

# 央行货币政策操作效果非对称性实证研究\*

赵进文 闵捷

(东北财经大学统计系 辽宁 大连 116025)

**内容提要:** 货币政策操作效果的对称与非对称性研究,近年来在国外金融界十分关注。研究表明:紧缩性货币政策与扩张性货币政策在抑制经济过热和治理经济衰退的效果上存在极大的差异,并且,不同国家和地区的货币政策运用效果及特点也有明显差别。Kim D. H. (2002)使用 Hanmilton (2001)提出的浮动法,分析了美国的货币政策。他得出的结论认为1979年前美国货币政策具有显著的非线性特征,即效果不对称,而在其后这一特征则不够明显。Bruinshoofd和Candelon(2004)使用STR模型和LM统计量检验了欧洲几个国家的货币政策效力,却得出与美国几乎相反的结论。那么,我国的货币政策操作效果是否具有对称性,目前还未见到相关的报道。本文采用LSTR模型和LM检验统计量,对此问题进行了深入细致的探讨。研究结果表明:在1993年第1季度至2004年第2季度期间,我国货币政策操作在效果上表现出明显的非对称性,具有很强的非线性特征。

**关键词:** 线性货币政策,非对称性,LSTR模型,LM检验

## 作者简介:

赵进文:男,1964年6月生,祖籍山西,经济学博士、南开大学经济学博士后,现任东北财经大学特级教授、博士生导师,经济学、统计学学科带头人,入选辽宁省“百千万人才工程”千人层次;南开大学经济研究所兼职教授,国家自然科学基金委员会项目评审专家,国家教育部人文社科研究项目评审专家,国际经济计量学会会员、国际统计学会会员、国际投入产出学会会员。研究方向:经济计量学、模型诊断与稳健建模。

在《Journal of Emerging Markets》(美)、《Social Science Research Network》(美)、《经济学(季刊)》、《中国软科学》、《中国人口科学》、《统计研究》、《工程数学学报》、《数理统计与应用概率》、《南开经济研究》、《财经问题研究》、《人民日报》等国际国内核心刊物上发表50余篇创新性学术论文,并在国内外学术界产生了一定影响,广泛被《中国数学文摘》、《中国期刊全文数据库》、《中国社会科学引文索引(CSSCI)》、《国家科技图书文献中心(NSTL)》、《美国社会科学研究网(Social Science Research Network)》、《经济系统研究(Economic Systems Research)》(国际投入产出学会会刊)、《泰勒-弗朗希西杂志(Taylor & Francis Journal)》等摘录、检索、转载、评论。在国内率先研究“经济计量诊断学”,成果居国际、国内领先水平,赢得国内同行专家的一致肯定。出版专著两部:《经济计量诊断学》(2000年3月,天津人民出版社)、《复杂数据下的经济建模与诊断分析》(2004年2月,科学出版社)。主持完成2002年度国家社会科学基金资助项目:“复杂数据的统计诊断方法及其应用”研究一项(项目批准号:02BTJ002);现主持2004年度国家自然科学基金:“泛协整理论”框架下中国市场化利率、稳健货币政策规则形成机制等的模型实证研究(批准号:70473012)一项。

**通讯地址:** (116025)大连市.东北财经大学统计系 赵进文

**联系电话:** (0411) 84738058; 13019497146; E-mail: jwzhao@online.ln.cn

闵捷:男,东北财经大学统计系2003级硕士研究生。

---

本文是作者主持的2004年度国家自然科学基金项目:“泛协整理论”框架下中国市场化利率、稳健货币政策规则形成机制等的模型实证研究(批准号:70473012)的阶段性研究成果之一。

# 央行货币政策操作效果非对称性实证研究\*

**内容提要：**货币政策操作效果的对称与非对称性研究，近年来在国外金融界十分关注。研究表明：紧缩性货币政策与扩张性货币政策在抑制经济过热和治理经济衰退的效果上存在极大的差异，并且，不同国家和地区的货币政策运用效果及特点也有明显差别。Kim D. H. (2002) 使用 Hanmilton (2001) 提出的浮动法，分析了美国的货币政策。他得出的结论认为 1979 年前美国货币政策具有显著的非线性特征，即效果不对称，而在其后这一特征则不够明显。Bruinshoofd 和 Candelon (2004) 使用 STR 模型和 LM 统计量检验了欧洲几个国家的货币政策效力，却得出与美国几乎相反的结论。那么，我国的货币政策操作效果是否具有对称性，目前还未见到相关的报道。本文采用 LSTR 模型和 LM 检验统计量，对此问题进行了深入细致的探讨。研究结果表明：在 1993 年第 1 季度至 2004 年第 2 季度期间，我国货币政策操作在效果上表现出明显的非对称性，具有很强的非线性特征。

**关键词：**线性货币政策，非对称性，LSTR 模型，LM 检验

## 一、引言

有关货币政策的模型实证研究由来已久，并积累了大量的学术文献。然而，线性假设一直支配着宏观经济计量学建模过程，并在相当长的时间里得到经济学家的广泛认同。即使是现在被国际学术界视为经济建模规范的“协整理论”（Engle, R.F 和 Granger, C.W.J. 因此获得 2003 年度诺贝尔经济学奖），其分析框架主体上仍然受限于“线性性”假设，而关于“非线性”协整理论的研究进展则相当缓慢。但是，仍然有很多经济理论在线性模型下是无法给出令人满意的答案。令人可喜的是，关于非线性经济建模理论持续得到经济计量学家、统计学家和数学家的热切关注，并不断取得突破性进展。尤其是近年来发展了许多新的建模方法，例如，非线性动力学方法，混沌理论，分岔理论，微分几何法，拓扑与纤维丛理论，鞅差分析法，稳健分析法，网络神经元理论等。这为建立更加科学的经济模型奠定了基础。此外，另一类模型分析理论近年来逐步得到发展，并日臻完善，这就是专门处理结构变动问题的平滑迁移回归（Smooth Transition Regression，简记为 STR）模型及其拓展模型理论。在国际学术界，经济学家已将其应用于宏观经济政策的行为影响研究，成为行为经济学的重要研究方法。

众所周知，政府实施的宏观经济政策的转变会对经济活动造成重要影响，而政策变化的时机就像开关的闸，合上和分开意味着该时点前后不同的影响效果。因此，更多的人将平滑迁移回归模型称为平滑开关回归模型（在下文中同样采用此术语）。在早期的研究中，研究者使用开关回归模型来描述经济结构变动行为时，把政策的转变刻画成由一个线性方程转变为另一个线性方程的没有平滑的过程，且转折点被设为一个未知状态。Bacon 和 Watts (1971) 首次引入了“平滑转变”概念，揭示了一个局部的线性方程如何从一个极端状态连续平滑地过渡到另一个极端状态。

最初，关于  $y_t$  和  $x_t$  的开关回归模型设定为：

$$y_t = \alpha_1 \{1 - D(z_t)\} x_t + \alpha_2 D(z_t) + \{\beta_1 (1 - D(z_t)) + \beta_2 D(z_t)\} x_t + \{1 - D(z_t)\} u_{1t} + D(z_t) u_{2t} \quad (1)$$

---

本文是作者主持的 2004 年度国家自然科学基金项目：“泛协整理论”框架下中国市场化利率、稳健货币政策规则形成机制等的模型实证研究（批准号：70473012）的阶段性研究成果之一。

其中,  $u_{it} \sim nid(0, \sigma_i^2)$ ,  $i=1,2$ , 分别是两种政策下的误差项,  $z_t$  是开关变量, 并且有海

维赛德 (Heaviside) 函数  $D(z_t) = \begin{cases} 1, z_t \geq c \\ 0, z_t < c \end{cases}$ , 其中,  $c$  为政策转折点。

之后, 关于  $y_t$  和  $x_t$  的开关回归模型研究基本上是围绕  $D(z_t)$  的函数形式和转折点  $c$  而展开。Goldfeld 和 Quandt (1972) 首先注意到海维赛德函数  $D(z_t)$  是不连续的间断函数, 其数学解析特性较差, 不便于深入分析模型的经济学含义, 因此, 他们重新修正海维赛德函数  $D(z_t)$  为:

$$D(z_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{z_t} \exp\left\{-\frac{(z-c)^2}{2\sigma^2}\right\} dz \quad (2)$$

即假设开关函数  $D(z_t)$  是正态开关变量  $z_t \sim N(c, \sigma^2)$  的分布函数, 且假定具有相同的方差:  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 。以 (2) 式代替原先的海维赛德函数, 从而使得 (1) 式成为一个平滑开关回归模型。其后, Chan 和 Tong (1986), Tong (1990) 使用类似的思想发展了单变量开关自回归模型 (或曰“门限自回归模型”, 最初在 Tong 和 Lim (1980) 中提出, 应用于突变分析)。

Maddala (1977) 提出了海维赛德函数  $D(z_t)$  的又一新函数形式, 即 Logistic 函数形式:

$D(z_t) = (1 + \exp\{\delta_1 + \delta_2 z_t\})^{-1}$ 。Granger 和 Teräsvirta (1993), 以及 Teräsvirta (1994) 对这种形式的设定进行了详细讨论。其后, Lin 和 Teräsvirta (1994) 提出了更具有影响力的平滑开关回归模型 (简记为 STR 模型): 定义  $z_t = t$ , 且

$$y_t = (\varphi + \theta D(t))' x_t + u_t \quad (3)$$

其中,  $x_t$  是解释变量向量,  $\varphi$  和  $\theta$  是参数向量,  $D(t)$  是时间  $t$  的连续函数。当  $D(t) = 0$  时,

$y_t$  与  $x_t$  具有线性相关关系; 当  $D(t) \neq 0$  时,  $y_t$  与  $x_t$  的关系随时间改变而呈现非线性状态。

进一步, 根据 STR 模型中开关函数的选择不同, 又可将 STR 模型细分为 LSTR (the logistic STR) 模型和 ESTR (the exponential STR) 模型, 这将在下文中详加讨论。事实上, STR 模型的形式十分丰富、复杂, 其研究也不断深入, 成为政策行为分析的得力工具。

综观 STR 模型的发展及其在不同国家和地区的应用, 可以说取得了振奋人心的研究成果。经济学家将其应用于紧缩性货币政策与扩张性货币政策的效果比较。在 20 世纪 20 年代以前, 大多数人认为紧缩性货币政策与扩张性货币政策在效果上是对称的。然而, 在其后的数十年间, 由于扩张性货币政策对经济复苏普遍缺乏影响 (尤以欧美国家经济表现为甚), 因而主流经济学家普遍认同了这样一种观点: 紧缩性货币政策能够有效地抑制经济过热, 而扩张性货币政策在治理经济衰退中却显得无能为力。当然, 在不同的国家和地区, 其货币政

策运用的效果和特点也存在差异。近年来，国外经济学家应用 STR 模型进行的实证分析结果对这一观点给予了进一步的佐证。

Kim D. H. (2002) 以美联储的数据为基础，分析了美国的货币政策操作效果。他使用 Hanmilton (2001) 提出的浮动法，得出结论认为 1979 年前美国货币政策具有显著的非线性特征，即效果不对称，而在接下来的时间里这一特征则不够明显。Bruinshoofd 和 Candelon (2004) 使用 STR 模型和 LM 统计量检验了欧洲几个国家的货币政策效力，却得出与美国正好相反的结论。在所涉及的丹麦、法国、德国、意大利、荷兰和英国中，仅有丹麦和英国被判断为货币政策非线性，在给定显著性水平下无法拒绝其他国家货币政策是线性的这一原假设。值得指出的是，法、德、意、荷四国均为欧盟 (EMU) 成员国，它们执行的是统一的货币政策。

Sensier 和 Osborn (2002) 采用三个月期基准银行债券利率，构建了模拟英国利率作用效果的 STR 模型，发现在线性模型中利率的变动是对称的，在经济繁荣和衰退过程中发挥了相同的效力。利率上升，产出下降；利率降低，产出增加。在单开关变量模型中，利率是开关变量，可以观测到轻微的非对称性，繁荣时期利率的效力较强；在双开关变量模型中，该非对称性则更为强烈。这与 Bruinshoofd 和 Candelon (2004) 的结论相一致。

此外，还有许多学者从各自独特的角度验证了货币政策操作效果的非对称性。Chung-Hua Shen (2000) 基于台湾数据对台湾当局货币政策操作效果进行的研究发现，非对称性与通货膨胀变动趋势之间存在正的相关关系，这在一定程度上验证了弗里德曼的观点。Weise (1995) 运用非线性向量自回归模型及其脉冲相应函数的分析结果认为，在同一国家经济周期的不同时间点上，货币政策的效力不尽相同。

本文旨在利用 LSTR 模型和 LM 检验统计量研究我国货币政策操作的线性与非线性特征，分别使用货币供应量和利率指标作为模型目标变量，实证分析了货币政策的不同操作效果。全文的结构如下：在第二部分里介绍了 LSTR 模型和 LM 检验统计量的构造和性质；在第三部分介绍数据的处理过程；第四部分重点介绍模型的拟合效果和检验统计量的计算；最后，在第五部分分析我国货币政策操作的效果，并给出了全文的总结。

## 二、LSTR 模型和 LM 统计量

正如引言中所述，对于 STR 模型，最为重要的是开关变量的函数形式，它决定了模型在实际运用中的效果。我们考虑如下非线性回归模型：

$$y_t = x_t' \phi + (x_t' \theta) G(\gamma, c; s_t) + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

其中， $y_t$  既可以表示货币政策，也可以表示具体的经济成果。 $x_t$  表示解释变量组成的向量，

其中，包括目标变量  $y_t$  的直到  $k$  阶的滞后变量和  $m$  个其它的解释变量，即有：

$x_t = (1, x_{1t}, \dots, x_{pt})' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-k}; z_{1t}, \dots, z_{mt})'$ ，且有  $p = k + m$ 。 $\phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p)'$  和

$\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p)'$  为参数向量， $\{u_t\}$  是独立同分布的误差序列，开关函数  $G(\gamma, c; s_t)$  是值域为  $[0, 1]$  的有界、连续函数， $s_t$  是开关变量，既可以是单个的随机变量，例如  $x_t$  的一个元素，也可以是随机变量或者线性时间趋势等先决变量的一个线性组合。

根据开关函数  $G(\bullet)$  的具体形式，Granger 和 Teräsvirta (1993) 首先将 STR 模型大致分为两类，即 LSTR 模型和 ESTR 模型，其具体形式如下。若开关函数  $G(\bullet)$  具有如下形式：

$$G(\gamma, c; s_t) = [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (5)$$

则称此类非线性 STR 模型为 LSTR 模型，亦即，logistic 型 STR 模型。在此模型中，开关函数  $G(\bullet)$  是开关变量  $s_t$  的单调上升函数，而约束  $\gamma > 0$  是一个识别性约束条件。斜率参数  $\gamma$  反映了由“0”状态过渡到“1”状态的速度，位置参数  $c$  用来确定状态转变的时刻。

若开关函数  $G(\bullet)$  具有如下形式：

$$G(\gamma, c; s_t) = 1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2), \quad \gamma > 0 \quad (6)$$

则称此类 STR 模型为 ESTR 模型，亦即，指数型 STR 模型。这两个模型均以点  $c$  为政策转变的参考点。利用指数函数的特点，当  $s_t$  在  $c$  点的两侧取值时，开关函数  $G(\bullet)$  的值域会单调性地发生变化，反映出政策转变后的效果与之前的差距。这不难从如下图形中看出来。如图一所示，以 AR(1) 过程为例，左图中 LSTR 模型的开关函数是一个由低到高的单调增加过程，而右图中 ESTR 模型的开关函数  $G(\bullet)$  的取值在转折点附近先从 1 降为 0，然后瞬间又恢复到 1，开关函数  $G(\bullet)$  实际上起到了连接两个线性方程的传递作用。

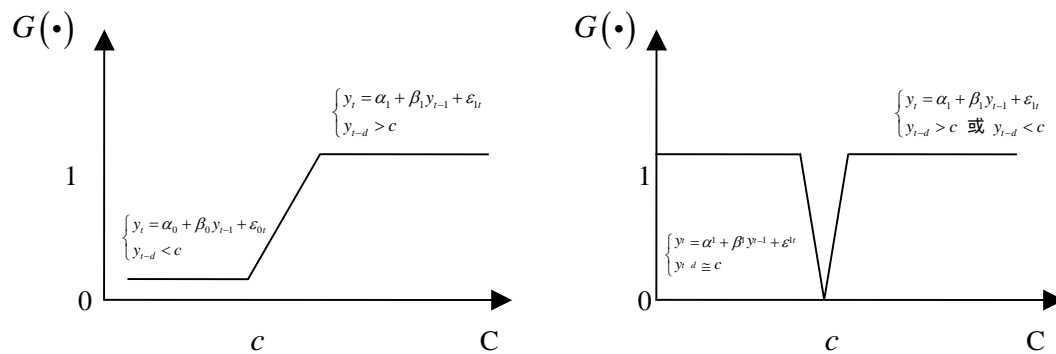


图 1 AR(1) 模型中开关函数  $G(\bullet)$  的不同形式

在具体的货币政策模型研究中，开关函数  $G(\bullet)$  中的参数  $\gamma > 0$  反映了政策转换的速度；当  $\gamma \rightarrow \infty$  时，开关变量  $s_t = c$  是两种线性货币政策方程  $y_t = x_t' \varphi + u_t$  和  $y_t = x_t' (\varphi + \theta) + u_t$  相交替时的转折点；当  $\gamma \rightarrow 0$  时，两种 STR 模型均成为一个线性模型。

此外，由于单调性开关函数并不总是适合实际政策操作的任何情形。因此，寻找适当形式的非单调类开关函数是必要的，也是较为困难的过程。Granger 和 Teräsvirta (1993) 首先给出了一种简单的非单调类开关函数：

$$G(\gamma, c; s_t) = \left(1 + \exp\{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)\}\right)^{-1}, \quad \gamma > 0, \quad c_1 \leq c_2 \quad (7)$$

此开关函数的另一个特点是关于  $(c_1 + c_2)/2$  点对称，并且，当  $s_t \rightarrow \pm\infty$  时，有  $G(\gamma, c; s_t) \rightarrow 1$ ；又对一切  $c_1 \leq s_t \leq c_2$ ，当  $\gamma \rightarrow \infty$  时，有  $G(\gamma, c; s_t) \rightarrow 0$ ，而在其它值处，有  $G(\gamma, c; s_t) \rightarrow 1$ 。

Lin 和 Teräsvirta (1994) 通过定义  $s_t = t$  构造了另一类非单调的开关函数：

$$G(\gamma, c; s_t) = \left(1 + \exp\{-\gamma(t - c_1)(t - c_2)(t - c_3)\}\right)^{-1}, \quad \gamma > 0, \quad c_1 \leq c_2 \leq c_3 \quad (8)$$

这是一类开关变量线性而开关函数形式更复杂的非单调类开关函数。

从上面的介绍我们不难看出，就 STR 模型而言，即使使用最为简单的开关函数，即 LSTR 模型，也需要估计大量的参数，如  $\gamma$ ， $\{\varphi\}$ ， $\{\theta\}$  和  $c$  等，这需要非线性经济计量模型参数估计技术的大力配合，然而这一理论的研究进展并没有线性经济计量模型参数估计理论那么迅速和完备。目前，针对非线性经济计量模型的参数估计，主要采用数值近似计算的方法。就目前的 LSTR 模型而言，Saikkonen 和 Luukkonen (1988) 首先取得研究突破。他提出了对开关函数  $G(\bullet)$  在  $\gamma = 0$  处求一阶泰勒展开，然后将展开式代入 (4) 式的近似计算方法。

但是，这并不适用于  $s_t$  是  $x_t$  的元素且  $\theta = (\theta_0, 0, \dots, 0)'$ ， $\theta_0 \neq 0$  的情形。为克服这一方法上的缺陷，Luukkonen、Saikkonen 和 Teräsvirta (1988a) 提出了三阶泰勒展开式的方法，他们将开关函数  $G(\bullet)$  展开为：

$$G^*(\gamma, c; s_t) = \delta_0 + \delta_1 s_t + \delta_2 s_t^2 + \delta_3 s_t^3 + R(\gamma, c; s_t) \quad (9)$$

其中， $R(\gamma, c; s_t)$  为三阶泰勒展开式余项。将 (9) 式代入 (4) 式得：

$$y_t = x_t' \beta_0 + (\tilde{x}_t s_t)' \beta_1 + (\tilde{x}_t s_t^2)' \beta_2 + (\tilde{x}_t s_t^3)' \beta_3 + u_t^* \quad (10)$$

其中， $u_t^* = u_t + (x_t' \theta) R(\gamma, c; s_t)$ ， $\beta_j = \gamma \tilde{\beta}_j$ ， $j = 1, 2, 3$ 。且  $\text{Var}(u_t^*) = \text{Var}(u_t) = \sigma^2$ ，

$\tilde{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{pt})'$ 。这样，原本复杂的参数估计过程得以化简，较满意地解决了非线性模型的估计和拟合问题，提高了近似计算的精度。

获得 LSTR 模型的参数估计后，一个急需解决的问题是构造模型的检验统计量，对 (10) 式的参数是否显著为零做出统计判断。如前所述，在 LSTR 模型 (4) 和 (5) 下，判断模型非线性的原假设和备择假设分别为：

$$H_0 : \gamma = 0 \quad \leftrightarrow \quad H_1 : \gamma \neq 0$$

模型经泰勒展开式化简之后，原来的假设检验转换为：

$$H_0' : \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, 3. \quad \leftrightarrow \quad H_1' : \beta_j \text{ 中至少有一个不为零}, \quad j = 1, 2, 3.$$

在原假设  $H_0'$  成立下，可构造出拉格朗日乘数 LM 检验统计量  $\xi$ ，有：

$$\xi = \hat{\sigma}^{-2} \left( \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \omega_t \right)' \left( \hat{M}_{11} - \hat{M}_{10} \hat{M}_{00}^{-1} \hat{M}_{01} \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T \omega_t \hat{u}_t \right) \quad (11)$$

其中， $\omega_t = (\tilde{x}_t s_t, \tilde{x}_t s_t^2, \tilde{x}_t s_t^3)'$ ， $\hat{M}_{00} = \sum_{t=1}^T z_t z_t'$ ， $\hat{M}_{01}' = \hat{M}_{10}' = \sum_{t=1}^T z_t \omega_t'$ ， $\hat{M}_{11} = \sum_{t=1}^T \omega_t \omega_t'$ ，

$\hat{\sigma}^2 = (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$ ， $\hat{u}_t$  为原假设成立下回归获得的第  $t$  个残差值。Luukkonen (1988) 证明

了在原假设成立的条件下， $\xi$  渐近服从  $\chi^2(3p)$ ，其中， $p = k + m$ ，滞后阶数  $k$  可以由模型选择的 AIC 信息准则和 SC 信息准则来确定。

值得注意的是，经过大量随机模拟结果分析显示：当  $x_t$  中包含元素的数量相对于样本容量显得过多时，渐近服从  $\chi^2$  分布的 LM 检验统计量  $\xi$  的检验效果不佳。庆幸的是，Granger 和 Teräsvirta (1993) 发现可以构造渐近服从  $F(3p, T - 4p - 1)$  的  $F$  统计量，其检验效果较为理想，具体步骤如下：

1. 作  $y_t$  对  $x_t$  的回归，并计算残差平方和  $SSR_0 = (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$ ；
2. 作  $\hat{u}_t$ （或  $y_t$ ）对  $x_t$ ， $\tilde{x}_t s_t$ ， $\tilde{x}_t s_t^2$  和  $\tilde{x}_t s_t^3$  的回归，并计算残差平方和

$$SSR_1 = (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2；$$

3. 计算  $F$  统计量

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/3p}{SSR_1/(T - 4p - 1)} \quad (12)$$

在原假设  $H_0' : \beta_j = 0, j = 1, 2, 3$  成立下，统计量  $F$  渐近地服从  $F(3p, T - 4p - 1)$  分布。

此结论当开关变量序列  $\{s_t\}$  为平稳序列时成立，而当  $s_t = t$  时结论也成立，此时， $t$  不是  $x_t$  的任何元素，而具有开关函数 (8) 的 STR 模型变为：

$$y_t = x_t' \beta_0 + (x_t t)' \beta_1 + (x_t t^2)' \beta_2 + (x_t t^3)' \beta_3 + u_t^* \quad (13)$$

检验原假设的  $F$  统计量渐近服从  $F(3p + 3, T - 4p - 4)$  分布。这样，我们可以通过比较  $F$  统计量的观测值与临界值，来判断是否应接受原假设还是拒绝原假设，从而科学地考察我国货币政策操作效果的线性性与非线性性，为进一步改善货币政策的操作方式提供决策参考。

### 三、数据的选取与处理

首先，应恰当地选择模型变量。众所周知，货币供应量和利率是研究货币政策的主要经济指标。但是，仅以货币供应量（或者真实货币余额）作为衡量货币政策意图的分析指标有失偏颇，因为货币增长量的变化并不总是货币政策调整的反应对象。另一方面，单纯采用基准利率作为衡量指标，也会遇到与货币供应量相同的问题。因此，我们将两者均引入模型，作为货币政策操作工具变量。

其次，我们采集了 1993 年第 1 季度至 2004 年第 2 季度间几个重要宏观经济变量季度数据，并通过价格调整将其转换为实际季度值（参见附表）。其中，利率实际值的对数记为  $\ln i$ ；居民消费价格指数同期比的对数记为  $\ln CPI$ ；货币供应量  $M_2$  的对数记为  $\ln M_2$ ；国内生产总值 GDP 的对数记为  $\ln GDP$ 。

再次，我们利用货币供应量和利率这两个货币政策操作工具变量来构造  $x_t$  中包含的除  $y_t$  滞后值以外的经济变量  $z_t$ 。此外，还使用  $\ln CPI$  和  $\ln M_2$  构造了真实货币余额，记为

$$\ln rbal = \ln \frac{M_2}{CPI}。$$

最后，为使变量的数据属性符合建模要求，我们需要对  $\ln GDP$ 、 $\ln i$  和  $\ln rbal$  这三个序列进行标准的单位根检验。表 1 给出了具体的单位根检验结果。该结果显示，在 5% 的显著性水平下，这三个序列均为非平稳序列。因此，我们还需要对其进行平稳化处理。

表 1 对  $\ln GDP$ 、 $\ln rbal$  和  $\ln i$  进行单位根检验的结果

	ADF 检验值	临界值
$\ln GDP$	-1.555840	-2.6155**, -1.9483*
$\ln i$	4.415024	
$\ln rbal$	3.475836	

注：\*\*和\*分别代表 1%和 5%显著性水平下的 ADF 临界值

根据经济学的一般原理，利率的变动不应包含时间趋势，所以，对  $\ln i$  的一阶差分序列先做含截距项的单位根检验，发现在 5% 的显著性水平下  $\Delta \ln i$  非平稳的，然后将截距项剔除，结果显示在相同的显著性水平下，差分序列是平稳的。按照类似的步骤，我们对  $\ln GDP$  和  $\ln rbal$  分别进行了带有时间趋势和截距项的 ADF 检验，结果如表 2 所示。该表显示，两序列的一阶差分序列均为平稳序列，可以用于 LSTR 模型的参数估计和 LM 统计量的计算。

表 2 对  $\Delta \ln GDP$ 、 $\Delta \ln rbal$  和  $\Delta \ln i$  的单位根检验

	数据生成过程	ADF 检验值	临界值
$\Delta \ln i$	(c, 0)	-2.6735	-3.5930**, -2.9320*
	(0, 0)	-2.2473	-2.6182**, -1.9488*
$\Delta \ln rbal$	(c, t)	-4.0258	-4.1896**, -3.5189*
$\Delta \ln GDP$	(c, t)	-7.0372	-4.1896**, -3.5189*

注：\*\*和\*分别代表 1%和 5%显著性水平下的 ADF 临界值



#### 四、模型参数估计和检验统计量的计算

首先, 根据上面介绍的方法, 令  $y_t = \Delta \ln GDP$ ,  $z_{1t} = \Delta \ln rbal$ ,  $z_{2t} = \Delta \ln i$ , 作  $y_t$  对  $x_t$  的回归,  $x_t$  中既包括  $y_t$  的前期取值, 也包含两个货币政策指标 (货币供应量和利率) 序列。Sensier 和 Osborn (2002) 将所有的线性和非线性模型的最高滞后阶数均设定为 8, 从  $t$  值最不显著的滞后阶数开始删除, 根据 AIC 准则确定最后保留的滞后变量个数。与其不同的是, 我们的处理方法是从小阶滞后开始, 根据 AIC 准则、SC 准则、模型系数的  $t$  检验值和 DW 检验, 从较大的滞后阶数开始剔除, 直到各项标准达到一个比较理想的状态, 确定出符合我国情况的滞后阶数  $k$ 。整个回归过程和滞后阶数选择的计算结果列于表 3。

表 3  $\Delta \ln GDP$  对其前期取值、 $\Delta \ln rbal$  和  $\Delta \ln i$  的回归结果

滞后阶数 变量	8	7	6	5	4	3	2	1
C	0.016537 1.292519	0.014485 1.132291	0.026688 1.466580	<b>0.023692</b> <b>1.302004</b>	0.041423 2.086332	0.070949 3.792309	0.062860 3.803062	0.057859 3.556498
$\Delta \ln GDP(-1)$	-0.120445 -0.632998	-0.351457 -2.686755	-0.503937 -2.763418	<b>-0.583304</b> <b>-3.769964</b>	-0.437956 -2.721515	-0.484725 -2.953856	-0.309919 -2.193915	-0.265472 -2.330830
$\Delta \ln GDP(-2)$	0.197387 1.419106	0.173647 1.272662	0.032776 0.179183	<b>-0.109995</b> <b>-0.736209</b>	-0.187087 -1.140283	-0.344736 -2.393462	-0.338324 -3.203817	
$\Delta \ln GDP(-3)$	0.192052 1.397072	0.229231 1.863225	0.371290 2.555233	<b>0.331279</b> <b>2.333800</b>	0.084650 0.609140	-0.172112 -1.468199		
$\Delta \ln GDP(-4)$	0.169594 1.327971	0.144623 1.310657	0.353476 2.316153	<b>0.411965</b> <b>3.389469</b>	0.295441 2.755753			
$\Delta \ln GDP(-5)$	-0.003945 -0.034762	-0.020179 -0.174349	0.172021 1.208449	<b>0.320692</b> <b>3.073024</b>				
$\Delta \ln GDP(-6)$	0.046364 0.407489	0.039607 0.394298	-0.160425 -1.334267					
$\Delta \ln GDP(-7)$	0.074708 0.755907	0.152164 1.784164						
$\Delta \ln GDP(-8)$	-0.122101 -1.385679							
$\Delta \ln rbal$	0.034493 0.410522	0.048188 0.569468	0.048986 0.400317	<b>0.025863</b> <b>0.212615</b>	0.062280 0.450567	0.053052 0.364347	0.012738 0.086410	-0.036788 -0.222041
$\Delta \ln i$	0.061015 0.809402	0.044065 0.575882	0.090594 0.817200	<b>0.111459</b> <b>1.022135</b>	0.125680 1.010353	0.158087 1.168064	0.143312 1.049355	0.202743 1.420419
AIC	-3.321370	-3.296037	-2.559970	<b>-2.570860</b>	-2.328705	-2.174792	-2.142389	-1.916177
SC	-2.842448	-2.865094	-2.176071	<b>-2.233085</b>	-2.036144	-1.926553	-1.937598	-1.753978
DW	1.704492	1.628434	1.561620	<b>1.897436</b>	2.365011	1.959845	2.358793	2.101372

注: 在本表中, 凡包含两个数值的单元格, 上方数字为变量系数的估计值, 下方数字为  $t$  检验值。

在表 3 中，滞后 5 阶的拟合效果与其它滞后阶数相比，总体上看更为显著（结果被加粗凸现出来），且有小的残差平方和  $SSR_0 = 0.120049$ ，因此，取滞后阶数  $k = 5$ 。

第二步，以上步所得的残差序列  $\hat{u}_t$  为因变量，对自变量  $x_t$ 、 $\tilde{x}_t s_t$ 、 $\tilde{x}_t s_t^2$  和  $\tilde{x}_t s_t^3$  为做回归。表 4 给出了回归结果的 AIC 准则、SC 准则和 DW 统计量的取值情况。我们首先以  $\Delta \ln rbal$  及其前期取值为开关变量  $s_t$ ，得到以  $\Delta \ln rbal$  为开关变量的残差平方和  $SSR_1 = 0.006747$ ，以  $\Delta \ln rbal(-5)$  为开关变量的残差平方和  $SSR_1 = 0.006294$ 。然后，以  $\Delta \ln i$  及其前期为开关变量重复以上步骤，得到另一个以  $\Delta \ln i(-1)$  为开关变量的残差平方和  $SSR_1' = 0.013160$ 。

表 4 残差  $\hat{u}_t$  对  $x_t$ 、 $\tilde{x}_t s_t$ 、 $\tilde{x}_t s_t^2$  和  $\tilde{x}_t s_t^3$  的回归结果

$s_t$	AIC	SC	DW
$\Delta \ln rbal$	-4.399624	-3.175183	2.004238
$\Delta \ln rbal(-1)$	-4.133398	-2.908960	2.440906
$\Delta \ln rbal(-2)$	-3.600124	-2.375686	1.741345
$\Delta \ln rbal(-3)$	-4.348768	-3.124330	1.955609
$\Delta \ln rbal(-4)$	-3.710658	-2.486221	2.109779
$\Delta \ln rbal(-5)$	-4.469171	-3.244734	2.151537
$\Delta \ln rbal(-6)$	-4.263512	-3.026505	2.314731
$\Delta \ln rbal(-7)$	-5.265596	-4.015860	1.696819
$\Delta \ln rbal(-8)$	-3.959980	-2.697369	2.422412
$\Delta \ln i$	-3.619600	-2.395162	2.941958
$\Delta \ln i(-1)$	-3.731604	-2.507166	2.306245
$\Delta \ln i(-2)$	-3.422218	-2.197780	2.300575
$\Delta \ln i(-3)$	-2.553238	-1.328800	1.560141
$\Delta \ln i(-4)$	-2.573037	-1.348599	1.352465
$\Delta \ln i(-5)$	-3.510239	-2.285802	1.788934
$\Delta \ln i(-6)$	-3.608331	-2.371324	2.243832
$\Delta \ln i(-7)$	-3.727255	-2.477518	1.694827
$\Delta \ln i(-8)$	-4.332041	-3.069430	1.862957

第三步，计算 F 统计量值。在  $F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/3p}{SSR_1/(T - 4p - 1)}$  中， $p = k + m = 7$ ，

$T - 4p - 1 = 17$ ，所以  $F_{\Delta \ln rbal} = 13.5943$ ， $F_{\Delta \ln rbal(-5)} = 14.6310$ ， $F_{\Delta \ln i} = 5.7930$ ，

$F_{\Delta \ln i(-1)} = 6.5752$ 。根据 F 分布临界值，在显著性水平  $\alpha = 0.05$  下，

$2.21 \leq F(21,17) \leq 2.23$ 。因此,无论是以  $\Delta \ln i$  或  $\Delta \ln i(-1)$  为开关变量,还是以  $\Delta \ln rbal$  或  $\Delta \ln rbal(-5)$  为开关变量时,均可以拒绝原假设,认为  $\beta_j \neq 0$ 。亦即,在 1993 年第 1 季度至 2004 年第 2 季度期间,我国货币政策操作在效果上表现出明显的非对称性,具有很强的非线性特征。

## 五、检验结果的经济学解释

根据第四部分的计算结果,我们可以看出:无论是以货币供应量作为我国货币政策的中介目标,还是以利率作为我国货币政策的中介目标,其操作效果均呈现出明显的非对称性,具有很强的非线性特征。这一分析结论与 Kim D. H. (2002) 使用 Hanmilton (2001) 提出的浮动法对美国货币政策进行的分析结论存在明显差异。Kim D. H. (2002) 的结论认为 1979 年前美国货币政策具有显著的非线性特征,即效果不对称,而在其后这一特征则不够明显。我国的货币政策在 1993 年第 1 季度至 2004 年第 2 季度期间,则一直表现出明显的非对称性,具有很强的非线性特征。此外,本文的结论更与 Bruinshoofd 和 Candelon (2004) 使用 STR 模型和 LM 统计量对欧洲几个国家的货币政策效力的分析结论相反。该文的结论认为,在 1979 年第 1 季度到 2002 年第 1 季度期间,丹麦和英国被判定为执行了非线性货币政策,而同属于欧盟的法国、德国、意大利和荷兰的四国执行的是线性货币政策,具有对称性。

我们认为,我国货币政策操作效果上存在的这种非线性或非对称性有其必然性。事实上,我国货币政策的规范性操作是近几年的事,应该讲还属于初创和发展期,传统的行政干预手段和其它非市场手段操作的痕迹随处可见,还存在看得见的手在调控经济。相反,在市场经济成熟的西方国家,调控经济的手段主要是靠市场经济的杠杆和健全的法规,进行较为适时的、局部的、持续的微调,因而政策拐点相对地要少得多。因此,从上个世纪 80 年代以后,不论是经济发达的美国,还是 Bruinshoofd 和 Candelon (2004) 中分析的法国、德国、意大利和荷兰等欧盟四国,均表现出货币政策的线性性、对称性。

此外,我国货币政策的不对称效果在一些学者的研究文献中也得到了印证。万解秋和徐涛 (2001) 从货币供给的内生性方面入手,指出我国在治理通货膨胀和通货紧缩的效果方面,货币供给表现出明显的不对称性。陆军和舒元 (2002) 使用两步 OLS 方法研究了货币供应量对我国经济的冲击,指出未预期到的正的货币冲击有正的影响,负的冲击有负的影响,但是由于负的冲击系数大于正的冲击系数,所以,紧缩的效应大于扩张的效应。夏斌和廖强 (2001) 认为,我国货币供应量可控性差是造成货币政策失效的主要原因,进而对货币供应量作为中介目标提出了质疑。另一方面,关于利率调节的争论也很激烈。由于我国利率市场化程度还很低,利率的调节仍然是一种政府行为,目前还未成为一种制度性安排,因而在调控经济主体的利益格局方面明显滞后。谢平和罗雄 (2002) 通过分析泰勒规则在我国的运用,认为“中国货币政策是一种不稳定的货币政策规则,利率对通胀的调整是适应性的”。赵进文和高辉 (2004) 构建了以市场化利率为主导的中国货币政策规则,并进行了实证分析。

本文的研究同时以货币供应量和利率作为衡量央行货币政策的重要指标,实证分析了央行货币政策操作效果的非对称性、非线性性。这表明我国货币政策操作的方式还有待进一步完善,稳健性还需加强。在今后继续执行的稳健货币政策中,更应从政策体制的连续性、政策结构的均衡性等方面给予关注,尤其应着力研究政策转换的拐点对宏观经济的冲击。当然,政策拐点的预测是一项极其复杂的工作。这项工作虽然有相当难度,但完全可以预测。事实上,有关我国货币政策操作的转折点预测,我们已采用一系列的模型分析技术,取得了阶段

性的研究成果，但由于本文篇幅所限，不能在此详述，将另文研究。

此外，国外一些学者采用基于政策制定者的声明而设计的描述性分析指标（例如，Boschen-Mill 指数等）作为评价货币政策操作效果的指标，而不采用货币供应量和利率，这也是作者今后研究的方向。我们相信，本文的研究结论有助于改善我国宏观调控的方式，在“双稳健”的货币政策和财政政策指导下，中国经济必将得到持续、快速、健康的发展。

### 参考文献

- 安鸿志，顾岚，《统计模型与预报方法》，气象出版社，1986年8月。
- 陆军，舒元，《货币政策无效性命题在中国的实证研究》，《经济研究》2002年第3期。
- 万解秋，徐涛，《货币供给的内生性与货币政策的效率——兼评我国当前货币政策的有效性》，《经济研究》2001年第3期。
- 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。
- 夏斌，廖强，《货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标》，《经济研究》2001年第8期。
- 赵进文，高辉，《中国利率市场化主导下稳健货币政策规则的构建及应用》，《经济学季刊》2004年特辑。
- Bacon, D. W. K., Watts D. G., 1971. Estimating the Transition between Two Intersecting Straight Lines, *Biometrika*, 58, 525-534.
- Bruinshoofd, A., Candelon, B., 2004. Nonlinear monetary policy in Europe: fact or myth?
- Chan, K. S., Tong, H., 1986. On Estimating Thresholds in Autoregressive Models, *Journal of Time Series Analysis*, 7, 178-190.
- Chung-Hua Shen, 2000, Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric? *Journal of Policy Modeling* 22(2).
- Dijk, D. V, Strikholm, B., Teräsvirta, T., 2003. The effects of institutional and technological change and business cycle fluctuations on seasonal patterns in quarterly industrial production series. *Econometrics Journal*, Vol. 6, pp.79-98.
- Goldfeld, S. M., Quandt, R. E., 1972. *Nonlinear Methods in Econometrics*, North-Holland, Amsterdam.
- Granger, C. W. J., Teräsvirta, T., 1993. *Modeling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- Hamilton, J. D., 2001. A Parametric Approach to Flexible Nonlinear Inference, *Econometrica*, Vol. 69, No. 3, 537-573.
- Kim, D. H., Osborn, D. R., Sensier, M., 2002. Nonlinearity in the Fed's monetary policy rule. CGBCR Discussion Paper 018, 1-36.
- Lin, C.-F., Teräsvirta, T., 1994. Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change, *Journal of Econometrics*, 62, 211-228.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., Teräsvirta, T., 1988a. Testing Linearity against Smooth Transition Autoregression, *Biometrika*, 75, 491-499.
- Maddala, D. S., 1977, *Econometrics*, McGraw-Hill, New York.
- McCallum, B. T., 1994. Monetary policy and the term structure of interest rates. NBER Working Paper 4938, 1-26.
- McMillan, D. G., 2003. Non-linear predictability of UK stock market returns.

Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 65, pp.557-573.

Saikkonen, P., Luukkonen, R., 1988. Lagrange Multiplier Tests for Testing Non-linearities in Time Series Models, Scandinavian Journal of Statistics, 15, 55-68.

Saikkonen, P., Luukkonen, R., 1991. Power properties of a time series linearity test against some simple bilinear alternatives. Statistica Sinica 1(1991), pp.453-464.

Sensier, M., Osborn, D.R., Ocal, N., 2002. Asymmetric interest rate effects for the UK real economy. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 64, pp.315-339.

Teräsvirta, T., 1994. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. Journal of the American Statistical Association, 89, 208-218.

Teräsvirta, T., 1998. Modeling economic relationships with smooth transition regressions. In: Ullah, A., Giles, D.E.A. (Eds.). Handbook of Applied Economic Statistics. Statistics: Textbooks and Monographs, Vol. 155. Dekker, New York, Basel and Hong Kong, pp.507-552.

Tong, H., 1990, Non-linear Time Series. A Dynamical System Approach, Oxford University Press, Oxford.

Tong, H. and Lim, K.S., 1980. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. J. of the RSSS. B, 2 (3) ,245-292.

Weise, C. L., 1999. The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach, Journal of Money, Credit & Banking, Feb..

## Empirical Study on the Asymmetry of the Effect of Monetary Policy Operation of China's Center Bank

**Abstract:** In recent years, the research on both the symmetry and asymmetry of the effect of monetary policy has raised great concern abroad in the domain of finance. Evidence from research shows that the effects of contractionary and expansionary monetary policy differ from each other significantly when coping with the overheated and recessionary economy, respectively; besides, the distinctions of the effects and features of the monetary policies that are used in different countries and regions are also obvious. Through the flexible approach of Hamilton (2001), Kim D.H. (2002) analyses the monetary policy of U.S. The result indicated the significant nonlinearity of the American monetary policy before 1979, that is, asymmetric effect, while there is little such evidence for the subsequent period. By contrast, opposite results have been found by Bruinshoofd and Candelon(2004), test the effectiveness of monetary policy in some European countries using STR model and LM statistics. So far, few evidence shows whether the effect of monetary policy in China symmetric or not. This paper gives a thorough discussion on the issue using LSTR model and LM test statistics. The result indicates our monetary policy has a distinct asymmetry and a strong nonlinearity in its effect from the first quarter of 1993 to the second quarter of 2004.

**Key Words:** Linear Monetary Policy; Asymmetry; LSTR Model; LM Test

**JELClassification:** E52, E63, C51

**附表 实际宏观经济变量季度数据转换结果**

时间 (季度)	LNGDP	利率实际值 对数	CPI 同期比 对数	实际存款 利率 (%)	实际贷款 利率 (%)
1993. 1	9.0325	2.1377	4.7104307	-3.5400	-2.4600
1993. 2	8.5459	2.2662	4.7353209	-5.2600	-4.7800
1993. 3	8.8734	2.4822	4.7544519	-5.1200	-5.1200
1993. 4	9.0797	2.4955	4.7633126	-6.1533	-6.1533
1994. 1	9.0757	2.4932	4.8059315	-11.2533	-11.2533
1994. 2	8.8979	2.4986	4.8029278	-10.8867	-10.8867
1994. 3	9.0416	2.4873	4.8338981	-14.7200	-14.7200
1994. 4	9.3567	2.4983	4.8433994	-15.9200	-15.9200
1995. 1	9.1653	2.5163	4.808927	-11.6200	-11.6200
1995. 2	9.4202	2.5250	4.7852668	-8.7533	-8.7533
1995. 3	9.4767	2.5494	4.7431915	-3.8200	-2.7400
1995. 4	9.5720	2.5425	4.7107304	-0.1533	0.9267
1996. 1	9.6179	2.5290	4.6947065	1.6133	2.6933

1996. 2	9.6944	2.4817	4.6974485	0.7133	2.2733
1996. 3	9.6709	2.4660	4.6815134	0.6767	2.7467
1996. 4	9.6596	2.4365	4.6725176	0.5033	3.1133
1997. 1	9.7626	2.4384	4.6555467	2.3033	4.9133
1997. 2	9.8470	2.4107	4.6340812	4.5367	7.1467
1997. 3	9.8219	2.3885	4.6262788	4.1367	7.9467
1997. 4	9.8185	2.2621	4.6151205	4.6700	8.1200
1998. 1	9.8776	2.1063	4.6081657	5.3700	8.3400
1998. 2	9.8909	1.8939	4.5964321	6.0900	8.7900
1998. 3	9.9298	1.6324	4.5907331	6.2030	8.3630
1998. 4	9.9305	1.5333	4.5941092	5.5400	7.8500
1999. 1	9.9329	1.4784	4.5907331	5.1800	7.7900
1999. 2	9.9337	1.4445	4.5832654	5.4367	8.3767
1999. 3	9.9564	1.0617	4.5934349	3.4167	7.0167
1999. 4	9.9522	0.9964	4.5968019	3.0833	6.6833
2000. 1	9.9861	0.9193	4.6061697	2.1500	5.7500
2000. 2	10.0061	0.8681	4.6061697	2.1500	5.7500
2000. 3	10.0264	0.8567	4.6078336	1.9833	5.5833
2000. 4	10.0222	0.8789	4.6144599	1.3167	4.9167
2001. 1	10.0641	0.9582	4.6121458	1.5500	5.1500
2001. 2	10.0705	0.9153	4.6210435	0.6500	4.2500
2001. 3	10.0869	0.8911	4.6131384	1.4500	5.0500
2001. 4	10.0900	0.8489	4.6031682	2.4500	6.0500
2002. 1	10.1311	0.8292	4.5964657	2.9367	6.5367
2002. 2	10.1618	0.7464	4.5917472	3.3133	6.6433
2002. 3	10.1764	0.7464	4.5964657	2.8467	6.1767
2002. 4	10.1652	0.7464	4.597474	2.7467	6.0767
2003. 1	10.2325	0.7498	4.6078333	1.4800	4.8100
2003. 2	10.2180	0.7080	4.6118147	1.3133	4.6433
2003. 3	10.2661	0.8516	4.613469	1.1467	4.4767
2003. 4	10.3333	0.9348	4.6314875	-0.6867	2.6433
2004. 1	10.3467	0.8050	4.6334337	-0.7867	2.5433
2004. 2	10.3718	0.8416	4.6376374	-1.5867	1.7433

(附表续)

时间 (季度)	LND	LNL	LNMO	LNM1	LNM2
1993. 1	9.296233	9.997293	8.358475	9.429655	10.17673
1993. 2	9.303208	10.00537	8.340223	9.46362	10.20104
1993. 3	9.364043	10.02088	8.360599	9.413228	10.19806
1993. 4	9.435216	10.09753	8.449675	9.498246	10.27043
1994. 1	9.477935	10.10916	8.542176	9.507978	10.29856
1994. 2	9.556882	10.26218	8.463506	9.562646	10.37207

1994. 3	9.610683	10.28558	8.496432	9.601630	10.42862
1994. 4	9.688177	10.34567	8.601525	9.663475	10.49234
1995. 1	9.851531	10.44141	8.787746	9.765293	10.61490
1995. 2	9.941349	10.50327	8.688593	9.788347	10.68135
1995. 3	10.06243	10.59097	8.748605	9.870407	10.78923
1995. 4	10.16593	10.69190	8.840765	9.956375	10.88484
1996. 1	10.28061	10.75353	8.980405	10.00925	10.96707
1996. 2	10.36220	10.79565	8.863864	10.01045	11.01886
1996. 3	10.43182	10.85796	8.923756	10.07835	11.09119
1996. 4	10.47895	10.92291	8.996476	10.15744	11.15071
1997. 1	10.55838	11.03404	9.188034	10.25083	11.22844
1997. 2	10.62574	11.08706	9.093214	10.29484	11.28051
1997. 3	10.66603	11.12939	9.002103	10.34128	11.32575
1997. 4	10.71235	11.25391	9.179881	10.40593	11.37979
1998. 1	10.77392	11.22579	9.025603	10.43201	11.07102
1998. 2	10.81935	11.26755	9.214967	10.42992	11.45714
1998. 3	10.85553	11.31704	9.247677	10.42841	11.50514
1998. 4	10.88664	11.35962	9.29764	10.54849	11.54863
1999. 1	10.95274	11.39046	9.410499	10.57556	11.59725
1999. 2	11.00443	11.42219	9.327398	10.57492	11.63217
1999. 3	11.00097	11.44363	9.371914	10.61667	11.64782
1999. 4	10.99973	11.46130	9.457516	10.69608	11.68071
2000. 1	11.02852	11.45700	9.576582	10.72379	11.70917
2000. 2	11.04232	11.46981	9.490929	10.75572	11.73448
2000. 3	11.05842	11.45978	9.506069	10.79898	11.75865
2000. 4	11.05185	11.48432	9.540385	10.83608	11.77906
2001. 1	11.11170	11.52111	9.637126	10.87382	11.82440
2001. 2	11.12425	11.54508	9.542979	10.87462	11.84011
2001. 3	11.15535	11.58093	9.574079	10.91397	11.91262
2001. 4	11.19520	11.61445	9.616771	10.96193	11.95079
2002. 1	11.26371	11.65604	9.707872	11.00386	12.00131
2002. 2	11.31082	11.69919	9.656470	11.04233	12.03764
2002. 3	11.33908	11.73568	9.674440	11.09163	12.07376
2002. 4	11.36720	11.77529	9.721618	11.14459	12.11222
2003. 1	11.43435	11.82207	9.836968	11.17059	12.16109
2003. 2	11.46969	11.87656	9.744334	11.19623	12.20033
2003. 3	11.50040	11.93055	9.776316	11.24909	12.24712
2003. 4	11.51044	11.94271	9.815937	11.28490	12.26294
2004. 1	11.58526	11.98136	9.899564	11.31497	12.30856
2004. 2	11.60143	12.01090	9.836160	11.34124	12.33756

备注：表中 LNGDP, LND LNL, LNM0, LNM1, LNM2, 分别表示实际 GDP, 实际储蓄存款, 实际贷款, 实际货币供应量 M0, M1, M2 的季度数值的自然对数值。