

# 利率与通货膨胀：一个费雪效应的经验分析\*

刘康兵, 申 朴, 李 达

(复旦大学 经济学院, 上海 200433)

**摘要:**本文应用现代时间序列计量经济学技术,结合中国1979—2000年间的有关数据,进行了费雪效应在中国的实证研究。经验证据表明在这一时期同时存在长期和短期费雪效应。这样,无论在长期还是短期,名义利率的变化主要反映预期通胀而不是实际利率的变化,所以必须慎用名义利率作为货币政策松紧程度的指标。这在政策上可理解为政府为控制通胀而调整利率的一种规则,从而本文的分析对未来利率调整幅度的具体确定与计算有潜在的应用价值。

**关键词:**费雪悖论;利率;通货膨胀;时间序列技术

**中图分类号:**F82 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2003)02-0024-06

## 一、引言

自 Irving Fisher(1930)正式提出实际利率这一概念以来,它已在众多经济学模型的公式中扮演了一个十分重要的角色,这涉及经济当事人的投资和储蓄—消费决策、投资组合配置、金融上的资产定价以及现代宏观经济学中的通货膨胀目标理论等。所以,掌握关于实际利率如何随时间变化的知识对理解宏观经济至关重要。实际利率的变化不仅是在标准的 IS—LM 框架下分析货币政策传导机制的核心,也是现代宏观计量经济模型的核心内容。

费雪方程将名义利率与预期通胀联系起来,用来分析实际利率的长期行为,并因此把我们的注意力引向一个关于货币增长、通货膨胀与利率的重要关系:长期中当所有的调整都发生后,通货膨胀的增加完全反映到名义利率上,即要求名义利率对通货膨胀的一对一的调整,这种长期效应被称之为“费雪效应”。如果费雪效应存在,则名义利率的上升并非指示紧的货币政策而是反映通货膨胀率的上升,因此必须慎用名义利率作为货币政策松紧程度的指标。

鉴于费雪效应的重要政策含义及实际利率在经济理论模型中的作用,利率与通货膨胀之间的关系已成为近来经济学文献中最热门的研究主题之一。从表面上看,这似乎只是一个简单的时间序列计量经济学问题,但经验分析由于两个因素的存在而变得异常复杂:(1)所涉及的时间序列,特别是名义利率和通货膨胀所表现出的非平稳行为;(2)事前实际利率取决于通货膨胀预期,因而不能直接度量。可能因为这些因素的影响,有关费雪效应的大量经验研究未能得出一致的结论。Wallace 和 Warner(1993)采用 Johansen 的最大似然估计方法证明名义利率与通胀之间存在一对一的调整关系。Mishkin 和 Simon(1995)分别利用美国和澳大利亚的数据进行实证

收稿日期:2002-12-18

作者简介:刘康兵(1973—),男,湖北石首人,复旦大学经济学院经济系博士研究生;申 朴(1972—),女,山西洪洞人,复旦大学经济学院世界经济系博士研究生;李 达(1978—),男,山西壶关人,复旦大学经济学院经济系硕士研究生。

分析,结果表明在这些国家的某些时期存在较强的长期费雪效应(尽管拒绝了短期费雪效应的存在性)。但另一些文献发现通货膨胀对名义利率的回归系数显著地异于1(如 Evans 和 Lewis, 1995 等)。于是,一方面在经济理论模型中我们总是先验地假定费雪方程成立并以此来分析利率,另一方面,实证研究中却发现名义利率与通胀之间并不存在或只是在某些时期存在一对一的调整关系,这一现象在文献中称为“费雪悖论”。

在本文中,笔者试图结合中国的有关数据,运用现代时间序列计量经济学技术对费雪效应进行经验分析,这对于探讨我国的利率政策规则、通货膨胀目标政策及货币政策规则有着重要的意义。

## 二、费雪效应：一个简短的文献回顾

Fisher(1930)着重强调了名义利率与实际利率的差别,并指出名义利率的调整在于反映预期通用的变化,从而“费雪效应”可通过下式来表述:

$$i_t(m) = \pi_t^e(m) + r_t^e(m) \quad (1)$$

其中  $m$  为到期日,  $i_t(m)$  为从时期  $t$  开始持续到  $m$  的名义利率,  $\pi_t^e(m)$  代表从时期  $t$  到  $t+m$  的预期通胀率,  $r_t^e(m)$  为事前实际利率。根据 Fama(1975), 在通常的理性预期假定下有:

$$\pi_t(m) = \pi_t^e(m) + \varepsilon_t(m) \quad (2)$$

$\varepsilon_t(m)$  为服从怀特噪声过程的误差项,  $\varepsilon_t(m)$  与  $\pi_t^e(m)$  正交, 则由(1)式和(2)式, 对费雪效应的检验可通过下面的回归方程进行:

$$\pi_t(m) = \alpha_m + \beta_m i_t(m) + \eta_t(m) \quad (3)$$

由于一般情况下  $i_t(m)$  和  $\pi_t(m)$  服从一阶求积过程[即  $I(1)$ ], 因此(3)式包含有非平稳的回归元。这意味着费雪效应成立的一个必要条件是  $\pi_t(m)$  和  $i_t(m)$  之间存在协积关系。具体说来, 对费雪效应检验的虚拟假设可采取如下形式:

费雪效应成立  $\Leftrightarrow$  (1)  $\eta_t(m)$  服从  $I(0)$  (即平稳过程); (2)  $\beta_m = 1$

在进行名义利率与通胀率的相关性研究中, Fisher(1930)得出下面的结论:

我们最初的分析似乎表明  $P'$  (通胀率) 和  $i$  (名义利率) 之间的相关关系或者非常微弱, 或者由于其它因素影响而变得很模糊。但当我们作出某些更合理的假定, 即假设价格水平变化的效应不会在一年内消失殆尽, 而是在一个较长时期(其长度随条件的变化而变化)以递减的强度呈现其影响, 我们发现二者之间存在非常显著的相关性……。

早期的实证研究文献强调, 名义利率对预期通货膨胀的一对一的调整意味着实际利率为常数。Fama(1975)以名义利率为通货膨胀的解释变量进行回归分析, 认为美国债券市场是有效的, 因为名义利率概括了所有过去通货膨胀所包含的未来通胀率的信息。有效性以及观察到的实际收益率为常数, 暗含名义利率对预期通胀率变化的完全调整。随后的研究采用了协积(cointegration)方法。Engle 和 Granger(1987), Mishkin(1992)在分析了一个月和三个月的利率后指出, 费雪效应是一种长期(而不是短期)现象。Evans 和 Lewis(1995)利用 Markov 转换模型描述通货膨胀的趋势变化进行名义利率与通胀长期关系的再检验, 发现不能拒绝二者在长期中存在一对一的调整关系(尽管估计系数小于1)。

对于近来实证研究中出现的“费雪悖论”现象, 许多学者提出了各自不同解释。Darby(1975)认为之所以未发现费雪效应成立的证据, 是因为没有考虑税收效应, 他强调, 理性的经济当事人要求名义利率根据经税收调整后的预期通胀率的变化作出相应调整, 因此, 估计系数在 1.3—1.5 之间也是与费雪效应一致的。Mishkin(1992)认为, 最重要的一点是必须区分短期与长期费雪效应。另一些文献指出, 导致费雪效应缺乏经验支持的主要原因在于估计方法的选择而非数据频率或样本大小(Crowder 和 Hoffman, 1996)。Crowder 和 Hoffman 利用最大似然估计方法发现, 对应于通货膨胀 1% 的增长, 名义利率上升 1.34%, 从而实际利率稳定地围绕一个

常数均值波动。

迄今为止,国内还没有学者进行类似的专门研究,如谢平和罗雄(2002)在利用中国货币政策数据对泰勒规则进行检验时,得到利率对通胀率的回归系数为 0.81,但他们的计量模型是以泰勒规则方程为基础,而本文采用标准的费雪效应模型深入展开分析,得到的结论也显著不同。笔者沿用 Mishkin(1992)的长期效应与短期效应的分析方法,结合中国 1979—2000 年的名义利率与通胀数据,进行费雪效应在中国的实证研究。根据 Caporale 和 Pittis(2000)的研究,本文采用偏差最小的完全修正自回归分布滞后模型(FMADL)估计长期费雪效应,并依据 Mishkin 教授给予笔者的建议,运用广义矩估计法分析短期效应。鉴于同业拆借利率与存贷款利率之间存在较大差异(夏斌、廖强,2001),本文并未选择市场化的同业拆借利率作为  $i_t$  的代理变量,而是采用官方公布的一年期存款利率和零售物价指数进行经验分析,所有有关数据均来源于各期《中国人民银行统计季报》。

### 三、费雪效应的检验方法

#### 1. 单位根问题

如第二部分所述,对费雪效应的检验可通过回归方式进行:

$$\pi_t(m) = \alpha_m + \beta_m i_t(m) + \eta_t(m)$$

因为在理性预期的假定下,  $\epsilon_t$  与  $i_t$  正交,所以  $\eta_t$  也与  $i_t$  正交,从而运用普通最小二乘法(OLS)可以获得  $\beta$  的一致估计量,估计结果如下:

$$\pi_t = -9.6252 + 2.2198i_t$$

$$(-3.7072)(6.4241)$$

$$\bar{R}^2 = 0.6572 \quad S.E. = 4.0804 \quad F = 41.2686$$

回归结果表明所有统计量都是合乎要求的,特别是  $\beta$  系数具有高度显著性,尽管系数不等于 1,但似乎也表明通货膨胀与名义利率之间存在长期均衡关系。然而,如前所述,这其中还存在一个问题,如果所涉及的时间序列  $\pi_t$  和  $i_t$  均包含单位根,则我们也许做了一个非平稳时间序列对另一个非平稳时间序列的回归。根据古扎拉蒂(1995)的研究,在这种情况下,标准的  $t$  和  $F$  检验无效,并在这个意义上回归是谬误的。因此,为判断  $\pi_t$  和  $i_t$  的平稳性,从而决定是否需要对式(3)使用复杂的协积回归技术,我们需要对名义利率和通胀率进行一系列的单位根检验。

我们使用常用的 ADF 及 PP 方法对  $\pi_t$  和  $i_t$  进行单位根检验。根据表 1 的结果,即使在 10% 的水平上名义利率也是非平稳的,而通胀率则根据 ADF 标准在 5% 的水平上是非平稳的,按 PP 标准在 10% 的水平上不能拒绝存在单位根的虚拟假设。由于以上证据表明  $\pi_t$  和  $i_t$  均包含单位根,我们进一步运用一阶差分检验时间序列是否服从一阶求积过程  $I(1)$ ,结果见表 2,所有的  $\tau$  统计量在接近 1% 的水平上大于 ADF 和 PP 临界值,因此名义利率和通胀率的一阶差分是平稳的,从而  $\pi_t$  和  $i_t$  均是一阶求积序列。

一般而言,若  $Y$  是  $I(d)$ ,且  $X$  也是  $I(d)$ ,其中  $d$  代表同一数值,则两个序列可能是协积的。这样,尽管  $\pi_t$  和  $i_t$  都是非平稳或服从随机游走的时间序列,但这两个变量的线性组合却有可能是平稳的。在现有文献中曾提出许多检验协积的方法,Engle 和 Granger(1987)证明协积检验可以通过运用 OLS 估计象(3)式那样的协积回归方程,然后对回归残差  $\eta_t$  进行单位根检验,若  $\eta_t$  为  $I(0)$ ,则  $\pi_t$  和  $i_t$  之间存在协积关系,对  $\eta_t$  做 ADF 单位根检验得:

$$\Delta \eta_t = -1.174\eta_{t-1} + 0.1823\Delta \eta_{t-1}$$

$$\tau = (-3.5975)$$

$$\bar{R}^2 = 0.4849 \quad S.E. = 3.414$$

$\tau$  统计量的 Mackinnon 1%、5% 和 10% 的临界值分别为 -2.6889、-1.9592 和 -1.6246。由于

所估计的  $\tau$  值大于这些临界值中的任何一个,结论是所估计的  $\eta_t$  是平稳的[即  $I(0)$ ]。因此,虽然  $\pi_t$  和  $i_t$  个别而论是非平稳的,两者的确存在协积关系,费雪效应成立的必要条件得到满足。

表1 对  $\pi_t$  和  $i_t$  的单位根检验—水平值

		ADF	PP	
$i_t$		-1.4594	-1.4403	
$\pi_t$		-2.8827	-2.1833	
临界值		1%	5%	10%
	ADF	-3.8067	-3.0199	-2.6502
	PP	-3.7856	-3.0114	-2.6457

表2 对  $\pi_t$  和  $i_t$  的单位根检验——一阶差分

		ADF	PP	
$i_t$		-2.6083	-3.3427	
$\pi_t$		-4.1864	-3.6379	
临界值		1%	5%	10%
	ADF	-2.6968	-1.9602	-1.6251
	PP	-2.6889	-1.9592	-1.6246

注:ADF表示 Augmented Dickey-Fuller 检验方法;PP代表 Phillips-Perron 检验方法;临界值为通过蒙特卡罗模拟的 Mackinnon 临界值。

## 2. 长期费雪效应

在这一部分中,笔者将运用现代时间序列技术进一步证明通胀率与名义利率之间存在长期均衡关系。鉴于估计方法的选择对产生费雪悖论的重要影响,特别是对于小样本的单方程回归模型,Caporale 和 Pitts(2000)运用 Monte Carlo 实验分析了具体小样本性质的 25 种单方程回归方法,结论表明文献中常用的 OLS 估计法在小样本中效果最差并导致拒绝费雪假说,如果运用性能最优(偏误最小)的估计方法,费雪方程能获得强有力的经验支持。考虑篇幅限制,本文只采用其中被证明估计偏差最小的 FMADL 方法来估计长期费雪效应,ADL 模型采用 Bewley 的动态形式(Bewley, 1979):

$$\pi_t = \sum_{s=0}^{p-1} \rho_s \Delta \pi_{t-s} + \beta i_t + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j \Delta i_{t-j} + v_t \quad (4)$$

常见的误差修正模型(ECM)只不过是这一模型的特例。

Inder(1993)表明在(4)式的框架下,参数校正的完全修正程序可应用于估计具有一阶求积序列的回归方程,这有助于消除回归过程中产生偏差。根据 Inder(1993)的研究,可通过两步回归获得这一估计量:

(1)对 Bewley 的动态形式的 ADL 模型进行回归,获得  $\beta$  及短期动态系数  $\rho_s$  和  $\delta_j$  的估计值  $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\rho}_s$  和  $\hat{\delta}_j$ 。

(2)定义  $\pi_t^* = \pi_t - \sum_{s=0}^{p-1} \hat{\rho}_s \Delta \pi_{t-s} - \sum_{j=0}^{q-1} \hat{\delta}_j \Delta i_{t-j}$ ,从而消除了短期效应。这样,通过  $\pi_t^*$  对  $i_t$  的最小二乘回归,就可获得完全修正的工具变量估计量。

应用上述方法,笔者获得如下回归结果:

$$\pi_t^* = -1.2143 + 1.0201 i_t \\ (-0.9888) (6.6335)$$

$$\bar{R}^2 = 0.7167 \quad S.E. = 1.6716 \quad F = 44.0036$$

$\hat{\beta}(1.0201)$  显著地接近于 1,因而不能拒绝  $\pi_t$  与  $i_t$  之间存在长期均衡关系。换言之,经验分析结论支持在我国 1979—2000 年期间存在长期费雪效应。

## 3. 短期费雪效应

在上一部分中我们的实证分析证明在中国存在长期费雪效应,这意味着在一个相当长的时期中当名义利率很高时,预期通胀率也很高。而根据 Mishkin(1992)的研究,短期费雪效应存在则表明名义利率的变化伴随着预期通胀率的立即调整,也就是说,在下面的回归方程中,我们应预期会发现一个显著的正的参数  $\beta$ :

$$\pi_t^e(m) - \pi_{t-1}^e(m) = \alpha_m + \beta_m [i_t(m) - i_{t-1}(m)] + \mu_t(m) \quad (5)$$

由于这一方程是不可估计的,我们需要用(2)式来代替预期通胀。在理性预期假定下, $\epsilon_t(m)$  与  $t$  时期的任何可得信息正交,于是(5)式转化为:

$$\Delta\pi_t(m) = \alpha_m + \beta_m \Delta i_t(m) + \eta_t(m) \quad (6)$$

其中  $\eta_t = \mu_t + \epsilon_t - \epsilon_{t-1}$ 。因为理性预期假定并不排除  $\epsilon_{t-1}$  与  $t$  时期的变量(如  $\Delta i_t$ ) 相关, 所以  $\epsilon_{t-1}$  的出现意味着总误差项  $\eta_t$  与解释变量  $\Delta i_t$  是相关的, 不能应用 OLS 进行估计。Mishkin (1992) 利用 Obstfeld、Cumby 和 Huizinga (1981) 提出的两步两阶段最小二乘法获得(6)式的一致估计量, 而笔者根据 Mishkin 教授的建议, 采用一种替代方法——广义矩估计法(GMM)来估计(6)式, 工具变量集只包含  $t-1$  期及以前的变量<sup>①</sup>:

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t &= 2.3604 + 1.5339\Delta i_t \\ &\quad (14.1271) \quad (8.2619) \\ \bar{R}^2 &= 0.28 \quad S.E. = 5.6827 \end{aligned}$$

该结果表明,  $\beta$  系数的  $t$  统计量具有高度显著性并拥有预期的正号, 有充分的证据证明短期费雪效应也是存在的, 因此名义利率的短期变化对通货膨胀有显著的正影响, 即使在短期, 名义利率的变化也仅反映预期通胀的变化而非实际利率的变化。这一特殊性反映到政策上可以理解为政府为控制通胀而调整利率的一种规则。

#### 四、结论

本文运用现代时间序列技术, 结合中国 1979—2000 年间的有关数据, 进行了费雪效应在中国的实证研究。经验证据表明在这一时期同时存在长期和短期费雪效应。长期费雪效应的存在, 意味着当通货膨胀和名义利率水平值都显示出强劲的趋势时, 这两个时间序列会按同一趋势变化, 从而表现出较强的相关关系, 验证共同趋势的协积检验也证明了这一点。此结论支持了 Fisher (1930) 关于通货膨胀—利率关系的原始论述。尽管 Fisher 视通胀与利率的正相关关系为一种长期现象, 并没有指出二者之间还应当存在短期的类似关系, 但笔者沿用 Mishkin (1992) 的分析框架的证实我国短期费雪效应仍然成立(虽然 Mishkin (1992) 等未能找到类似的证据)。这些发现对于决策制定者有着重要的意义。在长期中通货膨胀与利率之间存在近似一对一的调整关系表明高的名义利率反映存在高的预期通胀率, 并不反映货币政策的实质内容, 通货膨胀上升多少, 名义利率就上升多少, 因此货币政策可能影响通胀率, 但却并不影响实际利率。

同时, 短期费雪效应成立说明即使在短期中名义利率的变化也主要反映预期通胀而不是实际利率的变化, 从而无论在长期还是在短期, 名义利率与货币政策之间的联系都没有得到反映。既然利率不能反映银根的松紧变化, 也就不适宜作为我国货币政策的中介目标。这一特殊性一方面是因为我国存贷款利率没有市场化, 受政府及央行管制, 因此缺乏一个灵敏、有效的市场利率体系; 另一方面在于利率作为一种政策工具主要被政府用来控制通胀。此外, 本文的分析表明利率对平稳物价所起的杠杆作用不仅取决于利率的实际水平, 还取决于利率每年的调整幅度, 这对将来利率调整幅度的具体确定与计算具有潜在的应用价值。

\* 在本文写作过程中, 美国哥伦比亚大学的米什金教授(Frederic S. Mishkin)在短期费雪效应的估计技术上对笔者提供了宝贵的指导建议, 笔者在此向他表示衷心感谢, 但文责自负。

#### 注释:

① 工具变量集为:  $\Delta\pi_{t-1}, \Delta\pi_{t-2}, \Delta\pi_{t-3}, \Delta\pi_{t-4}, \Delta i_{t-1}, \Delta i_{t-2}, \Delta i_{t-3}, \Delta i_{t-4}$ 。

#### 参考文献:

- [1][美]古扎拉蒂. 计量经济学(第三版)[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 1995.
- [2]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[J]. 经济研究, 2001, (8).
- [3]谢平, 罗雄. 泰勒规则及其在中国货币政策中的检验[J]. 经济研究, 2002, (3).
- [4]Bewley, R.A. (1975), The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Dynamic Model[J]. Economics Letters, 3, 357—361.

- [5]Caporale, G. M. and Pittis, N. . (2000), Estimator Choice and Fisher's Paradox: A Reevaluation of the Evidence. [EB/OL]: <http://www.sbu.ac.uk/cemfe/papers.shtml>.
- [6]Crowder, W. J. and Hoffman, D. . (1996), The Long-run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited [J]. *Journal of Money*, 28, 1, 102—118.
- [7]Darby, M. . (1975), Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates[J]. *Economic Inquiry*, 13, 266—269.
- [8]Engle, R. F. and Granger, C. . (1987), Cointegration and Error Correction; Representation, Estimation and Testing[J]. *Econometrica*, 55, 251—276.
- [9]Evans, M. and Lewis, K. . (1995), Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long-run Fisher Relation? [J]. *Journal of Finance*, 50, 225—253.
- [10]Fama, E. . (1975), Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation[J]. *American Economic Review*, 65, 269—282.
- [11]Fisher, I. . (1930), *The Theory of Interest*[M]. New York, MacMillan.
- [12]Inder, B. . (1993), Estimating Long-run Relationships in Economics[J]. *Journal of Econometrics*, 57, 53—68.
- [13]Mishkin, F. . (1992), Is the Fisher Effect for Real? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 30, 195—215.
- [14]Mishkin, F. , Simon, J. . (1995), An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia[J]. *Economic Record*, 71, 227—239.
- [15]Obstfeld, M. , Cumby, R. and Huizinga, J. . (1981), Two—Step, Two—Stage Least Squares Estimation in Models with Rational Expectations [EB/OL]. <http://www.nber.org/papers/tooll>.
- [16]Wallace, M. R. and Warner, J. T. . (1993), The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Test of Cointegration[J]. *Review of Economics and Statistics*, 75, No. 2, 320—324.

## Interest Rates and Inflation: An Empirical Analysis of the Fisher Effect

LIU Kang-bing, Shen Pu, LI Da

(School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** This paper makes an empirical research on the Fisher effect in China by means of the modern time series techniques plus the relevant statistics from China over the years from 1979 to 2000. The empirical evidence demonstrates that both the long-run and short-run Fisher effect co-exists in this period. As a result, whether it is in the long-run or in the short-run, changes in nominal interest rates primarily reflect fluctuations in expected inflation rather than in the real rates of interest. This suggests a need for caution in using the level of nominal interest rates as indicators of the tightness of monetary policy. In policy, this can be viewed as a regulation that the government adjusts interest rates in order to control inflation. Thereby our study may have potential application value in determining and computing the future adjustment range of nominal interest rates.

**Key words:** Fisher's Paradox; interest rates; inflation; time series techniques