

# 我国通货膨胀率均值过程和波动过程中的双长记忆性度量与统计检验\*

刘金全 郑挺国 隋建利

摘要: 本文运用 ARFI MA-FI GARCH模型对我国 1983 年 1 月~2005 年 10 月期间通货膨胀率的动态过程进行了检验, 发现我国通货膨胀率水平的一阶矩和二阶矩都存在显著的长记忆性, 由此表明通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性表现出长期记忆性行为; 在检验通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间的 Granger 影响关系时, 结果表明通货膨胀率水平对通货膨胀不确定性存在显著的 Granger 影响关系, 因此在制定货币政策时, 应充分考虑通货膨胀率和通货膨胀不确定性的长期记忆性行为 and 它们之间的单向影响关系。

关键词: 长记忆性 通货膨胀不确定性 ARFI MA模型 FI GARCH模型 Granger 因果关系

## 一、引言

通货膨胀率与通货膨胀不确定性一直是宏观经济学研究的核心问题。由于严重的通货膨胀会增加社会成本和产生社会福利损失, 通货膨胀不确定性也会导致市场价格调整预期变形, 使得经济活动的效率降低, 因此大量的理论和经验研究致力于描述和检验通货膨胀率过程与通货膨胀不确定性之间的相互影响机制。1977 年 Friedman 在诺贝尔奖演说中论述了通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间的相互关系, 他认为高通货膨胀率可能导致更易变动的通货膨胀率预期, 由此产生未来通货膨胀变化中更强的不确定性, 这意味着出现严重通货膨胀时期采取的无规则的经济政策行为将会引发更为显著的通货膨胀不确定性, 从而体现出通货膨胀率水平对通货膨胀不确定性的正向影响关系(这种理论推断被称为 Friedman 假说)。同时, Friedman 还认为市场机制和经济体制也是通货膨胀率变化过程与通货膨胀不确定性之间存在相依关系的重要原因。由于价格水平变化及价格变化预期对宏观经济运行具有重要影响, 在此之后, 出现了大量的关于通货膨胀率过程与通货膨胀不确定性之间关系的理论和经验研究。

在一些经验研究中, Pourgerami 和 Maskus(1990) 的检验认为存在通货膨胀不确定性对通货膨胀率的正向影响关系; Cosimano 和 Jansen(1988) 的检验结果认为通货膨胀率过程与通货膨胀率不确定性之间没有显著的影响关系, 出现了通货膨胀率水平与波动性之间的弱两分性; Conrad 和 Karanasos(2005) 的研究发现了更为缺乏稳健性的结论, 他们认为通货膨胀率过程与通货膨胀不确定性之间的关系在一些国家经济运行中的表现有很大的差别; 与经验研究类似, 从经济理论和数理模型角度分析, 通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间的关系也是不明确的。Cukierman 和 Meltzer(1986) 认为, 如果为了刺激实际产出快速增长而采取积极货币政策, 那么货币供给增长波动性和通货膨胀不确定性的增加将诱发更高的平均通货膨胀率

\* 本研究得到吉林大学“985 工程”项目“中国宏观经济分析与预测”创新基地、国家自然科学基金项目(70471016)、国家社会科学基金项目(05BJL019)和教育部分人文社会科学重点研究基地 2005 年度重大项目(05JJD790078)资助。

及预期,因此理论上存在不确定性(波动性)对通货膨胀率的正向“溢出效应”(这种理论推断被称为 Cukierman - Meltzer 假说);与此不同, Holland (1995) 的论证表明,如果经济政策最终目标是极小化通货膨胀的社会福利成本,并且产出波动与价格波动的成本之间存在替代关系的话,那么紧缩性货币政策反应将有助于遏止严重的通货膨胀,此时由于货币政策传导方向明确,则通货膨胀不确定性的增加将诱导更低的平均通货膨胀率及预期。

在对我国通货膨胀率过程与通货膨胀不确定性之间关系的经验研究中,大多数研究认为通货膨胀与通货膨胀不确定性之间存在正相关关系,即高的通货膨胀率会引起高的通货膨胀率波动。例如,周宏山和李琪(2006年)运用 GARCH 和 TGARCH 模型对我国 1993~2004 年月度通货膨胀率数据进行检验,结果表明 Friedman 假说即两者之间正相关关系成立;赵留彦等(2005年)利用马尔科夫转移模型将通货膨胀率均值方程和波动性分为两个区制,检验发现当通货膨胀不确定性处于“高波动性”状态时,通货膨胀率水平也处于“高均值状态”,由此推断两者之间存在正相关关系;李红梅(1996年)采用 ARCH 模型对我国通货膨胀不确定性进行了实证分析,检验发现了高通货膨胀水平将诱导较高通货膨胀不确定性的传导方向,这也暗示通胀不确定性与通胀之间存在正相关。另一方面由于高通货膨胀引起的不确定性增加会导致通货膨胀福利成本损失,一些学者也对我国通货膨胀福利成本进行了测算。余静文和徐丹(2006)采用 Lucas 基于 McCallum - Goodfriend 模型的具有微观基础的 RBC 理论方法,并运用 Simonsen 提出的估计方法对 1990~2004 年间中国通货膨胀的福利损失进行测算,结果表明在 10% 的名义利率下,中国通货膨胀的福利损失约为实际产出的 1.32%,略大于 Lucas 在 2000 年得出的美国通货膨胀的福利损失,而在近几年较低的名义利率水平下,这种福利损失相对较小。龚六堂等(2005)进一步通过比较中美两国的通货膨胀福利损失的数据,得出通货膨胀对中国经济的影响比对美国经济的影响更为显著。这些研究为判断我国通货膨胀率变化过程与通货膨胀不确定性之间的关系提供了重要的经验证明,并为央行制定稳健的货币政策以防范恶性通货膨胀、促进经济稳定健

康发展奠定了基本的理论依据。

另外,由于通货膨胀率单变量时间序列往往表现较强的持续性,需要对通货膨胀变化过程加以精确的刻画。虽然如 Rose (1988) 和 Grier 和 Perry (1998) 的一些研究表明通货膨胀率是一个平稳过程,但更多研究发现在通货膨胀率中存在一个单位根,例如 Nelson 和 Schwert(1977)、Ball 和 Cecchetti (1990)、Kim (1993)、Banerjee 等(2001)和 Banerjee 和 Russell(2001)。而在近期的一些研究中,许多经验证据表明通货膨胀序列为具有分整(fractional integration)性质或长期记忆性,例如 Hassler 和 Wolters (1995)、Baillie 等(1996)以及 Baum 等(1999)均发现通货膨胀序列存在分数根。不仅如此,在 Baillie 等(2002)以及 Conrad and Karanasos (2005)等研究中更指出不仅通货膨胀序列表现长期记忆性行为,而且通货膨胀不确定性也表现长期记忆性。就国内当前同类研究而言,如周宏山和李琪(2006年)、赵留彦等(2005年)以及李红梅(1996年)等,在计量模型构造和统计估计过程中缺乏考虑通货膨胀序列自身数据生成过程的单位根性质或者长记忆性性质。

为此,本文将基于两个方面对通货膨胀率过程与通货膨胀不确定性之间的关系进行描述和检验。首先,我们将重新描述和检验我国通货膨胀率序列的动态性质。由于在模型构造和检验中发现传统的 ARMA 或者 ARIMA 模型假设无法反映或者描述实际通货膨胀率数据中的强持续性,我们考虑选择介于  $I(1)$  和  $I(0)$  之间存在的  $I(d)$  过程( $0 < d < 1$ )。因此,我们选取由 ARFIMA 过程(或称分整 ARMA 过程)来刻画通货膨胀率的长期记忆性过程。其次,我们不仅采用 ARFIMA 过程的均值过程作为通货膨胀率水平值或者一阶矩的度量,而且采用与此匹配的 GARCH 过程描述通货膨胀率过程的二阶条件矩的动态机制,类似地将其推广到具有分整性质的 FIGARCH 过程,以此描述和代表通货膨胀率变化过程中的不确定性或波动性。这样一来,我们将在模型假设更为灵活的 ARFIMA-FIGARCH 模型中,同时度量和检验通货膨胀率与通货膨胀不确定性中存在的长记忆性行为,并将其称为“双长记忆性”行为;然后进一步利用 Granger 影响关系检验方法来判断通货膨胀率过程与通货膨胀不确定性之间是

否存在相互影响 (Conrad and Karanasos, 2005)。

## 二、我国通货膨胀率过程的长记忆性与动态模型

我们首先描述和检验我国通货膨胀率过程中可能存在的长记忆性并建立通货膨胀率序列的动态模型。

### (一) 通货膨胀率时间序列的数据描述

我们在下面的模型构造和检验中使用我国的月度同比通货膨胀率数据, 样本区间为 1983 年 1 月~2005 年 10 月, 共 274 个样本。数据来源于《中国统计月报》和《中国经济景气月报》。这里的通货膨胀率序列( )是居民消费物价指数同比变化的百分比。由于我们采用同比增长率, 因此通货膨胀率序列中已消除了季节因素的影响。图 1 给出了我国通货膨胀率的时间变化路径(其中通货膨胀率趋势是利用 HP—滤波获得的, 图中的柱形图表示通货膨胀率缺口, 既实际通货膨胀率与通货膨胀率趋势水平之间的差距)。

从图 1 中可以看出, 从 1983~2005 年间, 我国经济中共出现了四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 年底和 2004 年底达到峰值, 其中中间两次形成了较为严重的高通货膨胀态势。特别地, 1996 年经济实现“软着陆”以后, 从 1997 年中后期开始, 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。我们还可以观察到, 当通货膨胀率处于较高水平时, 通货膨胀率缺口也呈现出扩大的倾向, 这表明我国通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间可能存在显著的关联, 因此需要在进一步度量通

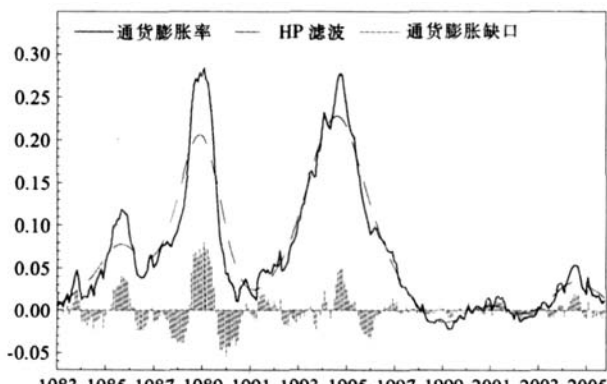


图 1 我国通货膨胀率(1983 年 1 月~2005 年 10 月)

货膨胀不确定性的前提下, 检验通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间的影响方式、关联方向和影响程度。

### (二) 通货膨胀率序列的单整检验和长记忆性

为了判断通货膨胀率冲击作用的持续性, 我们需要检验通货膨胀率时间序列的单位根性质, 以及自相关过程的持续性。如果 $\{ \}$ 是特征根落在单位圆内且离原点较近的平稳自回归过程的话, 那么单位外生暂时冲击对通货膨胀率的作用将随着时间的推移以指数方式快速地衰减到零水平; 如果 $\{ \}$ 的数据生成过程中存在单位根, 则单位外生暂时冲击将具有非衰减的持续作用。注意到这两种情况都是极端情形, 如果 $\{ \}$ 过程具有近似单位根的话, 外生冲击的作用虽然衰减, 但是衰减的速度相当缓慢, 导致时间序列的动态过程具有较长时期的“记忆能力”。因此, 利用具有分整性质的  $I(d)$  过程描述和刻画通货膨胀率动态机制, 则是目前广为采用的模型技术 (Hassler and Wolters, 1995)。

为了判断通货膨胀率过程中的自相关性质, 图 2 给出了通货膨胀率序列 0 期至 20 期滞后的自相关函数(柱形曲线表示相关系数数值)的轨迹。图 2 中的自相关函数没有显示出快速的指数衰减趋势, 在缓慢衰减过程的尾部出现平缓 and 拖平的“厚尾”现象, 这表明我国通货膨胀率过程中存在一定程度的长记忆性。为此, 我们首先利用 ADF 单位根检验方法对通货膨胀率过程进行单整性质检验, 计算得到的 ADF 统计量值为 -2.035, 大于 5% 水平下的临界值 -2.572, 对应的显著性概率为 0.272, 因此该检验表明我国通货膨胀率的整体变化过程没有体现出正整数阶数的单整过程性质。其次, 我们用 Geweke 和 Porter Hudak (1983) 提出关于时间序列

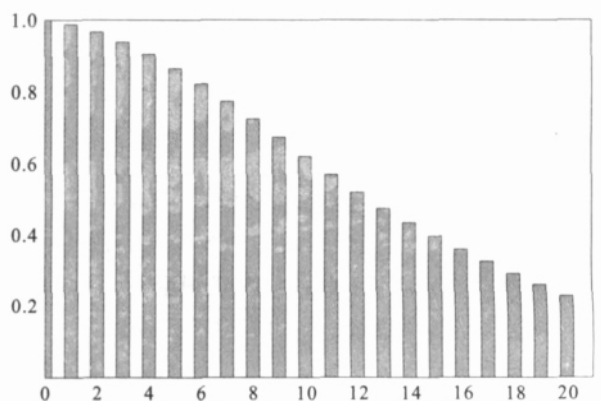


图 2 通货膨胀率滞后 20 期的自相关函数

长期记忆性的频域最小二乘估计方法来估计通货膨胀率的记忆性参数,参数估计值 $\hat{d}$ 为0.558,对应的 $t$ -统计量为2.658。这个结果表明我国通货膨胀率过程中存在显著的长记忆性特征。

### (三)分整自回归移动平均过程(ARFIMA 过程)

根据长记忆性的检验结果,我们利用分整 $I(d)$ 过程来描述通货膨胀率序列的动态过程,此时分整ARMA或ARFIMA过程可以描述如下(Granger and Joyeux, 1980):

$$\phi(L)(1-L)^d \pi_t = c + \theta(L)\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

其中 $\pi_t$ 是通货膨胀率序列, $c$ 为常数, $d$ 为均值方程的记忆参数, $\phi(L)=1-\phi_1L-\phi_2L^2-\dots-\phi_pL^p$ 、 $\theta(L)=1-\theta_1L-\theta_2L^2-\dots-\theta_qL^q$ 分别为滞后算子多项式,且所有特征根都落在单位圆外,满足平稳性和可逆性条件。对分数 $d$ ,分整算子 $(1-L)^d$ 可由下面二项式进行展开:

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3 + \dots + L^k \\ = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} L^k \quad (2)$$

其中 $\Gamma$ 为伽马函数。ARFIMA过程中用 $p+q$ 个参数描述过程的短记忆性特征,用参数 $d$ 反映过程的长记忆性特征。如果 $-0.5 < d \leq 0$ ,那么该时间序列为平稳序列,且不具有记忆性;如果 $0 < d < 0.5$ ,那么该时间序列也为平稳序列,但具有有限方差和长记忆性;如果 $0.5 \leq d < 1$ ,那么时间序列为非平稳序列,具有无限方差和持久记忆性,同时也具有均值回归过程的记忆性;最后,如果 $d > 1$ ,那么表明序列是扩散的非平稳过程,且不具有均值回复特征。

利用我国通货膨胀率数据,我们对ARFIMA( $p, d, q$ )均值过程的几种滞后阶数进行了拟合,并基于AIC和SC信息准则进行模型选择,ARFIMA模型的具体形式由模型(1)给出,在表1中的估计结果中,当 $p=q=1$ 时的模型拟合效果最优,此时记忆参数估计值 $\hat{d}$ 为0.610,对应的 $t$ -统计量为3.75,模型的对数似然值(log-likelihood)为909.555。而且以似然比检验方法构造原假设不存在

表1 ARFIMA模型选择

滞后阶数	$p=0$	$p=1$	$p=2$	$p=3$	$p=4$
$q=0$	-9.4413	-9.4780	-9.4739	-9.4684	-9.4787
$q=1$	-9.4413	-9.4811	-9.4744	-9.4685	-9.4828
$q=2$	-9.4409	-9.4760	-9.4689	-9.4786	-9.4748
$q=3$	-9.4393	-9.4693	-9.4617	-9.4726	-9.4719
$q=4$	-9.4315	-9.4617	-9.4537	-9.4590	-9.4653

注:ARFIMA( $p, d, q$ )模型采用基于时域的极大似然方法进行估计。

长期记忆性即 $d=0$ 的假设检验,似然比统计量为42.113,对应的显著

性概率值为0.00,因此表明通货膨胀水平存在长期记忆性。

## 三、通货膨胀不确定性过程的长记忆性与动态模型

大多数研究都是以ARCH过程或GARCH过程来刻画通货膨胀率过程的二阶矩,并由此度量通货膨胀的不确定性。我们也采用具有条件异方差性质的二阶矩过程来度量通货膨胀率的波动程度,但是继续在条件性波动机制中引入长记忆性的度量。

### (一)ARFIMA-GARCH模型

一些经验研究发现,不仅通货膨胀率的一阶矩过程中具有长记忆性,而且以条件异方差表示的二阶矩过程也具有长记忆性(Hwang, 2001)。为此,我们首先在没有记忆性的GARCH模型中度量均值过程的记忆性。

一般地,条件异方差的GARCH( $m, n$ )过程可表示为:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad (3)$$

其中 $\alpha_0$ 为常数, $\alpha(L)=\alpha_1L-\dots-\alpha_mL^m$ 和 $\beta(L)=\beta_1L-\dots-\beta_nL^n$ 是滞后多项式, $\alpha_i, \beta_j \geq 0$ 且 $0 \leq \sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \leq 1$ 。方程(3)式中的条件异方差 $\sigma_t^2$ 表示通货膨胀不确定性,这表明通货膨胀不确定性依赖于过去的信息和自身变量的滞后值。于是,将方程(1)~(3)联立起来,我们就可以获得一般式的ARFIMA-GARCH模型。

采用Chung和Baillie(1993)提出的条件平方和(CSS)方法对ARFIMA(1,  $d$ , 1)-GARCH(1,1)模型进行了估计,模型参数结果如下:

$$(1-0.930L)(1-L)^d \pi_t \\ (23.610) \\ = 2.5 \times 10^{-5} + (1-0.081L)\varepsilon_t, \hat{d}=0.461 \\ (0.055) \quad (0.559) \quad (2.948) \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = 6 \times 10^{-6} + 0.134\varepsilon_{t-1}^2 + 0.800\sigma_{t-1}^2 \\ (1.918)(2.933) \quad (13.175) \quad (5)$$

对数似然函数值=920.510

其中括号内的数值为对应参数估计值的 $t$ 统计量,除参数 $\hat{\mu}$ 和 $\hat{\theta}_1$ 不显著外所有参数在

5%水平下显著,记忆参数  $0 < \hat{d} < 0.5$ ,表明通货膨胀均值方程存在显著的长期记忆性。需要注意的是,这里考虑 GARCH 过程后,记忆性参数的估计值减小,模型对数似然值显著增加,这说明考虑通货膨胀率过程的二阶矩将会使均值方程的长记忆性估计更为准确,模型模拟效果也得到显著改进。另外,我们还分别获得了序列自相关程度的 Ljung-Box 统计量,残差序列  $\{\varepsilon_t\}$  的统计量  $Q(12)$  和  $Q(24)$  分别为 32.494 和 43.599,对应的显著性概率为 0.001 和 0.009;标准化残差序列  $\{\varepsilon_t/\sigma_t\}$  的统计量  $Q(12)$  和  $Q(24)$  分别为 23.744 和 30.891,对应的显著性概率为 0.022 和 0.157;标准化残差平方序列  $\{(\varepsilon_t/\sigma_t)^2\}$  的统计量  $Q(12)$  和  $Q(24)$  分别为 27.606 和 34.924,对应的显著性概率为 0.006 和 0.070。这些结果表明,即使在引入 GARCH 过程的条件异方差性质以后,标准化残差序列  $\{\varepsilon_t/\sigma_t\}$  和平方序列  $\{(\varepsilon_t/\sigma_t)^2\}$  中仍具有很强的序列相关性。因此,利用 ARFIMA(1,d,1)-GARCH(1,1)模型描述通货膨胀率的动态过程仍然不是很充分的。

然而,上述估计结果仍然给带来了有益的启示。从上述结果我们还可以看出,除了均值过程体现出较强长记忆性外,模型的条件异方差过程也表现出很强的持续性。这主要是因为 GARCH(1,1)的估计参数之和  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.932$  接近于 1。因此,一方面这意味着通货膨胀率过程的二阶条件矩过程中可能含有单整 GARCH(表示为 IGARCH)特征;另一方面它可能掩盖了 GARCH 过程中可能存在长记忆性的事实。为此,我们将在下面的 ARFIMA-FIGARCH 过程中检验是否能够利用 IGARCH 过程描述二阶条件矩中的长记忆性(Baillie et al., 1996)。

(二)ARFIMA-FIGARCH 过程

为了描述条件波动过程中的长记忆性行为, Baillie 等(1996)通过将 IGARCH 模型中的一阶差分算子  $(1-L)$  替换为分数差分算子  $(1-L)^d, 0 < d < 1$ , 给出了具有长记忆性的 GARCH 模型,模型形式如下:

$$\xi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \zeta(L)]v_t, v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2 \quad (6)$$

其中  $\omega$  为常数项,  $\xi(L) = 1 - \xi_1 L - \dots - \xi_p L^p, \zeta(L) = \zeta_1 L + \dots + \zeta_p L^p$ , 其中平稳性条件为:  $0 \leq \sum_{i=1}^m \xi_i \leq 1, 0 \leq \sum_{j=1}^n \zeta_j \leq 1$ 。显然,上述 FIGARCH 模型涵括了当  $d=0$  或  $d=1$  时的 GARCH 模型和 IGARCH 模型。为更

好地理解分整条件异方差模型的性质,我们将 FIGARCH(p,d,q)模型重新表示为:

$$\sigma_t^2 = \omega + \zeta(L)(\sigma_t^2 - a_t^2) + [1 - \xi(L)(1-L)^d]a_t^2 \quad (7)$$

在 FIGARCH 过程中,过去信息或者冲击对当前条件方差的影响随着滞后阶数的增加以双曲线的方式逐渐消失,这完全不同于 GARCH 模型和 IGARCH 模型体现的衰减过程。在 GARCH 模型中,过去信息或者冲击对当前条件方差的影响随滞后阶数的增加以指数方式衰减,而在 IGARCH 模型中,无论滞后阶数多大,当其暂时冲击的影响将始终存在。因此,FIGARCH 模型对波动性动态结构中的记忆性描述要比 GARCH 过程和 IGARCH 过程更明晰和确切。

将上述模型(1)、(2)和(6)结合起来,我们就获得了 ARFIMA-FIGARCH 模型。这个模型不仅可以度量通货膨胀率过程一阶矩中的长记忆性,而且可以度量通货膨胀率过程二阶矩中的长记忆性,因此我们将这个模型称为描述通货膨胀率和通货膨胀不确定性的“双长记忆性”模型。

我们仍然采用 CSS 方法对 ARFIMA((1,d,1)1,d,1)-FIGARCH(1,1)模型进行估计,得到的模型参数估计结果如下:

$$\begin{aligned} & (1-0.933L)(1-L)^{\hat{d}(m)}\pi_t \\ & (26.73) \\ & = -7 \times 10^{-6} + (1-0.036L)\varepsilon_t, \hat{d}(m) = 0.413 \\ & (-0.016) \quad (0.303) \quad (3.179) \\ & \sigma_t^2 = 3 \times 10^{-6} + 0.825(\sigma_t^2 - a_t^2) + [1 - 0.440(1-L)^{\hat{d}(v)}]a_t^2, \\ & (1.866) \quad (9.415) \quad (2.583) \\ & \hat{d}_v = 0.737 \\ & (2.955) \end{aligned} \quad (8)$$

在参数估计中,除了参数  $\hat{\mu}$  和  $\hat{\theta}$  不显著外,其余所有参数均在 5%水平下显著,其中均值记忆参数为  $0 < \hat{d}(m) < 0.5$ ,条件方差记忆参数为  $0 < \hat{d}(v) < 1$ ,这表明通货膨胀率均值方程和波动性方程中均存在显著的长记忆性,也就是说我国通货膨胀率动态过程中存在“双长记忆性”。对此,我们继续利用一些残差序列的自相关性来加以判断。计算序列残差  $\{\varepsilon_t\}$  的统计量  $Q(12)$  和  $Q(24)$  分别为 34.255 和 44.978,对应的显著性概率为 0.001 和 0.006,这说明残差序列中存在显著的序列相关性,这是长记忆性的体现;计算标准化残差序列  $\{\varepsilon_t/\sigma_t\}$  的统计量  $Q$

(12)和  $Q(24)$  分别为 19.47 和 26.32, 对应的显著性概率为 0.078 和 0.337, 这说明标准化残差序列中不存在长期的序列相关性, 从而不存在长记忆性; 计算标准化残差平方序列  $\{(\varepsilon_t/\sigma_t)^2\}$  的统计量  $Q(12)$  和  $Q(24)$  分别为 17.278 和 21.902, 对应的显著性概率为 0.139 和 0.585, 这也说明条件异方差的二阶矩中已经不存在序列相关性。因此, 利用  $ARFIMA(1, d, 1)$ - $FIGARCH(1, 1)$  模型描述通货膨胀率的动态过程是比较合适的。

利用上述模型, 我们可以获得条件异方差  $\sigma_t^2$  的估计结果, 并以此作为通货膨胀不确定性的度量, 其时间轨迹如图 3 所示。与图 1 对比可以发现, 我国通货膨胀率水平与通货膨胀不确定性有着相似的变化趋势, 当通货膨胀率处于较高水平时, 通货膨胀不确定性也处于较高水平。特别地, 在 1989 年左右和 1995 年左右经历的两次严重通货膨胀时, 通货膨胀率变化也表现出较大程度的不确定性。我们计算了通货膨胀率序列和通货膨胀率不确定性序列  $\{\sigma_t^2\}$  之间的相关系数, 该相关系数为 0.529, 这体现出两者之间较强的正相关关系, 但此时尚无法判断它们之间的影响方向。

#### 四、通货膨胀率过程与通货膨胀不确定性之间的影响关系检验

为了判断通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间影响关系的方向, 我们采取两种检验方法, 以便获取比较稳健的结论。首先, 我们扩展  $ARFIMA$ - $FIGARCH$  模型, 将度量通货膨胀不确定性的条件异方差作为解释变量引入到均值方程中, 通过系数显著性检验判断通货膨胀不确定性是否对通货膨胀率水平具有“溢出效应”; 其次, 我们直接采用二

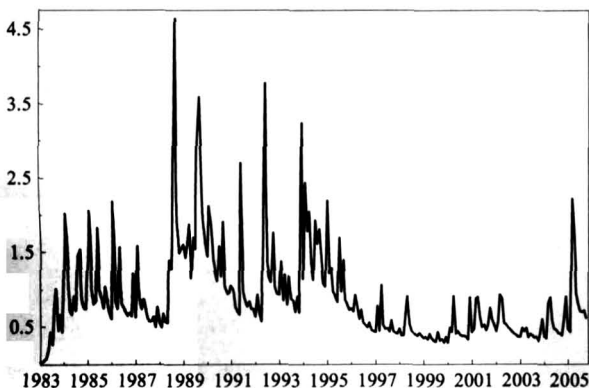


图 3 通货膨胀不确定性(条件异方差  $\times 10^{-4}$ )

元  $VAR$  模型来检验通货膨胀不确定性是否对通货膨胀率水平具有显著的 Granger 因果影响。

##### (一) $ARFIMA$ - $FIGARCH$ - $M$ 模型

我们将通常的  $GARCH$ - $M$  模型扩展到包括条件异方差长记忆性的模型中, 即下列形式的  $ARFIMA$ - $FIGARCH$ - $M$  模型, 该模型的均值方程为:

$$\phi(L)(1-L)^d \pi_t = c + \rho \sigma_t^2 + \theta(L)\varepsilon_t \quad (10)$$

其中  $\sigma_t^2$  为  $FIGARCH$  过程的条件异方差,  $\rho$  代表通货膨胀不确定性对通货膨胀率水平的影响方向和影响程度。该模型的条件波动方程由方程(7)给出, 且  $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_t^2)$ 。

同样采用 CSS 估计方法, 我们对  $ARFIMA$ - $FIGARCH$ - $M$  模型进行了估计, 估计结果如下:

$$(1-0.936L)(1-L)^{d(m)}y_t \quad (23.686) \quad (11)$$

$$= 2.4 \times 10^{-4} - 3.593\sigma_t^2 + (1-0.048L)\varepsilon_t, \hat{d}(m) = 0.413$$

$$(0.345) \quad (-0.393) \quad (0.307) \quad (2.729)$$

$$\sigma_t^2 = 3 \times 10^{-6} + 0.820(\sigma_t^2 - a_t^2) + [1 - 0.442(1-L)^{d(v)}]a_t^2,$$

$$(1.773) \quad (8.848) \quad (1.860) \quad (12)$$

$$\hat{d}_v = 0.724$$

$$(2.402)$$

模型估计结果中  $\hat{\rho}$  是不显著的, 这表明通货膨胀不确定性对通货膨胀率水平没有显著影响。上述估计结果还表明, 在均值方程引入条件异方差变量后, 整个模型的估计效果明显降低, 并且参数估计值的  $t$ -统计量都明显低于前面对  $ARFIMA$ - $FIGARCH$  模型估计的情形。

##### (二) Granger 因果关系的计量检验

下面使用 Granger 因果关系检验来判断通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性之间的影响关系。我们在下面的二元  $VAR$  模型中进行影响关系检验:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \sigma_t^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_\pi \\ c_h \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \sigma_{t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(2)} & \phi_{12}^{(2)} \\ \phi_{21}^{(2)} & \phi_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-2} \\ \sigma_{t-2}^2 \end{bmatrix} \\ + L + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-p} \\ \sigma_{t-p}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

其中  $\varepsilon_{1t}$  和  $\varepsilon_{2t}$  是模型的随机扰动项, 它们是不相关的白噪声过程。  $c_\pi$ ,  $c_h$  和  $\phi_{ij}^s, i, j, s = 1, 2$  均为未知参数。方程(13)表示的  $VAR$  模型不仅描述了通货膨胀率水平与通货膨胀不确定性之间的短期动态关系, 同时也结合了包含在残差序列中的长期历史信息。

由于 Granger 因果关系检验对滞后期选择非常敏感, 因此我们需要利用 AIC 准则和 SC 准则来确定模型的滞后阶数。表 2 的估计结果表明, 当滞后阶数  $p$  为 2 或 3 时, SC 值和 AIC 值分别达到最小, 因此我们选取滞后阶数为  $p=2$ 。

如果通货膨胀不确定性对预测或解释通货膨胀率水平没有任何帮助, 则称通货膨胀不确定性对通货膨胀率水平没有显著的 Granger 影响。如果将预测局限在线性投影上, 则对应的参数约束为:

$$H_0: \phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = 0 \quad (14)$$

这是一个回归系数的约束性条件, 可以利用系数限制性的  $F$ -统计量进行检验。具体检验结果和显著性水平由表 3 给出。

检验结果表明, 通货膨胀不确定性对通货膨胀率水平没有显著的 Granger 影响, 这意味着通货膨胀不确定性对通货膨胀率水平的变化行为没有预测或解释能力。这个检验结论与前面利用 ARFIMA-FIGARCH-M 模型得到的结论是相同的。

类似地, 我们可以检验通货膨胀率对通货膨胀不确定性的 Granger 影响关系。表 3 的结果表明, 由于在 1% 的显著性水平下, 无法拒绝不存在 Granger 影响的原假设, 因此可以认为通货膨胀率水平对通货膨胀不确定性具有显著的

滞后长度	AIC	SC
1	-2.893	-2.885
2	-2.925	-2.912
3	-2.928	-2.909
4	-2.928	-2.903
5	-2.925	-2.895
6	-2.923	-2.888

Granger 影响, 这说明通货膨胀率变化能够预测或解释通货膨胀波动性行为。无论是在通货膨胀率的双长

原假设	$F$ -统计量	显著性概率
$\sigma_{\pi}^2$ 非 Granger 影响 $\pi_1$	0.076	0.927
$\pi_1$ 非 Granger 影响 $\sigma_{\pi}^2$	11.75	0.000

记忆性模型中, 还是在通货膨胀率和通货膨胀不确定性的二元 VAR 模型中, 我们都得到了通货膨胀不确定性对通货膨胀率过程没有显著影响的经验结论。这些经验结论与 Friedman(1977) 的推断是相符的, 即通货膨胀率水平的变动诱发了通货膨胀不确定性的加剧, 因此这样的结论支持通货膨胀理论中的 Friedman 假说, 而未支持 Cukierman-Meltzer 假说。

## 五、我国通货膨胀率过程记忆性和相关性检验的主要结论

本文的主要目的是估计和识别驱动产生通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性中存在高度持续性的参数, 并进一步检验我国通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性之间的关系。基于我国月度通货膨胀率数据, 我们获得了以下一些重要的认识和判断。

第一, 我国通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性的时间序列中都存在显著的长记忆性。通过 ARFIMA 过程和 FIGARCH 过程的估计和检验, 我们不仅发现了通货膨胀率过程一阶矩中存在长记忆性行为, 而且在通货膨胀率过程条件二阶矩中也发现了显著的长记忆性行为。因此, 我国通货膨胀率水平与通货膨胀不确定性之间的相关性是在“双长记忆性”基础上形成的, 体现了无论价格水平调整还是价格预期调整都存在一定程度的粘性, 从而导致了我国价格水平变化在通货膨胀和通货紧缩阶段都有一定的持续性。究其形成, 通货膨胀序列的长期记忆性可能是每个要素短期记忆过程的积聚, 另外如果长期通货膨胀依赖于货币供给增长率, 那么货币总量的长期记忆性也会传递到通货膨胀中, 见 Baum 等(1999)。然而, 对通货膨胀不确定性中的长期记忆性, 目前尚无研究对其做出适合的理论解释, 需要研究者探究通货膨胀冲击中异方差的可能理论来源, 这将为通货膨胀动态研究提供非常有用的理论基础。

第二, 无论是利用 ARFIMA-FIGARCH-M 模型获得的条件波动性的非显著“溢出效应”, 还是 Granger 因果关系检验中发现的通货膨胀率水平对通货膨胀不确定性的单向影响, 这些经验证据都支持 Friedman 假说。这意味着高(低)通货膨胀过程将引发强(弱)的通货膨胀不确定性, 因此通货膨胀不确定性与实际通货膨胀率变化正相关。本结论与引言中国内其他学者的发现是一致的, 但本文是基于考虑通货膨胀水平和通货膨胀不确定性均存在长期记忆性下获得的, 经验结论更为松弛、更具一般性。

第三, 我国通货膨胀率水平与货币政策规则、经济周期阶段都有着十分非常密切的联系, 它不仅是一种货币现象, 也是一种周期波动现象。当货币供给增长率变化异常时, 通货膨胀率

水平剧烈波动,这种水平值上的剧烈波动会引起通货膨胀预期的显著变化,从而导致经济非理性的调整,进而对经济增长产生消极影响,因此通货膨胀不确定性便成为了通货膨胀率变化的主要成本来源。在宏观经济调控过程中,由于通货膨胀不确定性经常是在通货膨胀率处于高位时也接近或达到峰值,此时降低通货膨胀率水平势必会进一步促使通货膨胀不确定性的增强,因此在高通货膨胀阶段治理通货膨胀的成本相对较大。因此,政策制定者首先应该考虑维持通货膨胀率的稳定性,从而避免通货膨胀不确定性增加而形成的社会福利损失。

由于我国通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性中都存在显著的长记忆性行为,我国通货膨胀率的动态调整机制就更为复杂。当前通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性都不同程度地依赖于自身较长时期的历史信息,也对未来较长时期的价格变化过程产生一定程度的影响。因此,在经济政策操作时,无论是想降低高位的通货膨胀率水平和减弱强烈的通货膨胀不确定性,还是想刺激低位的通货膨胀率水平和激活惰性的通货膨胀不确定性,都要充分考虑这些过程中长记忆性因素的作用,也要考虑到通货膨胀率水平与通货膨胀不确定性之间的影响方向。这就需要在实施货币政策和选择价格中介目标时,既要考虑政策操作过程的规则性,也要考虑政策期限结构的长期性。

(作者单位:吉林大学数量经济研究中心;责任编辑:蒋东生)

#### 参考文献

- (1) 龚六堂、邹恒甫、叶海云:《通货膨胀与社会福利损失》,《财经问题研究》,2005年第8期。
- (2) 李红梅:《通货膨胀预期不确定性》,《财经问题研究》,1996年第4期。
- (3) 余静文、徐丹:《中国通货膨胀福利损失测算》,《中南财经政法大学研究生学报》,2006年第5期。
- (4) 赵留彦、王一鸣、蔡婧:《中国通胀水平与通胀不确定性:马尔科夫域变分析》,《经济研究》,2005年第8期。
- (5) 周宏山、李琪:《中国通货膨胀率及其波动关系分析》,《经济问题》,2006年第12期。
- (6) Baillie R.T., Bollerslev, T. and Mikkelsen, H., 1996, "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 74, pp.3-30.
- (7) Baillie R.T., Han, Y. W. and Kwon, T. G., 2002, "Further Long Memory Properties of Inflationary Shocks", *Southern Economic Journal*, Vol. 68, No. 3, pp.496-510.
- (8) Ball, L. and Cecchetti, S., 1990, "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp.215-254.
- (9) Banerjee, A., Cockerell, L. and Russell, B., 2001, "An I (2) Analysis of Inflation and the Markup", *Journal of Applied Econometrics*, Sargan Special Issue, 16, pp.221-240.
- (10) Banerjee, A. and Russell, B., 2001, "The Relationship between the Markup and Inflation in the G7 Economies and Australia", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, pp.377-387.
- (11) Baum, Christopher F., John T. Barkoulas and Mustafa Caglayan, 1999, "Persistence in the International Inflation Rates", *Southern Economic Journal*, Vol. 65, pp.900-913.
- (12) Chung, Ch.-F. and Baillie, R.T., 1993, "Small Sample Bias in Conditional Sum-of-squares Estimators of Fractionally Integrated ARMA Models", *Empirical Economics*, Vol. 18, pp. 791-806.
- (13) Conrad, C. and M. Karanasos., 2005, "On the Inflation-uncertainty Hypothesis in the USA, Japan and the UK: A Dual long Memory Approach", *Japan and the World Economy*, Vol. 17, No. 3, pp.327-343.
- (14) Cosimano, T. and Jansen, D., 1988, "Estimates of the Variance of US Inflation Based Upon the ARCH Model", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 20, pp.409-421.
- (15) Cukierman, A. and Meltzer, A., 1986, "A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information", *Econometrica*, Vol. 54, pp.1099-1128.
- (16) Friedman, M., 1977, "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp.451-472.
- (17) Geweke, J. and Porter-Hudak, S., 1983, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 4, pp.221-238.
- (18) Granger, C. W. J. and Joyeux, F., 1980, "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 1, pp.15-29.
- (19) Grier, K. B. and Perry, M.J., 1998, "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, pp.671-689.
- (20) Hassler, U. and Wolters, J., 1995, "Long Memory in Inflation Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp.37-45.
- (21) Holland, S., 1995, "Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, pp.827-837.
- (22) Hwang, Y., 2001, "Relationship Between Inflation Rate and Inflation-uncertainty", *Economics Letters*, Vol. 73, pp.179-186.
- (23) Kim, C. J., 1993, "Unobserved-component time Series Models with Markov-switching Heteroskedasticity: Changes in Regime and the Link Between Inflation and Inflation Uncertainty", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, pp. 341-349.
- (24) Nelson, C. R. and G. W. Schwert, 1977, "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation: on Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant", *American Economic Review*, Vol. 67, pp.478-486.
- (25) Pourgerami, A. and Maskus, K. E., 1990, "Inflation and its Predictability in High-inflation Latin-American Countries: Some Evidence of Two Competing Hypotheses", *Journal of International Development*, Vol. 2, pp.373-379.
- (26) Rose, A. K., 1988, "Is the Real Interest Rate Stable", *Journal of Finance*, Vol. 43, pp.1095-1112.