

# 非线性协整检验与“费雪效应”机制分析\*

张小宇 刘金全

**内容提要:**本文分别在线性 Engle-Granger 协整模型和非线性指数平滑迁移自回归误差修正模型 (ESTAR-ECM) 的框架下,对我国名义利率与通货膨胀率序列进行了长期均衡关系的检验。发现线性协整模型不能捕捉到我国名义利率与通货膨胀率之间的长期均衡关系,而对 ESTAR-ECM 模型,无论利用商业银行 1 年期贷款利率还是 7 天期银行间同业拆借利率作为名义利率的代理变量,均证实名义利率与通货膨胀率具有长期稳定的均衡关系,表明“费雪效应”在我国是成立的。但由于“费雪效应”系数小于 1,表明名义利率与通货膨胀率之间仅存在弱的“费雪效应”。其意义在于,我国利率政策对稳定通胀预期、抑制通货膨胀具有一定的正面效应,但由于利率对通货膨胀反应不足,导致完全依靠利率政策控制目前较高的通货膨胀有一定的困难。

**关键词:**费雪效应; 非线性协整; 名义利率; 通货膨胀

中图分类号: O212 文献标识码: A 文章编号: 1002-4565(2012)05-0094-06

## Nonlinear Cointegration Test and the Fisher Effect

Zhang Xiaoyu & Liu Jinquan

**Abstract:** In this paper, we test the long-term equilibrium relationship of nominal interest rate and inflation by the linear Engle-Granger cointegration and exponential smoothing transition autoregression error correction model (ESTAR-ECM). We do not find cointegration relationship by the linear cointegration model, but we find strong evidence that the two variables have long-term equilibrium relationship by ESTAR-ECM, regardless of 1-year lending rate, or 7-day interbank interest rate as the nominal interest rate's proxy variables. However, there exists partial Fisher effect because Fisher effect coefficient is less than 1. So it is difficult that completely relying on interest rate policy to control the current high inflation because of insufficient response of interest rate to inflation, although interest rate policy can stabilize inflation expectations and control inflation to some extent.

**Key words:** Fisher Effect; Nonlinear Cointegration; Nominal Interest Rate; Inflation

## 一、引言

Fisher(1930)认为,在完全预期情形下,任何产品价格成本的变化都将在货币成本当中体现出来,此时产品的投资成本和货币的持有成本是基本等价的,因而名义利率与通货膨胀率应该是一一对应的,即著名的“费雪效应”。如果“费雪效应”成立,不仅意味着货币政策超中性,不存在货币幻觉,而且意味着名义利率可作为测度通货膨胀预期(下文简称通胀预期)的指标。

尽管“费雪效应”具有重要的理论价值,但“费雪效应”并未完全得到经验上的支持。主要包括如下两个方面:第一,名义利率与通货膨胀率的长期协整关系并不成立;第二,即使名义利率与通货膨胀率

存在长期协整关系,但并不存在费雪方程中的一一对应关系(即“费雪效应”系数小于 1)。后来人们将这种关系称为弱的“费雪效应”(Partial Fisher effect)。Rose(1988)利用 Dickey-Fuller(DF)检验方法对美国和其他 17 个经合组织国家的实际利率序列进行单位根检验,结果发现大部分国家的实际利率序列均是非平稳的。Mishkin(1992)利用对实际利率进行单位根检验方法以及对名义利率与通货膨胀率序列进行协整检验的方法证实“费雪效应”

\* 本文获国家社会科学基金重大项目“‘十二五’期间我国经济周期波动态势与宏观经济调控模式研究”(10zd&006)、国家自然科学基金项目“非线性随机波动模型估计方法及应用研究”(70971055)资助。

是不成立的。Sun 和 Phillips (2004) 在假设数据包含短记忆噪声 (Short-memory noise) 的情况下, 利用二元 Whittle 估计量对长期费雪方程进行估计, 结果也未发现“费雪效应”成立的证据。我国学者刘金全等 (2003) 利用单位根和分整检验等方法检验名义利率和通货膨胀率序列的单位根性质, 并利用协整检验判断它们之间的长期均衡关系。检验结果表明, 我国通货膨胀率和名义利率的作用尚不明显, 我国经济当中没有出现显著的“费雪效应”。

上述实证研究的结论之所以不支持“费雪效应”, 一个主要的原因是由于名义利率与通货膨胀率之间的长期关系可能是非线性的, 因而使得基于线性协整产生的检验结论往往背离现实。随着非线性经济计量方法的不断发展, 越来越多的文献开始使用非线性技术检验“费雪效应”。Evans 和 Lewis (1995) 在假设通货膨胀率序列存在区制漂移的条件下, 利用马尔可夫区制转移模型检验了名义利率与通货膨胀率之间的长期关系, 结果表明二者之间存在显著的“费雪效应”。Weidmann (1997) 认为标准的非平稳模型不足以描述由名义利率和通货膨胀率所构成的二元随机过程, 名义利率对通货膨胀率的调整可能受通货膨胀率水平高低的影响, 因此建议采用门限协整方法测度名义利率与通货膨胀率之间的长期关系, 得到了广泛的应用。Bajo-Rubio 等 (2010) 对名义利率与通货膨胀率的长期关系进行了结构稳定性检验, 同样发现二者之间存在非线性的调整证据。

尽管上述非线性模型均在一定程度上捕捉到了名义利率与通货膨胀率的非线性调整特征, 但是它们有一个共同的缺点是假设这种非线性调整在不同区制间的变化是非连续的, 然而大多数经济变量的结构转变却表现出连续的特征, 即由一个区制向另一个区制的转变过程往往是平滑过渡的 (Granger & Teräsvirta, 1993)。此时, 马尔可夫区制转移模型和门限协整模型不能完美刻画名义利率与通货膨胀率的这种非线性特征, 而 STAR 模型允许上述结构转变在不同区制内连续变化。因此, 本文在误差修正模型框架下, 对我国名义利率与通货膨胀率序列进行非线性 ESTAR 协整检验, 对“费雪效应”假说进行验证。

## 二、“费雪效应”机制的理论模型

### (一) “费雪效应”机制的理论模型

费雪认为, 当市场上的所有经济行为个体能够

利用所有信息, 那么名义利率等于实际利率和预期通胀率之和, 这种关系用公式表示为:

$$E_{t-1}(i_t) = r_t + E_{t-1}(\pi_t) \quad (1)$$

其中  $E_{t-1}(i_t)$  表示在  $t-1$  期给定信息下某类资产在  $t$  期的名义收益率,  $r_t$  表示实际收益率,  $E_{t-1}(\pi_t)$  表示在  $t-1$  期给定信息下  $t$  期的通货膨胀率。如果在名义规模和实际规模同比例扩张的过程中, 资产的实际收益率不变, 则通胀预期变化将在名义利率的变化中体现出来, 此时有:

$$E_{t-1}(i_t) - E_{t-1}(\pi_t) = \bar{r} \quad (2)$$

其中  $\bar{r}$  表示不变的实际收益率。因此, 如果资产的名义收益率出现预期变动, 为了保证实际收益率不变, 必定要在通胀预期当中出现相应的变化, 此时名义收益率和通胀预期是一一对应的, 这就是通货膨胀率变化产生的“费雪效应”。如果“费雪效应”存在, 我们可以得到下面著名的费雪方程式:

$$i_t = \mu + \beta E_{t-1}(\pi_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中  $\mu$  表示资产的长期实际收益率, 参数  $\beta$  用于测度通胀预期对名义收益率的弹性影响 (简称为“费雪效应”系数),  $\varepsilon_t$  为非预期的名义收益率冲击。上述费雪效应方程中通胀预期不能直接观测, 需要给出其形成过程。根据理性预期假设, 实际通货膨胀率与理性预期通货膨胀率之间仅存在随机的非系统误差, 因此通胀预期可表示为:

$$E_{t-1}(\pi_t) = \pi_t + \nu_t \quad (4)$$

将式(4)代入到式(3)中, 得到用于实证分析的费雪方程为:

$$i_t = \mu + \beta \pi_t + \eta_t \quad (5)$$

其中  $\eta_t = \varepsilon_t + \nu_t$  为复合误差, 在实证检验中, 我们可以通过对参数  $\beta$  进行检验来判断“费雪效应”的存在程度, 若  $\beta = 1$ , 则存在严格意义上的“费雪效应”; 若  $0 < \beta < 1$ , 则存在弱的“费雪效应”。

### (二) 基于非线性 ESTAR-ECM 模型的“费雪效应”检验

对于式(5)表示的“费雪效应”的经验方程, 若名义利率和通货膨胀率序列均是平稳序列, 我们可以利用普通最小二乘法 (OLS) 对其进行估计; 若名义利率与通胀膨胀率均是非平稳过程, 特别地, 若两个序列均是一阶单整的 I(1) 过程, 则可以采用 E-G 两步法检验名义利率与通货膨胀率序列是否存在协整关系。

大量实证检验表明, 虽然名义利率与通货膨胀

率序列是一阶单整的 I(1) 过程,然而利用线性协整检验却发现不存在显著的“费雪效应”,其原因之一是由于名义利率与通货膨胀率之间的长期关系可能是非线性的,因而基于线性协整检验得到的结论不能准确反映两个变量之间的关系。

### 1. 非线性 ESTAR-ECM 模型的设定。

考虑到名义利率和通货膨胀率序列的非平稳和非线性特征,本文考虑构建一个关于“费雪效应”方程的非线性均值回复过程,即假定由式(5)表示的协整方程的残差项满足如下的随机过程:

$$\Delta \hat{\eta}_t = f(\hat{\eta}_{t-1}) + e_t \quad (6)$$

其中  $f(\hat{\eta}_{t-1})$  是关于  $\hat{\eta}_{t-1}$  的非线性函数,  $e_t \sim i.i.d(0, \sigma_e^2)$  为随机误差项,假定  $f(\hat{\eta}_{t-1})$  取如下的 ESTAR 模型的形式,即:

$$f(\hat{\eta}_{t-1}) = \gamma \hat{\eta}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\eta}_{t-1}^2}) \quad (7)$$

其中,  $\theta > 0$  为迁移速度参数,当  $\hat{\eta}_{t-1} \rightarrow \pm \infty$  时,  $f(\hat{\eta}_{t-1}) \rightarrow \gamma \hat{\eta}_{t-1}$ ; 当  $\hat{\eta}_{t-1} \rightarrow 0$ ,  $f(\hat{\eta}_{t-1}) \rightarrow 0$  ①。将式(7)代入到式(6)中得:

$$\Delta \hat{\eta}_t = \gamma \hat{\eta}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\eta}_{t-1}^2}) + e_t \quad (8)$$

Kapetanios 等(2003) 证明了只要  $\theta > 0$ ,  $-2 < \gamma < 0$ , 式(8)中序列  $\hat{\eta}_t$  为全域平稳过程(globally stationary)。

将式(5)进行一阶差分并代入到式(8)中,得到基于 ECM 模型的非线性协整检验式为:

$$\Delta i_t = \gamma \hat{\eta}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\eta}_{t-1}^2}) + \beta \Delta \pi_t + e_t \quad (9)$$

之所以选择指数平滑迁移函数作为函数  $f(\hat{\eta}_{t-1})$  的非线性形式,是因为在  $\theta > 0$ ,  $-2 < \gamma < 0$  的条件下,当名义利率与通货膨胀率的均衡关系出现偏离时,指数平滑迁移函数能够保证随着偏离程度的增加,名义利率与通货膨胀率向均衡状态修正的速度逐步加快,符合中央银行实施货币政策的意图和目标。

若对误差修正项  $e_t$  的假设条件放宽,允许其存在序列相关,可将  $\Delta i_t$  和  $\Delta \pi_t$  的滞后项添加到式(9)中,得:

$$\Delta i_t = \gamma \hat{\eta}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\eta}_{t-1}^2}) + \beta \Delta \pi_t + \sum_{k=1}^p \varphi'_k \Delta x_{t-k} + e_t \quad (10)$$

其中,  $\Delta x_{t-k} = (\Delta i_{t-k}, \Delta \pi_{t-k})'$ ,  $\varphi'_k = (\varphi_{1k}, \varphi_{2k})$  为对应的系数向量,  $p$  为滞后阶数,在实证研究中可通过 AIC、SIC 等信息准则进行选取。

### 2. 基于 ESTAR-ECM 模型的协整检验。

对于式(10),我们可以通过检验原假设  $H_0: \theta$

= 0(不存在协整关系) 和备择假设  $H_1: \theta > 0$ (存在非线性 ESTAR 协整) 进行协整检验。然而,在原假设成立的条件下,参数  $\gamma$  不可识别,于是参照 Granger 和 Teräsvirta(1993) 的做法,将  $f(\hat{\eta}_{t-1})$  在  $\theta = 0$  处进行一阶泰勒展开,于是式(10)可近似为:

$$\Delta i_t = \gamma \hat{\eta}_{t-1}^3 + \beta \Delta \pi_t + \sum_{k=1}^p \varphi'_k \Delta x_{t-k} + e_t \quad (11)$$

此时,可通过检验原假设  $H_0: \gamma = 0$ (不存在协整关系) 和备择假设  $H_1: \gamma < 0$ (存在非线性 ESTAR 协整) 进行协整检验。参照 Kapetanios 等(2006) 给出的基于 ECM 模型的非线性 ESTAR 协整检验统计量,上述协整检验的统计量可表示为:

$$t_{NLECM} = \frac{\hat{\eta}_{-1}^3 Q_1 \Delta i}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{\eta}_{-1}^3 Q_1 \hat{\eta}_{-1}^3}} \quad (12)$$

其中  $\hat{\eta}_{-1}^3 = (\hat{\eta}_{-1}^3, \hat{\eta}_1^3, \dots, \hat{\eta}_{N-1}^3)'$ ,  $N$  为样本容量,  $Q_1 = I_N - S(S'S)^{-1}S'$  为残差生成矩阵,  $I_N$  为  $N$  维单位矩阵,  $S = (\Delta \pi, \Delta X_{-1}, \Delta X_{-2}, \dots, \Delta X_{-p})'$ ,  $\Delta \pi = (\Delta \pi_1, \Delta \pi_2, \dots, \Delta \pi_N)'$ ,  $\Delta X_{-k} = (\Delta x_{1-k}, \Delta x_{2-k}, \dots, \Delta x_{N-k})'$ ,  $k = 1, 2, \dots, p$ ,  $\Delta i = (\Delta i_1, \Delta i_2, \dots, \Delta i_N)'$ ,  $\hat{\sigma}^2$  为式(11)中扰动项  $e_t$  的方差估计值。Kapetanios 等(2006) 利用蒙特卡罗随机模拟的方法比较了线性协整检验  $t_{LEG}$  和非线性协整检验  $t_{NLECM}$  的检验功效,结果发现与线性协整检验方法相比,基于非线性 ESTAR-ECM 模型的  $t_{NLECM}$  检验方法具有更强的检验功效,并给出了  $t_{NLECM}$  检验统计量在 1%、5% 和 10% 显著性水平下的临界值。

## 三、“费雪效应”的检验结果

为检验“费雪效应”,首先需要获得名义利率和通货膨胀率的代理变量,并进行单位根检验。

### (一) 数据描述与选取

目前我国的利率体系主要包括政府管制利率(如商业银行存贷款利率)和市场利率(主要是银行间同业拆借利率)两类。其中商业银行存贷款利率受政府管制,市场化程度低,而银行间同业拆借利率市场化程度相对较高,为反映不同市场化程度的利率对我国“费雪效应”机制的影响,我们分别选择商业银行 1 年期贷款利率(下文简称贷款利率)和

① 有关 ESTAR 模型的详细描述记者可参见 van Dijk 等(2002)。

7天期银行间同业拆借利率(下文简称拆借利率)作为名义利率的代理变量。其中,贷款利率的样本区间为1990年1月至2011年3月,数据来源于中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn>)。拆借利率的样本区间为1992年1月至2011年3月,其中1996年1月至2011年3月的数据来源于《中国人民银行统计季报》和中国人民银行网站。1992—1995年的月度利率数据则选取上海融资中心同业拆借利率,数据来源于上海融资中心<sup>①</sup>。尽管利率期限在两个时段不匹配,但由于1992—1995年上海融资中心的各期限利率差别不大,期限不一致不会对检验造成大的影响。

本文选择消费价格指数(CPI)作为通货膨胀率的代理变量,数据来源于国家统计局网站以及《中国经济景气月报》。

为反映不同数据频率对“费雪效应”机制的影响,增强本文结论的稳健性,我们还利用季度数据进行了“费雪效应”检验<sup>②</sup>。图1和图2分别给出了名义利率和通货膨胀率的月度数据和季度数据的时间路径。

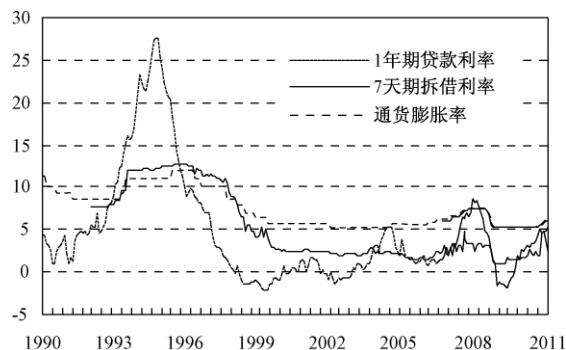


图1 月度数据

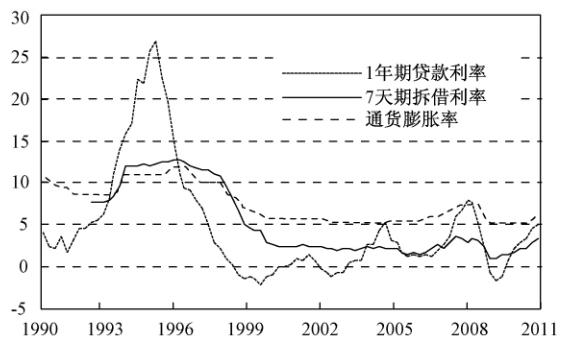


图2 季度数据

## (二) 数据的单位根检验结果

协整检验要求变量必须具有相同的单整阶数,为此我们分别采用ADF和P-P检验两种方法对名义利率和通货膨胀率序列进行单位根检验。单位根检验式中均包含截距项,不包含时间趋势项。ADF检验中滞后阶数按AIC信息准则自动选取,P-P检验中带宽按照Newey-West方法自动选择。从检验结果可以看出,无论采用ADF还是采用P-P检验,名义利率和通货膨胀率序列的水平值均不能拒绝存在单位根的原假设(对应的显著性概率均大于10%),而其一阶差分序列均不包含单位根(对应的显著性概率均小于1%),表明名义利率和通货膨胀率序列均为一阶单整的I(1)过程。

## (三) 检验结果

由于名义利率和通货膨胀率序列均为一阶单整的I(1)过程。因此,我们可以利用E-G两步法以及文中第二部分介绍的非线性ESTAR-ECM模型的协整检验方法对名义利率和通货膨胀率进行协整检验(分别简称为 $t_{LEG}$ 检验和 $t_{NLECM}$ 检验)。 $t_{LEG}$ 检验中残差项以及 $t_{NLECM}$ 中 $\Delta x_t$ 的滞后阶数 $p$ 按照AIC信息准则确定,然后剔除模型中不显著的变量后,计算相应的检验统计量 $t_{LEG}$ 和 $t_{NLECM}$ 。根据Mackinnon(2010)给出的E-G两步法协整检验统计量的临界值表,并参照协整向量中变量个数和样本容量数据计算得到 $t_{LEG}$ 检验对应的10%的临界值为-3.06(月度数据)和-3.10(季度数据)。对于 $t_{NLECM}$ 检验,Kapetanios等(2006)利用蒙特卡罗模拟得到了10%、5%和1%的渐近临界值分别为-2.92、-3.22和-3.78。通过将检验统计量 $t_{LEG}$ 和 $t_{NLECM}$ 与相应的临界值进行比较,可以对上述协整检验结果作出判断。从表1的名义利率与通货膨胀率的协整检验结果可以看出,无论采用贷款利率还是采用

<sup>①</sup> 1992—1995年的拆借利率为季度数据,此处我们采用插值方法对于季度数据进行了年度分解,即季度内各月的月度利率等于季度利率。

<sup>②</sup> 1992年第一季度至2011年第一季度的拆借利率的计算公式化为:

$$\bar{r} = r_1 \frac{f_1}{\sum f} + r_2 \frac{f_2}{\sum f} + r_3 \frac{f_3}{\sum f} \quad \text{其中, } r_1, r_2 \text{ 和 } r_3 \text{ 分别为对应季度的}$$

第1、2和3月的月度加权平均利率,  $f_i$  为对应月份的交易量。

季度通货膨胀率的计算过程为:将季度内各月CPI数据的算术平均数作为季度CPI。然后,利用公式  $\pi_t = (\text{CPI}_t - 1) \times 100\%$ , 得到季度通货膨胀率。

拆借利率作为名义利率的代理变量,无论利用月度数据还是季度数据,  $t_{LEG}$  检验均不能在 10% 的显著性水平下拒绝名义利率与通货膨胀率序列不存在协整的原假设(见表 1 的第 2 和 6 列)<sup>①</sup>。而对于  $t_{NLECM}$  检验,除拆借利率与通货膨胀率的月度数据在 10% 的显著性水平下不能拒绝不存在协整的原假设外,其余变量组合均发现存在非线性协整的证据,其中贷款利率和通货膨胀率序列(月度和季度)能够在 1% 的显著性水平下拒绝不存在协整的原假设(见表 1 的第 3 和第 7 列)。上述检验结果表明我国名义利率与通货膨胀率之间存在着长期的均衡关系,但当名义利率与通货膨胀率出现短期偏离后,向均衡水平回复的过程不是线性的,而是非线性的,即存在非线性的误差修正机制。

为避免因数据的起止时期不同对协整检验结果的影响,我们还对以 1992 年 1 月(1 季度)为起始时期的贷款利率和通货膨胀率的月度(季度)数据进行了  $t_{LEG}$  检验和  $t_{NLECM}$  检验,检验结果与以 1990 年 1 月(1 季度)为起始时期的检验结果没有显著性差异,不影响协整检验的结论。

#### (四) 费雪方程的估计结果

利用非线性 ESTAR-ECM 模型我们发现名义利率与通货膨胀率存在协整关系,在此基础上我们可以对费雪方程(式(5))进行估计,分别利用贷款利率以及拆借利率作为名义利率的代理变量,得到费雪方程的估计结果(见表 1)。

表 1 费雪方程的估计结果

月度数据				
样本周期	LIR(1990M01 -2011M03)	LIR(1992M01 -2011M03)	IOR(1992M01 -2011M03)	
$\mu$	6.35 (0.12)	6.07 (0.11)	3.08 (0.22)	
$\beta$	0.24 (0.01)	0.25 (0.01)	0.45 (0.03)	
季度数据				
样本周期	LIR(1990Q01 -2011Q03)	LIR(1992Q01 -2011Q01)	IOR(1992Q01 -2011Q01)	
$\mu$	6.34 (0.21)	6.06 (0.20)	3.04 (0.38)	
$\beta$	0.24 (0.03)	0.25 (0.02)	0.45 (0.05)	

注:括号中的数字为对应参数估计量的标准差。

从参数估计量的标准差可以看出,所有参数估计量都是高度显著的,以贷款利率作为名义利率的代理变量时,无论是月度数据还是季度数据,得到“费雪效应”系数  $\beta$  的估计值偏低,这与王少平、陈文静(2008)得到的结果非常相似。利用贷款利率

估计的“费雪效应”系数偏低的主要原因是我国贷款利率受政府管控,市场化程度低,而银行间同业拆借主要是各机构凭借信用在银行间市场拆借资金,其利率水平更能体现资金的真实价格,市场化程度较高,因而更适合作为名义利率的代理变量。为了避免因数据起止时期不同对协整方程估计结果的影响,我们还利用以 1992 年 1 月(1 季度)为起始时期的贷款利率和通货膨胀率的月度(季度)数据对费雪方程进行了估计,估计结果表明与以 1990 年 1 月(1 季度)为起始时期相比,除长期均衡实际利率的估计值有小幅降低外,“费雪效应”系数的估计结果没有显著性差异(见表 1 的第 2 和第 4 列)。

无论是采用贷款利率还是采用拆借利率作为名义利率的代理变量,估计的“费雪效应”系数均小于 1,表明我国仅存在弱的“费雪效应”,这与我国大部分学者得到的结论是一致的(如王少平、陈文静,2008;王群勇、武娜,2009)。表明我国利率政策对抑制通货膨胀具有一定的正面效应,但由于利率对通货膨胀反应不足,导致完全依靠利率政策控制目前较高的通货膨胀有一定的困难。

#### 四、主要结论及启示

本文分别利用贷款利率和拆借利率作为名义利率的代理变量,对我国的“费雪效应”进行检验,得到的主要结论及经济政策启示如下:

第一,无论采用 ADF 还是采用 P-P 单位根检验均表明名义利率与通货膨胀率序列的水平值是非平稳的,而对应的一阶差分序列则是平稳的,表明上述两个序列均是一阶单整的 I(1) 过程。并且上述检验结果不受名义利率的代理变量以及样本起始时期的影响。

第二,利用基于线性协整模型的 E-G 两步法对我国名义利率与通货膨胀率进行协整检验时没有发现二者存在长期均衡关系的证据,然而利用非线性 ESTAR-ECM 模型对上述两个变量进行非线性协整检验时却发现存在协整的证据,表明我国名义利率与通货膨胀率之间存在着长期的均衡关系,但当名义利率与通货膨胀率出现短期偏离后,向均衡水平回复的过程不是线性的,而是非线性的,即上述均衡

<sup>①</sup> 为增强结论的稳健性,我们还采用基于线性 VAR 模型的协整检验方法对上述两个变量进行了协整检验,检验结果与 E-G 两步法得到的结果是一致的。

系统存在非线性的误差修正机制。而根据 ESTAR 模型的性质可知,名义利率与通货膨胀率的偏离幅度越大,向均衡状态修正的速度越快,这种修正机制能够保证经济运行过程中不会出现过高的通货膨胀和过低的通货紧缩。过去几十年我国经济的平稳运行也证实了这一点。

第三,尽管利用非线性协整检验方法证实了我国名义利率与通货膨胀率存在协整关系,但进一步估计协整方程却发现,无论采用贷款利率还是采用拆借利率作为名义利率的代理变量,得到的“费雪效应”系数均小于 1,即我国仅存在弱的“费雪效应”。表明我国利率政策对抑制通货膨胀具有一定的正面效应,但由于利率对通货膨胀反应不足,导致完全依靠利率政策控制目前较高的通货膨胀有一定的困难,主要原因在于我国利率大部分时间处于高位运行,为防止国外热钱涌入对我国实体经济和金融市场的冲击,大幅调高利率来稳定通胀预期存在一定的困难。

特别是 2010 年下半年以来,通货膨胀率持续走高,货币当局也适时地将适度宽松的货币政策调整为稳健的货币政策,2011 年上半年以来,央行已连续三次调高商业银行存贷款利率,这对稳定通胀预期、抑制通货膨胀起到了一定的作用,但要防止目前我国通货膨胀进一步恶化,还必须辅以其他的货币政策及财政政策等手段,必要时可采取行政手段进行价格干预。

第四,以贷款利率作为名义利率的代理变量时,无论是月度数据还是季度数据,得到“费雪效应”系数  $\beta$  的估计值均低于以拆借利率作为名义利率的代理变量的情形,主要原因在于我国贷款利率受政府管控,市场化程度低,而银行间同业拆借主要是各机构凭借信用在银行间市场拆借资金,其利率水平更能体现资金的真实价格,市场化程度较高,因而更适合作为名义利率的代理变量。

#### 参考文献

- [1] Fisher J. . The theory of interest [M]. New York: Macmillan ,1930.
- [2] Rose ,A. K. . Is the real interest rate stable? [J]. *Journal of Finance* ,1988( 43) :1095 – 1112.
- [3] Mishkin ,F. S. . Is the Fisher effect for real? A re-examination of the relationship between inflation and interest rates [J]. *Journal of Monetary Economics* ,1992( 30) :195 – 215.
- [4] Sun ,Y. X. ,and Phillips ,P. C. B. Understanding the Fisher equation [J]. *Journal of Applied Econometrics* ,2004 ( 19) : 869 – 886.
- [5] 刘金全,郭整风,谢卫东.时间序列的分整检验与“费雪效应”机制分析[J].数量经济技术经济研究,2003( 4) :59 – 63.
- [6] Evans ,M. D. D. and Lewis ,K. K. . Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run Fisher Relation? [J]. *Journal of Finance* ,1995( 50) :225 – 53.
- [7] Weidmann ,J.. New hope for the Fisher effect? a reexamination using threshold cointegration , Sonderforschungsbereich 303 Discussion Paper [C]. Bonn: University of Bonn ,1997.
- [8] Bajo-Rubio ,O ,Diaz-Roldan ,C. and Esteve ,V. Testing the Fisher effect in the presence of structural change: A case study of the UK , 1966–2007 [R]. Documento de TrabajoWorking Paper ,2010 ,No. 2010 – 05.
- [9] Granger ,C. W. and Teräsvirta ,T.. Modelling nonlinear economic relationships [M]. Oxford: Oxford University Press ,1993.
- [10] van Dijk ,D ,Teräsvirta ,T. and Franses ,P. H. Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments [J]. *Econometric Reviews* ,2002( 21) :1 – 47.
- [11] Kapetanios ,G ,Shin ,Y. and Snell ,A. Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework [J]. *Journal of Econometrics* ,2003 ( 112) :359 – 379.
- [12] Kapetanios ,G ,Shin ,Y. and Snell ,A. Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models [J]. *Econometric Theory* ,2006( 22) :279 – 303.
- [13] MacKinnon ,J. G. Critical values for cointegration test [R]. Queen's Economics Department Working Paper 2010 ,No. 1227.
- [14] 王少平,陈文静.我国费雪效应的非参数检验[J].统计研究,2008( 3) :79 – 85.
- [15] 王群勇,武娜.对费雪效应的重新考察:来自面板协整的国际新证据[J].南方经济,2009 ( 7) : 61 – 71.

#### 作者简介

张小宇,男,1979 年生,黑龙江省巴彦人,吉林大学数量经济学在读博士研究生,吉林大学农学部军需科技学院讲师。研究方向为数量经济学。

刘金全,男,1964 年生,黑龙江省密山人,1998 年毕业于吉林大学商学院,获数量经济学专业博士学位,现为教育部长江学者特聘教授,吉林大学数量经济研究中心博士研究生导师。研究方向为数量经济学,宏观经济学。

(责任编辑:程晞)