

我国经济运行中“费雪效应”的分区制度量与检验

刘金全, 隋建利, 闫超

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要:基于 Bai 和 Perron 提出的多重结构转变点样本估计方法及其 UD_{max} 、 WD_{max} 和 $SupF_T(l+1|l)$ 统计量检验方法,在测度和检验我国 1983 年第 1 季度至 2008 年第 1 季度的通货膨胀率、实际利率以及名义利率序列中的多重结构转变点以及由此所划分的样本区间参数的基础上,通过比较通货膨胀率、实际利率和名义利率序列估计结果,发现在我国经济运行中尚未出现显著的“费雪效应”。因此名义利率应该根据整体经济运行态势进行调整,而不应该以通货膨胀率为单一目标。

关键词:通货膨胀率;利率;结构转变;费雪效应

中图分类号:F822.5

文献标识码:A

文章编号:1673-2359(2009)01-0107-06

一、引言

名义利率、实际利率以及通货膨胀率三者之间的关系一直是宏观经济学和金融学领域中的重要问题,对此已经建立了许多经典的理论模型(Walsh,1998),其中一个非常著名的理论假设就是“费雪效应”(Fisher,1930):在完全预期情形下,名义利率与通货膨胀率之间的变化是一一对应的,任何产品价格成本的变化都将在货币成本当中表现出来,此时货币持有成本和产品投资成本是基本等价的。由于“费雪效应”直接给出了名义利率、通货膨胀率和货币需求等变量之间的影响关系,因此“费雪效应”不仅是一些重要经济理论的

基础,而且也是货币政策等作用机制的判断标准。

Mcculloch 和 Murphy(1989)利用 Granger 影响关系检验,分析了通货膨胀率与名义利率之间的短期影响关系。他们认为在开放经济当中,名义利率与通货膨胀率的变化趋势之间存在差异,因此“费雪效应”存在的迹象并不明显;与上述短期分析模式不同,Mishkin(1992)利用协整关系检验方法,从长期角度出发来重新研究“费雪效应”机制,他们认为美国的名义利率和通货膨胀率序列都是非平稳的,并且具有显著的协整关系,由此推断长期内“费雪效应”在一定程度上是存在的。虽然上述实证结论存在差异,但是表明“费雪效应”的实证检验比较明显地依赖名义利率和通货膨胀率序

收稿日期:2008-11-10

作者简介:刘金全(1964-),男,黑龙江密山人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师;隋建利(1982-),男,吉林白山人,吉林大学数量经济学专业博士研究生;闫超(1985-),女,吉林吉林人,吉林大学数量经济学专业硕士研究生。

基金项目:吉林大学“985工程”“经济分析与预测哲学社会科学创新基地”和吉林大学“985工程”研究生创新基金重点项目(20081101)

列的时间序列性质。

在相关的研究中,实际利率的时间序列特征也受到经济学家的广泛重视。Caporale 和 Grier (2000)以及 Bai 和 Perron(1998,2003)对美国实际利率序列的多重结构性转变特征进行检验,发现在 1961 年第 1 季度至 1986 年第 3 季度期间美国实际利率序列发生了三次结构性转变。而 David 和 Mark(2003)基于 Bai 和 Perron(2003)提出的检验方法对战后包括美国等 13 个工业化国家中实际利率序列和通货膨胀率序列的多重结构转变特征进行检验,发现 13 个国家的实际利率序列和通货膨胀率序列均存在多重结构性转变,并且通货膨胀率的增长(降低)往往伴随着实际利率的降低(增加),这与“费雪效应”假说相矛盾。

在我国经济运行中,无论是名义利率序列还是通货膨胀率序列都出现了显著的周期性波动,名义利率与通货膨胀率的变化,既有密切相关的时期,也有相互脱离的时期。刘金全等(2003)利用单位根检验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,得出我国经济当中没有出现显著“费雪效应”的结论。

在本文中,我们基于 Bai 和 Perron(1998,2003)提出的多重结构转变点子样本估计方法及其 UD_{max} 、 WD_{max} 和 $SupF_T(l+1|l)$ 统计量检验方法,并参照 David 和 Mark(2003)的思想,在测度和检验我国 1983 年第 1 季度至 2008 年第 1 季度区间内通货膨胀率、实际利率以及名义利率序列中的多重结构转变点以及由此所划分的子样本区间参数的基础上,通过对我国通货膨胀率、实际利率以及名义利率序列估计结果的比较,检验我国经济运行中是否存在显著的“费雪效应”。

二、结构转变模型的构建与检验方法的描述

假设回归模型中含有未知的 m 个转变点(由此得到 $m+1$ 个区间),则有(在此仅以通货膨胀率序列为例,实际利率以及名义利率序列与此相同):

$$\pi_t = \beta_j + \varepsilon_t, j=1, K=1, m+1, t=T_{j-1}+1, K, T_j \quad (1)$$

其中, π_t 表示 t 期的通货膨胀率, β_j 为第 j 个区间中的通货膨胀率均值, 随机扰动项 $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2)$, m 个转变点 (T_1, K, T_m) 表示不同区间的分点(一般而言, $T_0=0, T_{m+1}=T$)。对于每个结构转变点 (T_1, K, T_m) , 通过最小化残差平方和可以得到 β_j 的最小二乘估计值:

$$S_T(T_1, K, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (\pi_t - \beta_j)^2 \quad (2)$$

令基于给定的 m 个转变点的回归参数估计值记为 $\hat{\beta}(\{T_1, K, T_m\})$, 其中, $\beta = (\beta_1, K, \beta_{m+1})$, 将其代入方程(2)中, 可以得到转变点的估计值:

$$(\hat{T}_1, K, T_m) = \arg \min_{T_1, K, T_m} \quad (3)$$

在得到转变点的估计值以后, 我们就可以直接计算最小二乘回归参数 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\{T_1, K, T_m\})$ 。Bai 和 Perron(2003)基于动态规划原理提出了关于方程(3)的最小化算法。

Bai 和 Perron(1998)通过检验不存在结构转变点的原假设以及存在 $m=b$ 个转变点的备择假设来识别方程(1)中转变点的个数(m)。令 (T_1, K, T_b) 为转变点, 且 $T_i = [T\lambda_i], i=1, K, b$ 。定义参数 R 使得 $(R\beta)'$, Bai 和 Perron(1998)提出了下述统计量:

$$F_T(\lambda_1, K, \lambda_b) = \frac{1}{T} \left(\frac{T-2(b+1)}{2b} \right) \hat{\beta}' R' [R \hat{V}(\hat{\beta}) R']^{-1} R \hat{\beta} \quad (4)$$

其中, $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, K, \hat{\beta}_{b+1})'$ 是回归模型系数向量的估计值, $\hat{V}(\hat{\beta})$ 是 $\hat{\beta}$ 的方差-协方差矩阵估计值, 且对于异方差和序列相关而言是稳健估计。Bai 和 Perron(1998)考虑一类与方程(4)相联系的最大 F -统计量:

$$SupF_T(b) = F_T(\hat{\lambda}_1, K, \hat{\lambda}_b) \quad (5)$$

其中, $\hat{\lambda}_1, K, \hat{\lambda}_b$ 使得全局残差平方和最小, $S_T(T\lambda_1, K, T\lambda_b)$ 受限于是 $(\hat{\lambda}_1, K, \hat{\lambda}_b) \in A_\zeta$, 对于任意正数 ζ (调整参数), $A_\zeta = \{(\lambda_1, K, \lambda_b); |\lambda_{i+1} - \lambda_i| \geq \zeta, \lambda_1 \geq \zeta, \lambda_b \leq 1 - \zeta\}$ 。同时, Bai 和 Perron(1998)又提出了双重最大值(double maximum)统计量用以检验模型中不存在结构转变点的原假设以及存在上确界为

M 个转变点的备择假设 (具体参见 Bai 和 Perron (1998))。第一个双重最大值统计量可以表示为:

$$UD_{max} = \max_{1 \leq m \leq M} \text{Sup}F_T(m) \quad (6)$$

对 UD_{max} 统计量应用不同的权重便得到第二个双重最大值统计量 WD_{max} , 其表达式为:

$$WD_{max}F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} \times \sup_{(\lambda_1, m, \lambda_m) \in A_q} F(\lambda_1, K, \lambda_m; q) \quad (7)$$

其中, $c(q, \alpha, m)$ 表示 $\sup_{(\lambda_1, K, \lambda_m) \in A_q} F(\lambda_1, K, \lambda_m; q)$ 统计量在显著性水平为 α 时的渐进临界值。

最后, 为了使用 $\text{Sup}F_T(l+1|l)$ 统计量检验存在个 l 转变点的原假设 H_0 以及存在 $l+1$ 个转变点的备择假设 H_1 , 我们首先检验 $\text{Sup}F_T(1|0)$ 统计量的显著性。如果显著, 则需进一步检验 $\text{Sup}F_T(2|1)$ 统计量的显著性, 如果 $\text{Sup}F_T(2|1)$ 统计量不再显著, 则认为模型中仅存在一个结构转变点, 如果 $\text{Sup}F_T(2|1)$ 统计量仍然显著, 则需再一次检验 $\text{Sup}F_T(3|2)$ 统计量的显著性, 并重复此过程。

三、我国“费雪效应”的分区制实证检验

基于上述模型和检验方法, 我们重点研究我国通货膨胀率 (π_t)、实际利率 (rr_t) 以及名义利率 (nr_t) 序列所具有的结构性转变特征, 进而检验和测度在我国是否存在“费雪效应”。样本区间为 1983 年第 1 季度至 2008 年第 1 季度, 共 101 个样本, 数据来源于《中国统计月报》、《中国经济景气月报》以及中经网 (<http://db.cei.gov.cn>)。文中所涉及的程序由 GAUSS 8.0、Eview 5.0 以及 OX 语言编写完成。图 1 至图 3 分别给出了上述三个变量的时间变化轨迹, 其中, 趋势成分由 H-P 滤波获得。

由图 1 可以看出, 从 1983 年第 1 季度至 2008 年第 1 季度期间, 我国经济中曾出现了五次显著的通货膨胀过程, 通货膨胀率分别在 1985 年底、1989 年初、1994 年底、2004 年底以及 2008 年初达到峰值, 其中 1989 年初以及 1994 年底形成了两次较为严重的高通货膨胀态势。特别地, 自 1996 年经济实现“软着陆”以后, 我们经济出现了轻微的通货紧缩, 价格紧缩态势直到 2003 年下半年才有所缓解, 此时通货膨胀率变化又开始出现了攀

升势头。此外, 从 2006 年至今我国通货膨胀率的发展态势来看, 明显呈现出一定程度的升温过程。

而图 2 告诉我们, 我国实际利率序列及其趋势成分与通货膨胀率序列及其趋势成分随时间变化的路径几乎完全相反。如图 3 所示, 缺乏平滑性的名义利率序列仍然与通货膨胀率序列随时间变化的轨迹大体相似, 但在时间上稍滞后于通货膨胀率序列, 同时, 名义利率的波动幅度也相对最

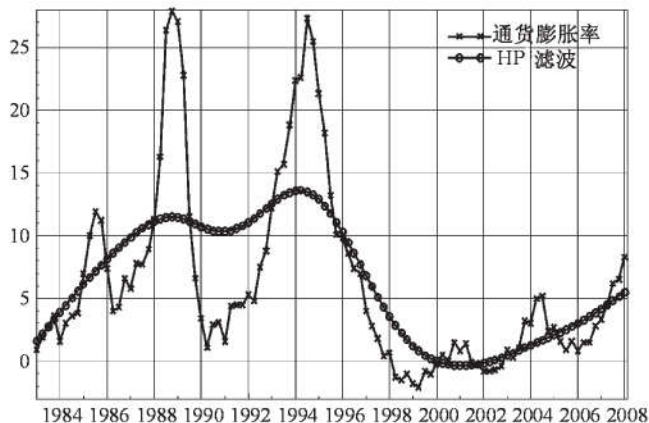


图 1 通货膨胀率

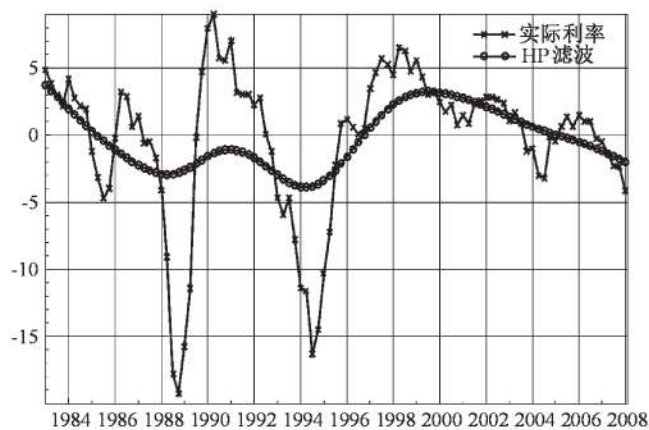


图 2 实际利率

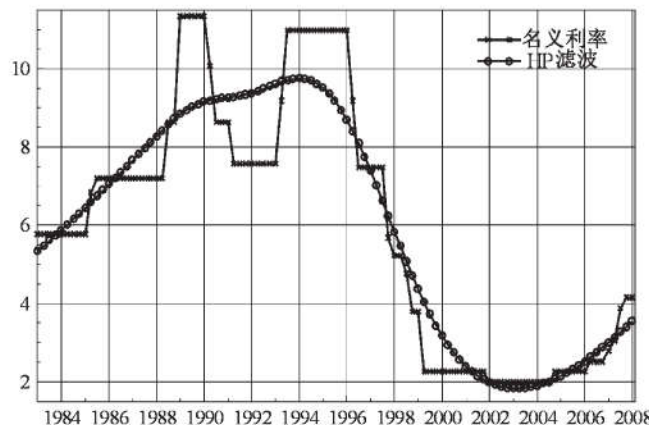


图 3 名义利率

小。注意到,名义利率趋势成分的变化过程与通货膨胀率趋势成分的变化过程基本一致,这便体现出我国经济运行当中实际经济和名义经济的变化过程具有一定程度的同步性(刘金全,谢卫东,2003年)。

我们使用 Bai 和 Perron(1998)提出的统计量、统计量以及统计量对我国通货膨胀率、实际利率以及名义利率序列结构转变模型中可能存在多重结构转变点的情况进行检验,其结果如表 1 所示。

根据表 1 的结果,通货膨胀率 π_t 、实际利率 rr_t

表 1 通货膨胀率、实际利率以及名义利率序列的结构转变点估计

	$UDmax^a$	$WDmax^a$	$SupF_T(1 0)^b$	$SupF_T(2 1)^c$	$SupF_T(3 2)^d$	$SupF_T(4 3)^e$
π_t	88.699**	180.198**	51.613**	26.225**	21.213**	21.213**
rr_t	21.109**	35.078**	21.109**	17.885**	16.867**	15.431**
nr_t	176.47**	346.78**	57.259**	86.314**	1.5725	1.4744

注:a表示检验原假设为不存在转变点的单边统计量,b表示检验原假设为存在1个转变点的单边统计量,c表示检验原假设为存在2个转变点的单边统计量,依此类推d和e;*和**分别表示在5%和1%水平下显著。

以及名义利率 nr_t 序列的 $UDmax$ 和 $WDmax$ 统计量均在 1%水平显著。另外,对于 π_t 、和 rr_t 序列, $SupF_T(l+1|l)$ 统计量的 $SupF_T(1|0)$ 、 $SupF_T(2|1)$ 、 $SupF_T(3|2)$ 以及 $SupF_T(4|3)$ 都在 1%水平下显著;对于 nr_t 序列, $SupF_T(l+1|l)$ 统计量的 $SupF_T(1|0)$ 以及 $SupF_T(2|1)$ 在 1%水平下显著,而 $SupF_T(3|2)$ 以及 $SupF_T(4|3)$ 的估计值都不显著。这说明在 π_t 、和 rr_t 序列中分别存在 4 个结构转变点,而在 nr_t 序列中只存在 2 个结构转变点。

为了检验模型中的多重结构转变点,我们根

据 Bai 和 Perron(2003)子样本估计方法对上述模型进行进一步检验,并得出通货膨胀率 π_t 、实际利率 rr_t 以及名义利率 nr_t 序列中的多重结构转变点以及由其结构转变点所划分的子样本区间内的均值估计结果,如表 2 所示。

从表 2 可以看出,通货膨胀率 π_t 序列当中共存在 4 个结构转变点,分别为 1987 年第 1 季度、1992 年第 4 季度、1996 年第 3 季度以及 2002 年第 3 季度。4 个结构转变点将总样本区间划分为 5 个子区间,其子样本区间均值分别为:5.2588、

表 2 通货膨胀率、实际利率以及名义利率序列的子样本区间均值估计

		π_t	rr_t	nr_t
子样本区间 1	$\hat{\beta}_1$	5.2588(1.3199)	1.0600(2.2379)	6.5945(0.2494)
	转变点	1987 Q1 [1986 Q3~1987 Q2]	1987 Q2 [1986 Q4~1987 Q3]	1988 Q2 [1987 Q4~1988 Q3]
子样本区间 2	$\hat{\beta}_2$	9.8348(2.2463)	-1.3626(1.1261)	9.2795(0.1362)
	转变点	1992 Q4 [1992 Q2~1993 Q1]	1993 Q1 [1992 Q3~1993 Q2]	1997 Q4 [1997 Q2~1998 Q1]
子样本区间 3	$\hat{\beta}_3$	16.5467(0.7474)	-5.9280(1.1956)	2.6429(0.3160)
	转变点	1996 Q3 [1996 Q1~1996 Q4]	1996 Q4 [1996 Q2~1997 Q1]	
子样本区间 4	$\hat{\beta}_4$	0.3714(0.6373)	3.4342(0.7532)	
	转变点	2002 Q3 [2002 Q1~2002 Q4]	2002 Q4 [2002 Q3~2003 Q2]	
	$\hat{\beta}_5$	3.3833(0.0538)	-0.2464(0.5219)	

注:()中的数值表示对应参数估计值的标准差;[]中的数值表示对应结构转变点的 95%置信区间

9.8348、16.5467、0.3714 和 3.3833。实际利率 rr_t 序列当中也存在 4 个结构转变点,分别为 1987 年第 2 季度、1993 年第 1 季度、1996 年第 4 季度以及 2002 年第 4 季度。4 个结构转变点将总样本区间划分为 5 个子区间,其子样本区间均值分别为:1.0600、-1.3626、-5.9280、3.4342 和 -0.2464。名义利率 nr_t 序列当中共存在 2 个结构转变点,分别为 1988 年第 2 季度以及 1997 年第 4 季度。2 个结构转变点将总样本区间划分为 3 个子区间,其子样本区间均值分别为:6.5945、9.2795 和 2.6429。

表 2 所示的结果告诉我们:首先,名义利率 nr_t 序列随着通货膨胀率 π_t 序列的变化而发生同方向的变化。在名义利率 nr_t 与通货膨胀率 π_t 的相近时域内,通货膨胀率 π_t 的子样本区间均值上升时,名义利率 nr_t 也随之上升,反之亦然,但是名义利率 nr_t 的变化幅度相对于通货膨胀率 π_t 而言要小得多。其次,实际利率 rr_t 序列与通货膨胀率 π_t 序列的结构转变点位置相对应,最大相差不超过一个季度,其 95% 的置信区间大体重合。最后,实际利率 rr_t 序列和通货膨胀率 π_t 序列的子样本区间内均值呈反方向变化,当通货膨胀率 π_t 的均值由子样本区间 1 内的 5.2588 上升到子样本区间 2 内的 9.8348 时,实际利率 rr_t 的均值则由子样本区间 1 内的 1.0600 下降到子样本区间 2 内的 -1.3626;当通货膨胀率 π_t 的均值由子样本区间 2 内的 9.835 进一步上升到子样本区间 3 内的 16.55 时,实际利率 rr_t 的均值由子样本区间 2 内的 -1.363 下降到子样本区间 3 内的 -5.928;而通货膨胀率 π_t 的均值下降到子样本区间 4 内的 0.371 时,实际利率 rr_t 的均值却由 -5.928 上升至 3.434;在子样本区间 4 到子样本区间 5 内,通货膨胀率 π_t 均值再次由 0.371 上升到 3.383,实际利率 rr_t 均值也相应由 3.434 下降到 -0.246,此结果与图 1 和图 2 所示的通货膨胀率 π_t 序列和实际利率 rr_t 序列的时间变化轨迹呈现相反变化态势的特征相吻合。

上述检验结果说明,我国名义利率 nr_t 序列与通货膨胀率 π_t 序列正相关,但名义利率 nr_t 序列的变化幅度相对较小,此外,通货膨胀率 π_t 序列能够

引起实际利率 rr_t 序列的反方向变动,因此,我们认为,在我国不存在显著的“费雪效应”。

四、我国“费雪效应”的分区制检验结论

上述检验结果表明,我国名义利率序列与通货膨胀率序列正相关,实际利率序列随着通货膨胀率序列的变化而发生反方向的变动,实际利率序列与通货膨胀率序列的时间变化路径形态几乎完全相反,这表明在我国经济中不存在显著的“费雪效应”,其主要原因包括如下两个方面:

首先,虽然我国已经开始利率的市场化改革,但是从严格的意义上讲,我国仍然处于名义利率的市场管制阶段。在这种情况下,名义利率尚无法灵活地传导相应的货币政策,并且可能导致货币政策的信息传递错误或者失真,从而使居民和企业不能根据名义利率的变动情况做出合理的通货膨胀预期。因此,名义利率的非灵活性直接造成预期通货膨胀率和实际通货膨胀率之间较大的偏离,这在一定程度上减弱了名义利率和通货膨胀率之间的联系,致使实际利率与通货膨胀率呈现出反方向变动关系,从而使“费雪效应”存在的迹象非常微弱。

其次,不存在“费雪效应”的另一个重要原因是我国的利率政策并不灵敏,利率对价格水平的反应比较微弱,也比较缓慢。这是因为利率政策缺乏有效的传导机制和反应机制,并且我国的利率政策是通过行政指令下达,并没有与市场经济的发展完全适应。此外,利率政策的制定、调整的时滞比较长,因而不能反映出价格水平的变化,从而导致名义利率和通货膨胀之间不存在长期稳定的均衡关系。

我国经济运行不存在显著的“费雪效应”,可能导致货币政策作用难以实现预期目标,甚至导致货币政策的弱效。因为通货膨胀率与名义利率长期均衡关系的偏离,也意味着货币政策与价格水平之间的偏离,即使出现较为明显的货币变化,名义价格对此也可能反应微弱。因此,加强利率杠杆对于通货膨胀率的反应非常重要,针对目前我国采取了具有积极色彩的稳健性货币政策,我们

认为扩张信贷规模和适度降低名义利率仍然是宏观调控工具的重要选择,因为扩张货币政策无法灵敏地增加通货膨胀压力,因此有助于实现稳定经济增长的调控目标。

参考文献:

- [1] 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).
- [2] 刘金全,谢卫东.我国经济增长率与通货膨胀率动态相关性的实证分析[J].世界经济,2003(6).
- [3] Bai, Jushan and Pierre Perron. (1998). “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes.” *Econometrica* 66, 47–68.
- [4] Bai, Jushan, and Pierre Perron. (2003). “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models.” *Journal of Applied Econometrics* 18, 1–22.
- [5] Caporale, Tony and Kevin B. Grier. (2000). “Political

Regime Change and the Real Interest Rate.” *Journal of Money, Credit, and Banking* 32, 320–334.

- [6] David E. Rapach, Mark E. Wohar (2003). “Regime Changes in International Real Interest Rates: Are They a Monetary Phenomenon?” Working paper
- [7] Fisher, I., 1930. *The Theory of Interest*, Macmillan, New York. McCulloch, R and Murphy, P., (1989). “Testing for the long-run relationships between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques,” *Applied Economics*, 21, 439–447.
- [8] Mishkin, F. S. (1992) “Is the Fisher effect for real? A re-examination of the relationship between inflation and interest rates,” *Journal of Monetary Economics*, 30, 195–215.
- [9] Walsh, C. E., *Monetary Theory and Policy*, CM: MIT Press, 1998.

责任编辑 顾理辉

Measurement and Inspection of Fisher Effect in China's Economy

LIU Jin-quan, SUI Jian-li, YAN Chao

(Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Jilin 130012, China)

Abstract: Based on the data of 1983 Q1~2008 Q1 of China and the estimation of sub-samples for the structural transformation point of multi-structures, the paper compares and contrasts the inflation rate, actual interest rate and nominal interest rate, and finally estimates the consequences with reference to Bai and Perron's (1998) sub-samples for the structural transformation point of multi-structures as well as the UD_{max} , WD_{max} and $SupF_T(I+1|I)$ testing methods. The analysis shows that there is no evident Fisher Effect in China's economy.

Key words: inflation rate; interest rate; structural transformation; Fisher Effect