率的 Granger 原因。

<sup>11</sup> 参照 1998—2002 年《政府工作报告》。1998—2001 年 CPI 目标分别为 5%，4%，4%，1% ~ 2%。

<sup>12</sup> 长期目标通胀率采取： $\Pi = \text{CPI} + 0.5841\text{RER}$ , ( $\text{RER}$  表示消除通胀后的真实汇率)其中 1993 年一季度值缺省，采用线性插值方法补上。回归方程如下： $\text{TCPI} = 12.75228 - 0.26478T$ , 估计值为：12.4875。

照图，规则值见表 1。在图 4 表示的 LWW 规则中，I 为利率的实际值，I<sub>3</sub> 为利率的 LWW 规则值，其中，长期目标通胀率采用恒定值  $\Pi = 4\%$ 。I<sub>4</sub> 为利率的 LWW 规则值，其中，长期目标通胀率采用动态季度目标通胀率  $\Pi = \text{CPI} + 0.5841 \text{ RER}$ ，RER 为消除通胀后的实际汇率。

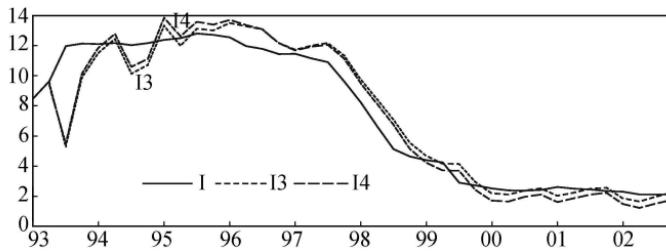


图 4 利率的实际值与 LWW 规则值时序图

从实际值与规则值时序图可以看到，LWW 规则比泰勒规则（Taylor, 1993）对中国市场化利率的检验（谢平、罗雄，2002）更为优良。规则值逐渐趋近于实际值，且从整个样本期来看，LWW 规则值基本上贴近于实际值。采用泰勒规则所作的结果则显示，1993—1997 年规则值与实际值有较大的偏离，在 1994 年第三季度两者差距最高达到 24.78%（谢平、罗雄，2002）。从我们采用不同的目标通胀率计算的 LWW 规则值看到，采用动态季度目标通胀率在 1993—1995 年，1998—2000 年间比采用恒定值目标通胀率计算得到的规则值更接近于实际值，1995—1998 年间二规则值基本相等，2000 年后采用恒定值目标通胀率计算得到的规则值与实际值之间存在的偏差小一些。

Douglas Laxton and Polo Pesenti (2003) 采用美国经济数据得到的 LWW 规则值非常接近于经济的有效边界（Efficiency Frontier），而泰勒规则却远离经济的有效边界。他们通过对相对封闭经济的模拟，得到通胀率与产出缺口的权数为 0.4 是稳健的结论。我们的实证检验结果也证实了 LWW 规则比泰勒规则对中国市场化利率检验更稳健。

但是，我们从利率的 LWW 规则值与实际值比较也可以看出，1993—1995 年第一季度间规则值对实际值的波动较大，而且在 1995 年第一季度至 1999 年，规则值均高于实际值，二者之间存在一定的差距。因此，LWW 规则仍然不是中国利率市场化下理想的利率规则。

### 3. 中国利率市场化主导下稳健货币政策利率规则的构建

我们基于 LWW 规则，建立如下模型：

$$(1 + i_{t+1})^4 - 1 = a[(1 + i_t)^4 - 1] + b \left[ \frac{P_{t+4}}{P_t} - \Pi_{t+4} \right] + c(ygap_t).$$

模型分析结果如下：

$$I2 = 0.9712093389 \cdot I1 + 0.2802075986 \cdot DCPI1 - 0.1018797845 \cdot GDPQK.$$

其中,

$$I2 = (1 + i_{t+1})^4 - 1, \quad I1 = (1 + i_t)^4 - 1,$$

$$DCPI1 = \frac{P_{t+4}}{P_t} - \Pi_{t+4}, \quad GDPQK = ygap_t.$$

即有:

$$(1 + i_{t+1})^4 - 1 = 0.9712[(1 + i_t)^4 - 1] + 0.2802\left[\frac{P_{t+4}}{P_t} - \Pi_{t+4}\right] - 0.1019(ygap_t) \\ (76.0522) \qquad \qquad \qquad (2.7912) \qquad \qquad \qquad (-2.6175) \dots \dots t \text{ 值}$$

该模型的各种诊断统计量包括: 用于检验残差一阶自相关的 Durbin-Watson 检验统计量 (DW), 用于检验残差  $q$  阶自相关的 Lagrange 乘子检验统计量 (LM ( $q$ )), 用于检验残差  $q$  阶自相关 Box-Pierce Q 检验统计量和残差  $q$  阶自相关的 Ljung-Box Q 检验统计量, 用于检验残差  $q$  阶自回归条件异方差的 Lagrange 乘子检验统计量 (ARCH ( $q$ )), 用于检验残差异方差的 White 检验统计量 (WH), 用于检验函数形式是否正确的 Ramsay 检验统计量 (RESET ( $q$ )), 以及用于检验参数稳定性的递归回归检验统计量 (包括残差和系数的递归回归检验) 和 Chow 检验统计量等。下面是该方程的一些检验结果:

调整后样本  $T = 40$  (1993Q1 – 2002Q4),  $R^2 = 0.9805$ ,  $SE = 0.03147$ ,  $DW = 1.078$ ;  $\xi_1(2) = 2.6745(0.083)$ ,  $\xi_1(4) = 1.3308(0.2791)$ ,  $\xi_2(8) = 0.8647(0.5564)$ ;  $ARCH(1) = 15.1959(0.00039)$ ,  $ARCH(2) = 1.4125(0.2571)$ ,  $JB = 3.3132(0.1908)$ ;  $REST(1) = 1.9402(0.1722)$ ,  $REST(2) = 1.0206(0.3709)$ ,  $WH = 4.44(0.0021)$ 。

由此可见, 模型有较满意的统计与计量特性: 不仅拟合优度  $R^2$  较大, 方程的标准差 SE 很小。其中,  $\xi_1(2)$ ,  $\xi_1(4)$  和  $\xi_2(8)$  分别为 2 阶, 4 阶和 8 阶序列自相关的 LM 检验统计量 (零假设为不存在高阶序列相关), ARCH (1) 与 ARCH (2) 是 1 阶与 2 阶自回归条件异方差检验统计量 (零假设为不存在条件异方差), JB 是正态性检验统计量 (零假设为服从正态分布), REST (1) 与 REST (2) 是 1 阶与 2 阶模型的函数形式检验统计量, WH 是残差异方差的 White 检验统计量, 括号内的数值是接受零假设的概率。结果显示, 存在一定的一阶残差自相关, 但无高阶序列自相关, 无高阶条件异方差存在, 残差分布满足正态性, 检验结果见图 5, 模型形式正确。<sup>13</sup>

最好的稳定性检验方法是递归回归法 (Hendry, D. F., Ericsson, N. R.,

<sup>13</sup> 关于诊断统计量的推断可见: Durbin, Watson (1950, 1951), Boxand, Pierce (1970), Godfrey (1978), Harvey (1981, p. 173), Engle (1982), Jarque & Bera (1980), Doornik & Hansen (1994). Ramsey (1969). White (1981, p. 825), Nicholls & Pagan (1983).

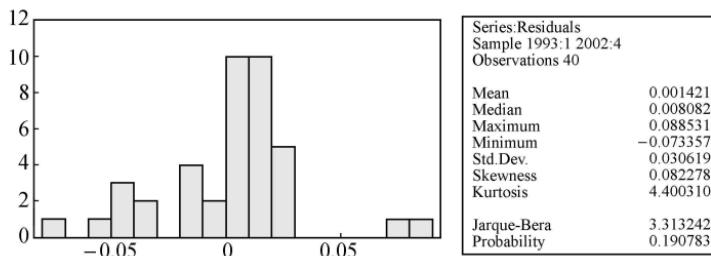
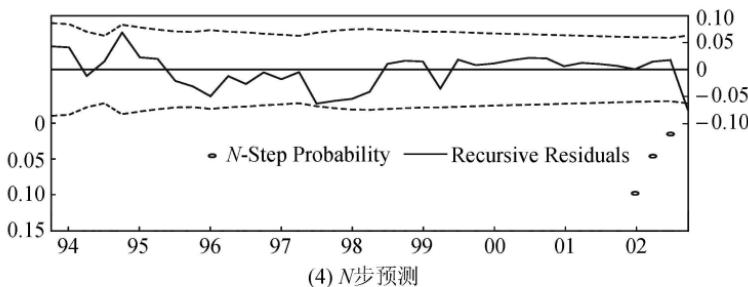
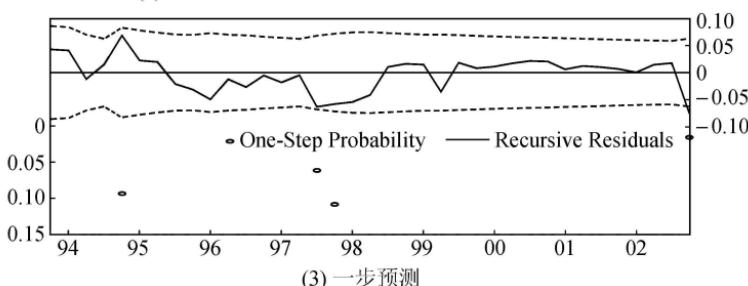
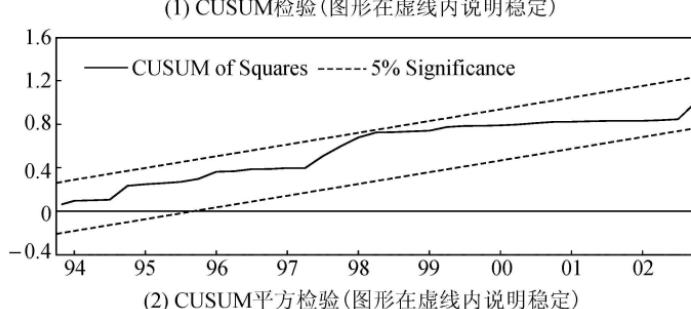
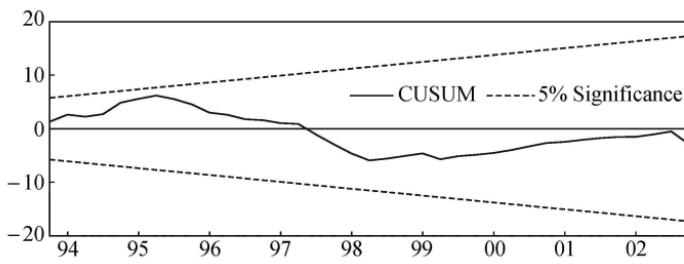


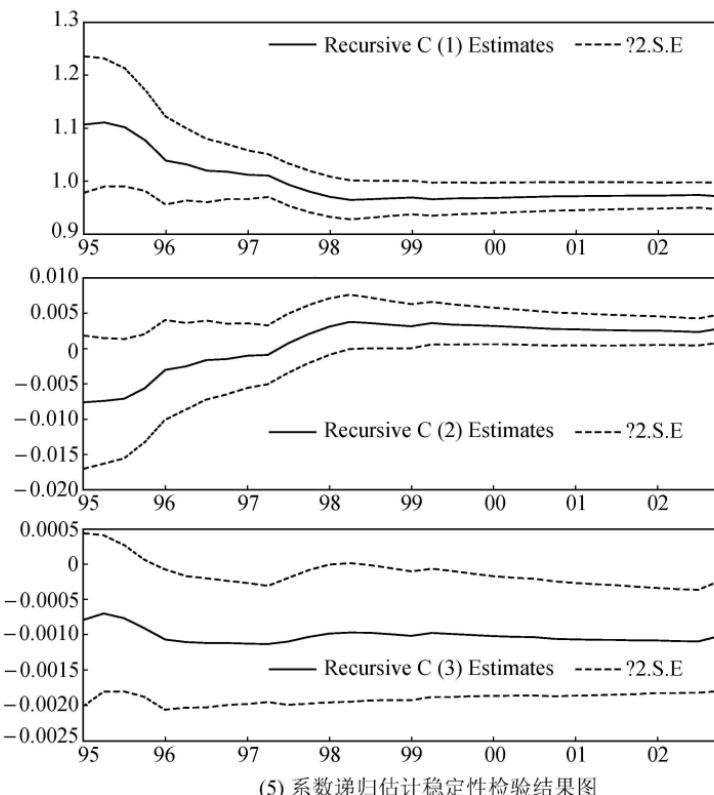
图 5 中国利率市场化下的利率规则模型的正态性检验图

1991)。这一方法不受主观选择结构变化时间的影响。如果模型确实发生了结构变化，则基于递归回归的残差检验能辨明可能发生结构变化的时间。此方法对样本长度也没有严格要求。基于递归回归法的检验结果表明：参数估计值基本相等，几乎成一条线。在整个递归回归区间内，递归回归的单步残差位于正负 2 倍标准差之内；检验是否发生结构变化的 CUSUM 检验，CUSUM 平方检验以及一步，N 步 CHOW 预测检验值远小于 5% 显著水平的临界值，并且变量的参数也是稳定的。模型系数的稳定性是合理预期的基础，系数递归估计图说明模型的各个系数是稳定的。残差及稳定性检验结果见图 6。因此，从技术分析的角度看，我们构建的中国利率市场化主导下稳健货币政策利率规则模型具有较好的统计特性，完全可以用于实际预测。

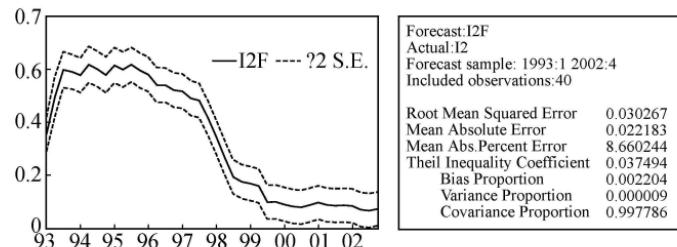
为检验所建模型的实际预测效果，将 1993 年 1 季度—2002 年 4 季度作为预测区间，用单步预测法预测。模型不仅对实际的拟合效果较好，而且预测值与实际值也非常接近，图 7 给出了拟合值、实际值及残差值分布图。从图中看到，拟合值与实际值几乎重合。说明构建的新规则模型具有较高的预测精度。图 8 给出中国市场化利率新规则值与实际值的时序图（表 1 给出了规则值）。从新规则求出的规则值看到：尽管从 1993 年施行适度从紧的货币政策，到 1996 年经济实现“软着陆”，调整货币操作力度，直至 2000 年推进利率市场化改革，1993—2002 年间多达 12 次的存贷款利率调整，中国市场化利率的实际值存在较大的波动，但新规则都给出了十分贴近实际值的规则值。图 9 分别给出了目标通胀率为动态季度目标通胀率与恒定值 4% 情况下的新规则值 I0, I5（表 1 给出了规则值）。从图中看到，1993—1996 年间采用动态季度目标通胀率计算的新规则值 I0 更贴近于实际利率值。图 10 给出了利率新规则值、LWW 规则值及实际值的时序图。从图中看到，中国利率市场化主导下稳健货币政策利率新规则值比 LWW 规则值对实际值更为接近，误差更小。



(左下的刻度表示显著性水平，图形下部如果出现圆点，表明以左边对应的显著性水平拒绝平稳性假定)



(5) 系数递归估计稳定性检验结果图



(6) 预测值及各项评价指标

图 6 中国利率市场化下的利率规则模型的稳定性检验与预测结果图

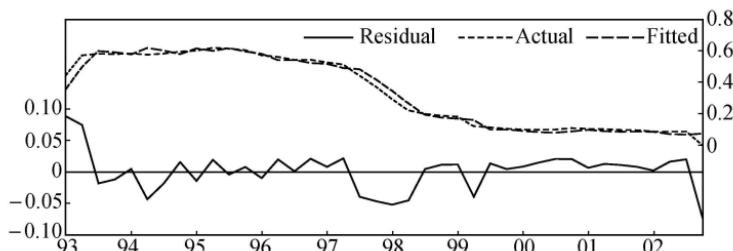


图 7  $I2$  的实际值、拟合值与残差分布图  
(其中:  $I2 = (1 + i_{t+1})^4 - 1$ )

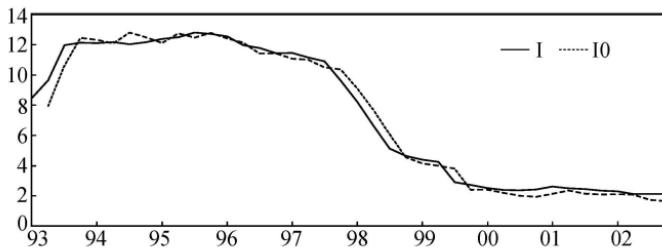


图 8 利率新规则值与实际值分布图  
(I 表示实际利率, I0 表示新利率规则值)

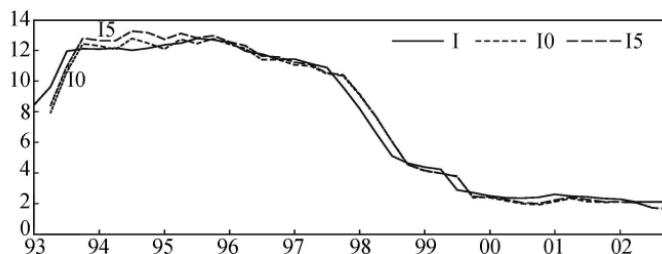


图 9 利率新规则值(I0, I5)、利率实际值时序图

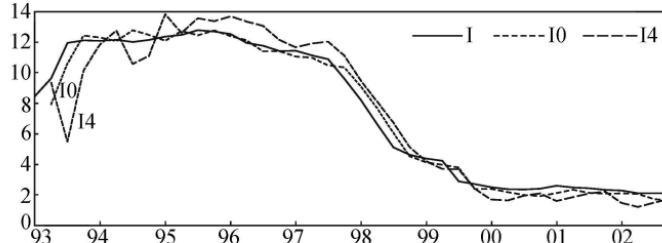


图 10 新规则值、LWW 规则值、利率实际值时序图

## 六、结 论

从泰勒规则 (Taylor rules, 1993) 的提出、运用与发展来看，它在美国 20 世纪 90 年代以来的运用较为成功，而在中国的运用却存在较大的偏差 (谢平、罗雄, 2002)。因此，泰勒规则至少在目前并不适合于中国的现实国情。Obstfeld and Rogoff (1995) 给出基于预期的通货膨胀规则 IFB 规则 (Inflation-Forecast-Based)。IFB 规则可以看做基于预期的泰勒规则。随后，Levin, Wieland and Williams (2001) 提出了 LWW 规则，即简化的 IFB 规则。Douglas Laxton and Polo Pesenti (2003) 通过实证比较了简化的 IFB 规则 (即 LWW 规则) 与泰勒规则的稳健性，表明在相对小的、开放的新兴市场国家，LWW 规则比泰勒规则表现更稳健。我们通过对中国经济数据的模拟，反映出 LWW

规则比泰勒规则更接近于中国的实际。但 LWW 规则仍然不是中国利率市场化改革下的理想的货币政策规则。如何构建适合中国国情的稳健货币政策利率规则，是本文的要旨。

通过不同规则对中国市场化利率的模拟分析，我们认为影响市场化利率规则的变量除应包括利率的滞后值、GDP 缺口、通胀率变量外，还应该适当考虑汇率的影响。因此，我们在构建中国利率市场化主导下的稳健货币政策利率规则中考虑了汇率对长期目标通胀率的影响。其原因主要在于中国加入 WTO 后几年内，中国的资本市场将会逐步向开放，人民币终将会在资本项目下可自由兑换。国际资本的流动对国内资本市场的冲击将会进一步加剧，汇率的波动对资本流动有重要的影响。现行的汇率政策将面临着必须适应资本自由流动而作出新的调整与选择的问题，僵化的钉住汇率政策越来越容易形成对货币的高估或低估，从而诱发货币投机，最终导致货币高估国家本币暴跌型的金融危机。如继续实施钉住汇率制，将会出现钉住汇率制与资本自由流动并存的危险外部经济结构，从而难免重蹈东南亚金融危机的覆辙。因此，人民币汇率政策的调整势在必行。中国独立的货币政策和稳定汇率目标面临着严重挑战。在资本流动的前提下，通过定期汇率的调整，可以部分地解决货币政策独立性与固定汇率制之间的矛盾（叶奕，2000）。可见，在构建中国利率市场化主导下的稳健货币政策利率规则，将汇率因素考虑进去也是适应国内、国际形势发展的潮流，是与国际经济全面接轨的需要。本文基于 Lawrence Ball (1999) 的模型与开放经济条件下汇率对目标通胀率的影响特点，构造出中国 1993—2002 年间的动态季度目标通胀率，避免了规则方程中目标通胀率为一恒定值 4% 的缺陷，使规则值更贴近于实际值。

最终，我们基于 LWW 规则，建立了中国利率市场化主导下的稳健货币政策利率规则，新规则不同于 LWW 规则，通胀率与产出缺口的系数分别为 0.3, -0.1。系数均小于 LWW 规则中的系数，且产出缺口的系数为负值。从规则模型各项评价指标来看，该模型具有较好的统计与计量特性。从规则值与实际值比较结果看，我们构造新规则具有较好的拟合及预测精度。因此，该规则模型对市场化利率预测与控制具有较好的参考作用，对我国长期执行稳健货币政策有重要的指导意义。

## 参 考 文 献

- [1] 陈人俊，“1993 年上海同业拆借市场概述”，《上海金融》，1994 年第 5 期，第 20—21 页
- [2] 范恒森，“货币政策中介目标的选择：国际经验及启示”，《财贸经济》，2002 年第 8 期，第 53—56 页。
- [3] 凯恩斯，《就业、利息和货币通论》。北京：商务印书馆，1983 年。
- [4] 李维刚，“泰勒规则、联储货币政策及我国货币调控问题的思考”，《国际金融研究》，2001 年第 6 期，第 15—19 页。

- [5] 宋国青,“宏观经济的波动与人民币汇率”,1998,http://www.shenyou.com.cn/wzwz/s1.htm。
- [6] 谢平、罗雄,“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,第3—12页。
- [7] 谢平、张晓朴,“货币政策与汇率政策的三次冲突——1994—2000年中国的实证分析”,《国际经济评论》,2002年第5期,第30—35页。
- [8] 谢多,“国货币市场发展的分析”,《经济研究》,2001年第9期,第3—11页。
- [9] 叶奕,“资本流动性、货币政策独立性与固定汇率制”,《金融教学与研究》,2000年第2期(总第70期),第2—5页转25页。
- [10] 张帆,“货币政策操作规则的转变及启示”,《福建农林大学学报》(哲学社会科学版),2002年第1期,第41—44页。
- [11] Andrew Levin, Volker Wieland and John. C. Williams, “Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty”, *NBER working paper*, No.6570, May 1998.
- [12] Bernnet, T. McCallum, “Alternative Monetary Policy Rules: A Comparison with Historical Setting for the United States, the United Kingdom, and Japan”, *NBER working paper*, No.7725, June 2000.
- [13] Box, G. E. P. and D. A. Pierce, “Distribution of Residual Autocorrelation in Autoregressive—Integrated Moving Average Time Series Models”, *Journal of American Statistical Association*, 1970, 65, 1509—1526.
- [14] Christiano, L., M. Eichenbaum, C. Evans, “Monetary Policy Shocks: What have we Learned and to What End?” in Taylor, J., M. Woodford, eds. *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, North Holland: Amsterdam, 1999.
- [15] Clarida, Gali and Gertler, “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence”, *NBER working paper*, No.6254, September 1997.
- [16] Doornik, J. A. and H. Hansen, “A Practical Test for Univariate and Multivariate Normality”, *Mimeo*, Nuffield College, Oxford, U.K., 1994.
- [17] Douglas Laxton and Paolo Pesenti, “Money Rules for Small, Open, Emerging Economies”, *NBER working paper*, No.9568, March 2003.
- [18] Durbin Watson, “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I”, *Biometrika*, 1950, 37, 409—428.
- [19] Durbin Watson, “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II”, *Biometrika*, 1951, 38, 159—178.
- [20] Engle R. F., “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 1982, 50, 987—1007.
- [21] Friedman, B. M., K. N. Kuttner, “Money, Income, Prices, and Interest Rates”, *The Amercian Economic Review*, 1992, 82(3), 472—492.
- [22] Godfrey, L. G., “Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables”, *Econometrica*, 1978, 46, 1293—1301.
- [23] Harvey, A., *The Econometric Analysis of Time Series*. Oxford, U.K.: Philip Allan, 1981.
- [24] Hendry, D. F., N. R. Ericsson, “An Econometric Analysis of UK Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwarz”, *The Ameri-can Economic Review*, 1991, 81, 8—38.
- [25] Isard, P., D. Laxton, A. Eliasson, “Simple Monetary Policy Rules under Model Lincertainty”, in Isard, P., Razin, A., Rose, A., eds. *International Finance and Financial Crises: Essay in Honor of Robert P. Flood Jr.* Washington: International Monetary Found and Boston: Kluwer, 1999.
- [26] Jarque, C. M. and A. K. Bera, “Efficient Tests for Normality: Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals”, *Econometrics Letters*, 1980, 6, 255—259.

- [27] Judd, John P. and Glenn D. Rudebusch, "Taylor's Rule and the Fed: 1970—1997", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1998, No. 3, 3—16.
- [28] Lawrence Ball, "Policy Rule for Open Economies", in John, B. Taylor eds. *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press, 1999.
- [29] Lawrence Ball, "Policy Rule and External Shocks", *NBER working paper*, No. 7910, September 2000.
- [30] Lawrence J., Christiano and Christopher, Gust, "Taylor Rules in Limited Participation Model", *NBER working paper*, No. 7017, March 1999.
- [31] Levin, A., V. Wieland, J., Williams, "The Performance of Forecast-based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty", Board of Governors of the Federal Reserve, Finance and Economics Discussion Series 2001-39.
- [32] Litterman, R. B. & L. Weiss, "Money , Real Interest Rates and Output: A Reinterpretation of Post-war U.S. Data", *Econometrica*, January, 1985, Vol. 53, 29—56.
- [33] Marc P. Giannoni & Michall Woodford, "Optimal Interest-rate Rule: II Applications", *NBER working paper*, No. 9420. December 2002.
- [34] McCallum, B. T., "A Reconsideration of Sims' Evidence Concerning Monetarism", *Economics Letters*, 1983, 67—71.
- [35] Nelson, Edward., "UK' Monetary Policy 1972—1997: A Guide Using Taylor Rules", *Bank of England Working Paper*, No. 120, 2000.
- [36] Nicholls, D. F. and A. R. Pagan, "Heteroscedasticity in Models with Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, 1983, 51, 1233—1242.
- [37] Obstfeld, M., K. Rogoff, "Exchange Rate Dynamics Redux", *Journal of Political Economy*, 1995, 103, 624—660.
- [38] Ramsey, J.B., "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-squares Regression Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, 1969, 31, 350—371.
- [39] Taylor, J. B., "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39, 195—214.
- [40] Taylor, J. B., "An Historical Analysis of Monetary Policy Rules", *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999.
- [41] White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 1981, 48, 817—838.

## Robust Monetary Policy Rules in an Environment of Interest Rate Liberalization in China

JINWEN ZHAO HUI GAO

(Dongbei University of Finance & Economics)

**Abstract** Based on the LWW Rule, we construct the interest rate rules for interest rate liberalization in China . We have taken into consideration the case in which the exchange rate influences the long-term inflation target. Using the model of Ball (1999), we construct the dynamic

quarterly inflation targets for China for the period 1993 to 2002. The model avoids the flaw that the targeted inflation rate is fixed in the rule equation. Our model has good statistical properties and good forecasting precision.

**JEL Classification** E43, E31, G20