

我国通货膨胀双长期记忆性及其与不确定性的影响关系研究

刘金全, 郑挺国

(吉林大学数量经济研究中心 吉林长春 130021)

摘要: 本文运用 ARFIMA-FIGARCH 模型对我国 1983 年 1 月至 2005 年 10 月月度同比通货膨胀率进行研究时, 发现我国通货膨胀水平一阶矩和二阶矩都存在显著的长期记忆性, 由此表明通货膨胀水平和通货膨胀不确定性表现出长期记忆性行为; 利用 Granger 因果关系检验通货膨胀与通货膨胀不确定性, 我们发现通货膨胀水平 Granger 影响通货膨胀不确定性, 并由此支持 Friedman 关于两者影响关系的假说。因此对政策制定者而言, 制定政策应该充分考虑通货膨胀和通货膨胀不确定性之间存在的长期记忆性行为和正向影响关系。

关键词: 长期记忆性; 通货膨胀不确定性; ARFIMA 模型; FIGARCH 模型; Granger 因果关系

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

通货膨胀与通货膨胀不确定性是宏观经济学家讨论的热门主题, 许多研究关注它们之间的相互影响关系, 这是因为通货膨胀会导致社会成本和福利损失, 而通货膨胀不确定性会导致市场价格调整经济活动的效率降低。早在 1977 年 Friedman 在他的诺贝尔演讲中就论述了通货膨胀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并因此对未来通货膨胀产生更多的不确定性, 也就是说通过无规律的政策对高通货膨胀的反应将引起大的通货膨胀不确定性, 这意味着它们之间存在一种正相关关系; 同时他还表明通货膨胀体制的不确定性也是通货膨胀和通货膨胀不确定性之间关系的潜在原因。在此之后, 关于通货膨胀与通货膨胀不确定性之间关系的理论和实证研究层出不穷。

然而, 基于不同的数据和不同的时点, 许多研究发现通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的关系是不明确的, 也就是说它们之间的正反影响关系可能都存在或不存在。例如, Pourgerami 和 Maskus(1990)证实了它们之间存在相反影响关系; Engle(1983)和 Cosimano 和 Jansen(1988)发现它们之间几乎不存在因果关系; 而 Bailie、Chung 和 Tieslau (1996)、Conrad 和 Karanasos (2005)则表明在不同国家它们之间的关系明显不同。从理论的角度分析, 通货膨胀与通货膨胀不确定性的这种关系也是不明确的。Cukierman 和 Meltzer(1986)认为由于政策制定者行为, 为刺激产出增长而使货币供给增长和通货膨胀不确定性增加将引起更高的平均通货膨胀率, 而 Holland (1995)表明通过最小化通货膨胀的成本¹而作出紧缩性货币政策反应, 通货膨胀不确定性的增加将引起更低的平均通货膨胀率。因此针对具体数据和具体时间段需要做具体分析。

我国一些学者对通货膨胀和通货膨胀不确定性之间的关系也展开了许多讨论, 并主要认为通货膨胀与通货膨胀不确定性之间存在正相关关系。例如, 赵留彦、王一鸣和蔡婧 (2005)利用马尔可夫转移模型将通货膨胀均值方程和波动分为两个区制, 发现当不确定性处于高波动时, 通货膨胀处于高均值, 即高通货膨胀状态, 相反当不确定性处于低波动时, 通货膨胀处于低均值, 因此检验了通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的这种正相关关系; 全林 (1999)通过引入自回归条件异方差(ARCH)模型发现经济增长与通货膨胀之间并不存在此消彼长的确定关系, 通货膨胀的预期不确定性比高通

货膨胀本身更易造成经济增长的危害；李红梅 (1996)采用 ARCH 模型描述和估计对中国通货膨胀不确定性进行实证分析，并检验发现高通货膨胀引起大的通货膨胀不确定性。然而，上述这些研究都忽视了我国通货膨胀率的真实过程，即可能自身为一个单位根过程或者长期记忆性过程，而且通货膨胀的不确定性也是如此。

本文的研究将主要基于两个方面。首先，分析我国通货膨胀的动态性质。在研究通货膨胀时间序列性质时，许多研究都认为通货膨胀水平伴随一个单位根过程或平稳过程，即 $I(1)$ 或 $I(0)$ 过程。但在目前研究中，所有发现的结果表明传统 ARMA 和 ARIMA 指定不能表示出数据中通货膨胀率的强持续性，并指出分整过程可以很好地刻画这种持续性现象，也就是支持介于 $I(1)$ 和 $I(0)$ 之间存在 $I(d)$ 过程。因此我们考虑由 ARFIMA 过程(或称分整 ARMA 过程)来刻画通货膨胀(即通货膨胀率一阶条件矩)的长期记忆性过程，并同时考虑以 GARCH 过程描述通货膨胀率二阶条件矩的动态，由此刻画通货膨胀不确定性或易变性。不仅如此，我们还以 ARFIMA-FIGARCH 模型进一步分析是否存在通货膨胀不确定性的长期记忆性行为。这种度量通货膨胀水平和通货膨胀不确定性的方法类似于 Baillie、Han 和 Kwon (2002)，他们发现通货膨胀一阶条件矩和二阶条件矩中均存在十分显著的持续性，引入 ARFIMA-FIGARCH 模型可以灵活处理通货膨胀中的双长期记忆性，这里的 FIGARCH 过程又称分整 GARCH 过程。

其次，研究我国通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的因果影响关系。我们主要采取两种方法。一种是上述模型的扩展，称之为 ARFIMA-FIGARCH-M 模型，也就是在通货膨胀均值方程中引入通货膨胀不确定性的因素，通过模型的参数估计进一步判断通货膨胀不确定性是否影响通货膨胀率水平，从而验证上述第二种理论观点。第二种是 Granger 因果关系方法，主要是确定通货膨胀和通货膨胀不确定性因果关系的方向。在 Grier 和 Perry(1998)、Fountas 和 Karanasos(2004)和 Conrad 和 Karanasos(2005)研究中，他们使用从 GARCH 类模型估计的条件方差作为通货膨胀不确定性，并运用 Granger 因果关系方法检验通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的因果关系方向。因此通过 Granger 因果关系方法，我们可以检验我国通货膨胀与通货膨胀不确定性的真实关系。

此外，本文的其他部分安排如下：第二部分简要描述我国通货膨胀率的数据特征，并结合单位根检验和自相关性分析；第三部分给出了刻画双长期记忆性和估计通货膨胀不确定性的经济计量方法，主要讨论 ARFIMA-GARCH 模型和 ARFIMA-FIGARCH 模型；在第四部分中，分别运用扩展模型 ARFIMA-FIGARCH-M 模型和 Granger 方法识别我国通货膨胀和通货膨胀不确定性之间的确切关系，并进行相应的结果分析；最后部分为本文的基本结论。

2 通货膨胀率的数据特征

2.1 数据

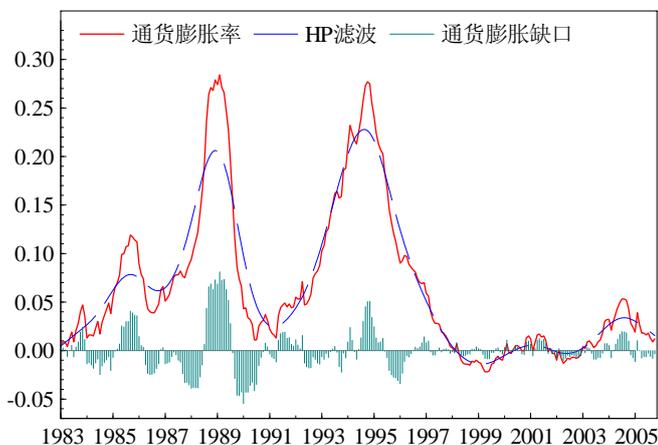


图1—我国通货膨胀率(1983年1月至2005年10月)

从图1中可以看出,我国从1983年至2005年共发生四次高峰期通货膨胀,分别在1985年底、1989年初、1994年底和2004年底,其中中间两次为较严重的高通货膨胀。特别地,从1997年中后期开始进入轻微通货紧缩时期,直到2003年下半年止通货膨胀率又开始攀升。而且,从图1中可以看出通货膨胀率处于高通货膨胀时,其变化程度(即通货膨胀缺口,它等于通货膨胀减去HP滤波)也随之增加,这也就表明我国通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间必然存在着一种联系。因此,如何准确度量通货膨胀不确定性便是我们进一步研究其与通货膨胀之间关系的前提。

2.2 单整检验和长期记忆性

在研究月度通货膨胀的单变量时间序列属性中,很多研究关注冲击的持续性程度,并讨论在通货膨胀率中可能存在一个单位根,如Nelson和Schwert(1977)、Ball和Cecchetti(1990)和Kim(1993)发现在通货膨胀率中存在一个单位根。然而,正如前言所述,I(0)过程表明单位标准差的冲击路径将以指数衰减到0,收敛速度很快,而I(1)过程表明单位标准差的冲击具有永久持续性,这两种过程都是比较极端的,因此更多的近期研究结果表明I(d)过程更适合刻画通货膨胀率的动态性质,如Hassler and Wolters(1995)、Baillie、Chung和Tieslau(1996)和Baum、Barkoulas和Caglayan(1999)和Conrad和Karanasos(2005)。

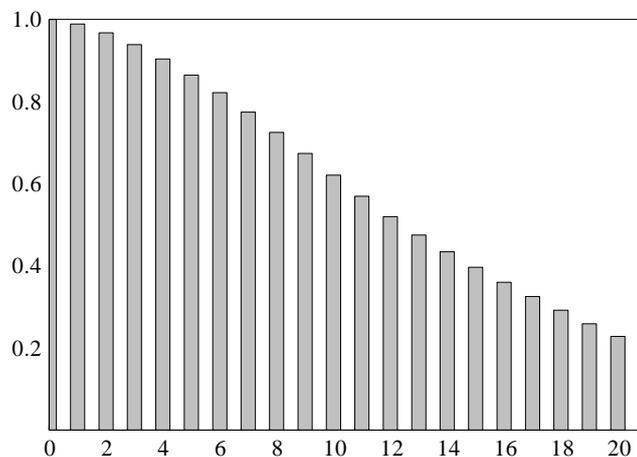


图2-通货膨胀率滞后20阶的自相关函数

首先,我们用ADF单位根检验方法对通货膨胀率进行单整检验,结果表明ADF统计量为-2.035大于10%水平的临界值-2.572,对应P值为0.272,因此我国通货膨胀率过程为非单整过程。其次,我们用Geweke和Porter Hudak(1983)提出关于时间序列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存在显著的长期记忆性特征。

最后,图2进一步给出了通货膨胀率序列20期滞后的自相关函数(阴影所示),结果证实了存在长期记忆性的结论,并表明通货膨胀率的自相关函数没有显示出指数衰减,而是类似双曲率衰减,这种双曲率衰减的性质也不同于单整过程的永久持续性。

2.3 ARFIMA 过程

由前面长期记忆性的检验结果,本文对我国通货膨胀率的研究将主要集中于刻画通货膨胀水平一阶矩长期持续性的I(d)过程,并对均值方程采用Granger和Joyeux(1980)和Hosking(1981)提出的分整ARMA或ARFIMA过程描述,其形式如下:

$$\phi(L)(1-L)^d \pi_t = c + \theta(L)\epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t \sim iidN(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

其中 π_t 代表通货膨胀率, c 为常数, d_m 为均值方程的记忆参数, $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ 、 $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$ 分别为滞后多项式, 所有根都落在单位圆外, 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:

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

其中 Γ 为伽马函数。ARFIMA 过程用 $p+q$ 个参数描述过程的短记忆性特征, 以参数 d 反映过程的长记忆性特征。如果 $-0.5 < d \leq 0$, 那么序列为平稳序列, 不具有记忆性; 如果 $0 < d < 0.5$, 那么序列为平稳序列, 具有有限方差和长期记忆性; 如果 $0.5 \leq d < 1$, 那么序列为非平稳序列, 具有无限方差和持久记忆性, 但记录了均值回归过程; 最后, 如果 $d > 1$, 那么表明序列不会回复到它的均值。

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。

以我国通货膨胀率数据, 我们对 ARFIMA(p, d, q) 均值过程的各个滞后阶数进行了模拟并基于 AIC 和 SC 信息准则进行模型选择, ARFIMA 模型具体形式由式(1)和式(2)给出。在表 3 中, 估计结果表明当 $p=q=1$ 时, 模型最优, 此时记忆参数估计值 \hat{d}_m 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长期记忆性即 $d_m = 0$ 的假设检验, 似然比统计量为 42.113, 对应的 P 值为 0.000, 因此表明通货膨胀水平存在长期记忆性。

3 通货膨胀不确定性的经济计量

大多数研究都是以 ARCH 过程或 GARCH 过程来刻画通货膨胀水平的二阶矩, 并由此度量通货膨胀的不确定性, 具体研究见 Baillie、Chung 和 Tieslau (1996)、Baillie、Han 和 Kwon (2002)、Hwang (2001)、Conrad 和 Karanasos (2005)、全林 (1999) 和李红梅 (1996) 等。因此, 本文以 GARCH 类过程来刻画通货膨胀水平二阶矩的大小, 主要考虑不确定性与通货膨胀水平变动滞后期和其自身滞后值相关。

3.1 ARFIMA-GARCH 模型

Baillie、Chung 和 Tieslau (1996) 运用 ARFIMA-GARCH 模型研究多个国家的通货膨胀率动态时发现通货膨胀率一阶矩具有长期记忆性, 以条件异方差表示的二阶矩可以用来度量通货膨胀的不确定性。采用相同的 ARFIMA-GARCH 类模型, Hwang (2001) 也发现在对美国月度通货膨胀数据通货膨胀动态的长期记忆性质。

一般地, GARCH(m, n) 过程可表示为:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha(L)\epsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad (4)$$

其中 α_0 为常数, $\alpha(L) = \alpha_1 L - \dots - \alpha_m L^m$ 和 $\beta(L) = \beta_1 L - \dots - \beta_n L^n$ 是滞后多项式, $\alpha_i, \beta_j \geq 0$

且 $0 \leq \sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \leq 1$ 。(4)式中的条件异方差 σ_t^2 表示通货膨胀不确定性，这表明通货膨胀不确定性是依赖于过去新息和自己的滞后值。由(1)–(4)式，我们就获得了一般化 ARFIMA-GARCH 模型的表示。

我们采用 Chung 和 Baillie (1993) 提出的条件平方和 (CSS) 方法² 对 ARFIMA(1, \hat{d}_m , 1)-GARCH(1,1)模型进行了估计，模型参数结果如下：

$$(1 - 0.930L)(1 - L)^{\hat{d}_m} \pi_t = 2.5 \times 10^{-5} + (1 - 0.081L)\epsilon_t, \quad \hat{d}_m = 0.461$$

(23.610) (0.055) (0.559) (2.948)

$$\sigma_t^2 = 6 \times 10^{-6} + 0.134\epsilon_{t-1}^2 + 0.800\sigma_{t-1}^2$$

(1.918) (2.933) (13.175)

log-likelihood = 920.510

其中 (·) 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 $0 < \hat{d}_m < 0.5$ ，表明通货膨胀均值方程存在显著的长期记忆性。这里可以注意到考虑 GARCH 过程后，记忆性参数估计值减小，对数似然值显著增加，说明考虑通货膨胀水平的二阶矩将会使均值方程长期记忆性更为准确，模型效果大为提高。另外，我们还分别获得残差 $\{\epsilon_t\}$ 序列、标准化残差 $\{\epsilon_t / \sigma_t\}$ 序列和标准化残差平方 $\{(\epsilon_t / \sigma_t)^2\}$ 序列的 Ljung-Box 统计量，对残差 $\{\epsilon_t\}$ 序列的统计量 $Q(12)$ 和 $Q(24)$ 分别为 32.494 和 43.599，对应的 P 值为 0.001 和 0.009；对标准化残差序列，其统计量 $Q(12)$ 和 $Q(24)$ 分别为 23.744 和 30.891，对应的 P 值为 0.022 和 0.157；而对标准化残差平方序列，其统计量 $Q(12)$ 和 $Q(24)$ 分别为 27.606 和 34.924，对应的 P 值为 0.006 和 0.070。这些结果表明在考虑 GARCH 过程的条件异方差之后，模型估计结果中标准化残差序列及其平方序列仍具有很强的序列相关性。因此，我们对通货膨胀率过程考虑 ARFIMA(1, d , 1)-GARCH(1,1)模型是不充分的。

然而，从上述结果我们还可以看出除均值方程表现出较强长期记忆性外，模型的条件异方差过程也表现很强的持续性，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，一方面这表明通货膨胀率的二阶条件矩可能含有单整 GARCH(IGARCH) 行为。例如 Baillie、Chung 和 Tieslau (1996) 表明通货膨胀序列对十个国家来说在条件方差中具有完全持续性；另外，它可能掩盖了 GARCH 过程可能存在长期记忆性的基本事实。Baillie、Bollerslev 和 Mikkelsen (1996) 运用蒙特卡罗模拟发现当数据显示条件方差存在长期记忆性行为时，很容易将它解释为 IGARCH 行为。因此，Baillie、Han 和 Kwon (2002) 首先运用 ARFIMA-FIGARCH 过程并发现在通货膨胀水平的一阶和二阶条件矩中同时存在长期记忆性质。

3. 2 ARFIMA-FIGARCH 过程

为捕捉波动过程的长期记忆性行为，Baillie、Bollerslev 和 Mikkelsen (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 $(1 - L)^d$ ， $0 < d < 1$ ，由此提出了具有长期记忆性的 GARCH 模型，模型形式如下：

$$\xi(L)(1 - L)^d \epsilon_t^2 = \omega + (1 - \varsigma(L))v_t, \quad v_t = \epsilon_t^2 - \sigma_t^2$$

其中 ω 为常数项， $\xi(L) = 1 - \xi_1 L - \dots - \xi_p L^p$ ， $\varsigma(L) = \varsigma_1 L + \dots + \varsigma_q L^q$ ，其中 $0 \leq \sum_{i=1}^m \xi_i \leq 1$ ，

$0 \leq \sum_{j=1}^n \varsigma_j \leq 1$ 。显然, 上述 FIGARCH 模型涵括了当 $d_v = 0$ 或 $d_v = 1$ 时的 GARCH 和 IGARCH 模型。为更好地理解模型的性质, 我们将 FIGARCH(p, d, q) 模型重新表示为:

$$\sigma_t^2 = \omega + \varsigma(L)(\sigma_t^2 - a_t^2) + (1 - \xi(L)(1 - L)^{d_v})a_t^2 \quad (5)$$

其中 $(1 - L)^{d_v}$ 同 ARFIMA 模型中的 $(1 - L)^{d_m}$ 多项式展开表达式一样, 均由式(3)定义。在 FIGARCH 过程中, 过去新息对当前条件方差的影响随滞后阶长度以双曲率逐渐消失, 这完全不同于 GARCH 和 IGARCH 模型, 在 GARCH 模型中过去新息平方对当前条件方差的影响随滞后长度以指数衰减, 而在 IGARCH 模型中对任何滞后长度影响始终存在。因此, FIGARCH 模型捕捉波动动态结构中要比 GARCH 过程和 IGARCH 过程更好。

结合式(1)、(2)、(3)和(5), 我们就获得了 ARFIMA-FIGARCH 模型。这个模型不仅可以度量我国通货膨胀率一阶矩的长期记忆性, 而且可以度量通货膨胀率二阶矩的长期记忆性。因此, 通过这个模型我们既可以刻画我国通货膨胀和通货膨胀不确定性的双长期记忆性特征, 又可以准确地刻画通货膨胀不确定性。

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

$$\begin{aligned} (1 - 0.933L)(1 - L)^{\hat{d}_m} \pi_t &= -7 \times 10^{-6} + (1 - 0.036L)\epsilon_t, & \hat{d}_m &= 0.413 \\ (26.733) & & (-0.016) & & (0.303) & & (3.179) \\ \sigma_t^2 &= 3 \times 10^{-6} + 0.825(\sigma_t^2 - a_t^2) + (1 - 0.440(1 - L)^{\hat{d}_v})a_t^2, & \hat{d}_v &= 0.737 \\ (1.866) & & (9.415) & & (2.583) & & (2.955) \end{aligned}$$

其中 (\cdot) 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, 其中记忆参数 $0 < \hat{d}_m < 0.5$, $0 < \hat{d}_v < 1$, 这表明通货膨胀均值方程和波动方程均存在显著的长期记忆性, 也就是说我国通货膨胀率和通货膨胀不确定均存在长期记忆性。另外, 我们还分别获得残差 $\{\epsilon_t\}$ 序列、标准化残差 $\{\epsilon_t / \sigma_t\}$ 序列和标准化残差平方 $\{(\epsilon_t / \sigma_t)^2\}$ 序列的 Ljung-Box 统计量, 对残差 $\{\epsilon_t\}$ 序列的统计量 $Q(12)$ 和 $Q(24)$ 分别为 34.255 和 44.978, 对应的 P 值为 0.001 和 0.006, 这表明残差序列存在强烈的序列相关性; 对标准化残差序列, 其统计量 $Q(12)$ 和 $Q(24)$ 分别为 19.465 和 26.315, 对应的 P 值为 0.078 和 0.337, 这表明标准化残差序列不存在序列相关性; 而对标准化残差平方序列, 其统计量 $Q(12)$ 和 $Q(24)$ 分别为 17.278 和 21.902, 对应的 P 值为 0.139 和 0.585, 这表明考虑条件异方差后的二阶矩不存在序列相关性。因此, 我们用 ARFIMA(1, $d, 1$)-FIGARCH(1,1) 模型考虑通货膨胀率过程是完备的。

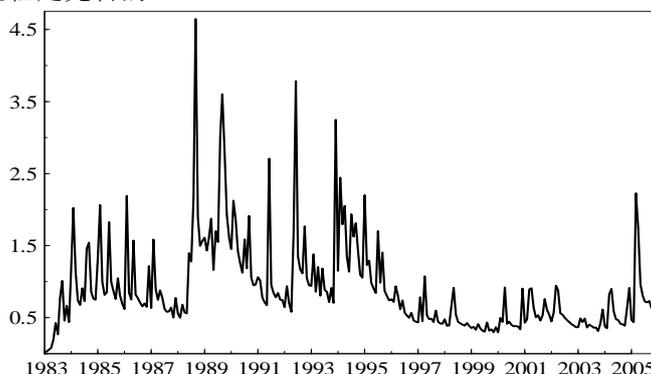


图3-通货膨胀不确定性(条件异方差 $\times 10^{-4}$)

通过这个模型的估计, 我们可继续获得条件异方差 σ_t^2 的估计结果, 并以此结果作为通货膨胀不确定性的度量, 见图 3。可以看出, 我国通货膨胀水平与通货膨胀不确定性有着极为相似的变化趋势, 当通货膨胀处于较高水平时, 通货膨胀不确定性也处于较高水平, 相反在通货膨胀处于较低水平时, 通货膨胀不确定性也处于较低水平。特别地, 我国在 1989 年左右和 1995 年左右经历的两次严重通货膨胀, 通货膨胀不确定性也表现出较大的不确定性。另外, 我们对通货膨胀率序列和 ARFIMA-FIGARCH 模型获得的通货膨胀不确定性序列进行了相关性分析, 它们之间的相关系数为 0.529, 显然表明存在较强的正相关关系, 但我们无法直接确定它们之间的影响方向, 必须运用更为复杂的经济计量方法去度量两者之间的确切影响关系。

4 通货膨胀与通货膨胀不确定性的影响关系

为研究我国通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的确切关系, 我们采取两种办法: 其一是对 ARFIMA-FIGARCH 模型的扩展, 将度量通货膨胀不确定性的条件异方差引入到均值方程中, 运用 ARFIMA-FIGARCH-M 模型检验通货膨胀不确定性是否影响通货膨胀; 其二是采用 Granger 因果关系方法检验通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的准确关系。

4. 1 ARFIMA-FIGARCH-M 模型

在金融时间序列中, 证券收益率可能依赖于其波动性, 由此 Engle、Lilien 和 Robins (1987) 提出了 GARCH-M 模型来刻画时间序列受自身方差影响的特征。我们将这种方法用来考虑通货膨胀不确定性是否影响通货膨胀水平, 并由此将 ARFIMA-FIGARCH 模型改进为 ARFIMA-FIGARCH-M 模型, 模型的均值方程为

$$\phi(L)(1-L)^{d_m} \pi_t = c + \rho \sigma_t^2 + \theta(L) \epsilon_t \quad (6)$$

其中 σ_t^2 为 FIGARCH 过程的条件异方差, ρ 刻画了通货膨胀不确定性对通货膨胀水平的影响。模型的波动方程由式(5)给出, 且 $\epsilon_t \sim iidN(0, \sigma_t^2)$ 。

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

$$(1 - 0.936L)(1 - L)^{d_m} y_t = 2.4 \times 10^{-4} - 3.593\sigma_t^2 + (1 - 0.048L)\epsilon_t, \quad \hat{d}_m = 0.4209$$

(23.686) (0.345) (-0.393) (0.307) (2.729)

$$\sigma_t^2 = 3 \times 10^{-6} + 0.820(\sigma_t^2 - a_t^2) + (1 - 0.442(1 - L)^{d_v}) a_t^2, \quad \hat{d}_v = 0.724$$

(1.773) (8.848) (1.860) (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不影响通货膨胀水平。通过这个结果, 我们还发现均值方程引入条件异方差后, 模型估计效果明显降低, 而且参数估计值的 T 统计量都明显低于前面对 ARFIMA-FIGARCH 模型估计值的 T 统计量。

4. 2 Granger 因果关系的计量检验

在这一部分, 我们将运用 Granger 因果关系检验来证明通货膨胀水平和通货膨胀不确定性之间存在的确切影响关系。由 Granger (1969)对因果关系的定义, 我们用下面的双变量自回归模型来检验通货膨胀水平和通货膨胀不确定性之间的因果关系:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \sigma_t^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_\pi \\ c_h \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \sigma_{t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(2)} & \phi_{12}^{(2)} \\ \phi_{21}^{(2)} & \phi_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-2} \\ \sigma_{t-2}^2 \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-p} \\ \sigma_{t-p}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

其中 ϵ_{1t} 和 ϵ_{2t} 分别为第一个变量方程和第二个变量方程的残差, 为非相关的扰动项, c_π 和 c_h 均

为常数项。从前面的结果可以得出, 序列 $\{\pi_t\}$ 和 $\{\sigma_t^2\}$ 都是平稳序列, 因此满足向量自回归模型的平稳性条件。由方程(7)定义的向量自回归模型描述了通货膨胀水平与通货膨胀不确定性之间的短期动态, 同时结合了包含在残差中的长期信息。

由于 Granger 因果关系检验对滞后期选择非常敏感, 因此我们首先要用 AIC 准则和 SC 准则确定模型的滞后长度。表 2 结果表明当滞后长度 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 $p = 2$ 。也就是说, 我们建立用来检验通货膨胀水平和通货膨胀不确定性的向量自回归模型的滞后阶数为 2。

表 2 VAR 模型滞后阶数选择

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

然后依次对每个子方程进行线性回归分析。一是检验通货膨胀不确定性是否 Granger 影响通货膨胀水平。我们建立原假设为通货膨胀不确定性非 Granger 影响通货膨胀水平的假设检验, 并对模型(7)式中加以限制 $\phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = 0$ 。在表 3 中, 结果表明通货膨胀不确定性(*inf_un*)非 Granger 影响通货膨胀水平(*inf*)的 F 统计量不显著, 因此认为通货膨胀不确定性对通货膨胀水平没有解释能力。这个结果与前面 ARFIMA-FIGARCH-M 模型的结果相同。二是检验通货膨胀水平是否影响通货膨胀不确定性。同理可得, 表 3 结果表明通货膨胀水平(*inf*)非 Granger 影响通货膨胀不确定性(*inf_un*)的 F 统计量显著, 因此拒绝原假设并认为通货膨胀水平对通货膨胀不确定性具有较强解释能力。

表 3 Granger 因果关系检验结果

原假设	F 统计量	P 值
<i>inf_un</i> 非 Granger 影响 <i>inf</i>	0.076	0.927
<i>inf</i> 非 Granger 影响 <i>inf_un</i>	11.753	0.000

从本文分析结果来看, 我国通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的真实关系支持 Friedman 假说, 也就是说通货膨胀水平的变动引起了通货膨胀的不确定性。这就解释了我国几次高峰通货膨胀率引起较大通货膨胀不确定性, 而低通货膨胀或通货紧缩时通货膨胀不确定性水平相对较小的原因。这个结果进一步证实很多研究发现的有趣事实, 即对大多数国家而言只要经历过较高的通货膨胀, 通货膨胀的变化就可能显著影响通货膨胀的不确定性, 而对日本、英国等一些低通货膨胀国家, 通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的关系并不明确³。

5 基本结论和政策建议

本文运用我国月度通货膨胀率数据研究通货膨胀和通货膨胀不确定性之间的关系, 并由此检验两种不同经济学理论假设, 分别是 Friedman 假说和 Cukierman-Meltzer 假说。在研究过程中, 我们获得了一些新的发现: 1. 我国通货膨胀水平和通货膨胀不确定性都存在显著的长期记忆性。通过 ARFIMA 过程和 FIGARCH 过程, 我们不仅在通货膨胀一阶矩中发现长期记忆性行为, 而且在通货膨胀二阶矩中也发现显著的长期记忆性行为。因此我们不仅精确地描述了我国通货膨胀率的真实过程, 也利用具有长期记忆性的 GARCH 过程度量了我国的通货膨胀不确定性; 2. 我国通货膨胀水平和通货膨胀不确定性之间的真实关系支持 Friedman 假说。运用 ARFIMA-FIGARCH-M 模型和 Granger 因果检验方法, 我们证实通货膨胀不确定性非 Granger 影响通货膨胀水平, 而通货膨胀水平 Granger 影响通货膨胀不确定性。也就是说, 高(低)通货膨胀率引起大(小)的通货膨胀不确定性,

并因此表明通货膨胀不确定性与通货膨胀正相关，而与实际经济行为逆相关。

我国通货膨胀水平与货币政策、经济增长有着非常密切的联系，它不仅是一种货币现象，而且是一种宏观经济的总体行为。当货币供给增长异常时，通货膨胀水平剧烈波动，而通货膨胀不确定性便成为通货膨胀的成本，这种水平上的剧烈波动会引起人们的心理预期变化较大，从而会对经济增长产生消极影响。对政府而言，通货膨胀不确定性总是在通货膨胀处于高位时达到峰值，为降低通货膨胀水平势必会引起通货膨胀不确定性的增强，因此在高通货膨胀水平时消除通货膨胀的代价相对较大。因此政策制定者首先应该是维护通货膨胀的稳定性，避免通货膨胀不确定性的增加。

另外，我国通货膨胀水平和通货膨胀不确定性都具有明显的长期记忆性行为，由此使得通货膨胀过程变得更为复杂化。通货膨胀水平和通货膨胀不确定性都不同程度地依赖其自身较长时期的历史信息，而且两者之间存在影响关系。这也表明当期的通货膨胀水平必然影响一段时间之后的通货膨胀水平，而且当期的通货膨胀不确定性也必然影响一段时间之后的通货膨胀不确定性。对政策制定者而言，无论是想消除处于高位的通货膨胀和通货膨胀不确定性，还是想刺激低位的通货膨胀和通货膨胀不确定性，都要充分考虑长期记忆性因素。因此，政策制定者在控制通货膨胀过程中采取的政策应该长期的、坚定不移的。

参考文献

- [1] 李红梅: 通货膨胀预期不确定性,《财经问题研究》1996年04期。
- [2] 全林: 通货膨胀的预期不确定性,《上海交通大学学报》1999年10期。
- [3] 赵留彦、王一鸣、蔡婧: 中国通胀水平与通胀不确定性:马尔柯夫域变分析,《经济研究》2005年08期。
- [4] Baillie R.T., 1996. Long memory processes and fractional integration in econometrics. *Journal of Econometrics* 73, 5-59.
- [5] Baillie R.T., Chung, C., Tieslau, M., 1996. Analyzing inflation by the Fractionally Integrated Arfima-Garch Model. *Journal of Applied Econometrics*, Volume 11, Issue 1, 23-40.
- [6] Baillie R.T., Bollerslev, T., Mikkelsen, H., 1996. Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 74, 3-30.
- [7] Baillie R.T., Han, Y.W., Kwon, T.-G., 2002. Further long memory properties of inflationary shocks. *Southern Economic Journal* 68 (3), 496-510.
- [8] Ball, L., Cecchetti, S., 1990. Inflation and uncertainty at short and long horizons. *Brookings Papers on Economic Activity*, 215-254.
- [9] Baum, C.F., Barkoulas, J.T., Caglayan, M., 1999. Persistence in the international inflation rates. *Southern Economic Journal* 65, 900-913.
- [10] Chung, Ch.-F., Baillie, R.T., 1993. Small sample bias in conditional sum-of-squares estimators of fractionally integrated ARMA models. *Empirical Economics* 18, 791-806.
- [11] 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*, 17(3), 327 - 343.
- [12] Cosimano, T. and Jansen, D., 1988. Estimates of the variance of US inflation based upon the ARCH model. *Journal of Money, Credit, and Banking* 20, pp. 409-421.

- [13] Cukierman, A. and Meltzer, A., 1986. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica* 54, pp. 1099–1128.
- [14] Engle, R. F., 1983, Estimates of the Variance of US Inflation Based on the ARCH Model, *Journal of Money, Credit and Banking* 15, 286–301.
- [15] Engle, R. F., Lilien, D. M. and Robins, R. P. 1987, Estimating Time-varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model, *Econometrica* 55, 391–408.
- [16] Fountas, S., Ioannidi, A., Karanasos, M., 2004. Inflation, inflation-uncertainty, and a common European monetary policy. *Manchester School* 72 (2), 221–242.
- [17] Fountas, S., Karanasos, M., 2004. Inflation, output growth, and nominal and real uncertainty: evidence for the G7. Unpublished.
- [18] Grier, K. and Perry, M., 1998. On inflation and inflation-uncertainty in the G7 countries. *Journal of International Money and Finance* 17, pp. 671–689.
- [19] Geweke, J., Porter-Hudak, S., 1983. The estimation and application of long memory time series models. *Journal of time series analysis* 4, 221–238.
- [20] Granger, C.W.J., 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 424–438.
- [21] Granger, C.W.J., Joyeux, F., 1980. An introduction to long memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis* 1, 15–29.
- [22] Hassler, U. and Wolters, J., 1995. Long memory in inflation rates. *Journal of Business and Economic Statistics* 13, pp. 37–45.
- [23] Holland, S., 1995. Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering. *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, pp. 827–837.
- [24] Hwang, Y., 2001. Relationship between inflation rate and inflation-uncertainty. *Economics Letters* 73, pp. 179–186.
- [25] Hosking, J.R.M., 1981. Fractional differencing. *Biometrika* 68, 165–176.
- [26] 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* 11, 341-349.
- [27] 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* 67, 478-486.
- [28] Pourgerami, A., Maskus, K. E., 1990. Inflation and its predictability in high-inflation Latin-American countries: some evidence of two competing hypotheses-a research note. *Journal of International Development* 2, 373-379.

英文标题与摘要:

Dual long memory of inflation and test of relationship between inflation and inflation uncertainty

Jinquan Liu and Tingguo Zheng

(Jilin University Quantitative Research Center of Economics, Jilin, 130021)

Abstract: This paper investigates monthly inflation rate of China from January 1983 to October 2005 using ARFIMA-FIGARCH model and find that both one-moment and two-moment of inflation rate have significant long memory indicating existence of long memory properties in inflation level and inflation uncertainty. Through Granger-causality test of inflation and inflation uncertainty, we find that inflation level affects inflation uncertainty and hence supports Friedman hypothesis. Therefore, as for policy maker, they ought to fully consider long memory properties of inflation and inflation uncertainty, and positive relationship between them.

Keywords: Long memory; inflation uncertainty; ARFIMA model; FIGARCH model; Granger-causality

收稿日期: 2006-2-10

基金项目: 吉林大学“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)、吉林大学人文社会科学精品项目(2003JP005)。

作者简介: 刘金全(1964年-), 吉林大学数量经济研究中心教授, 经济学博士, 博士研究生导师; 郑挺国(1979年-), 吉林大学数量经济专业博士研究生。

¹ 一般而言, 如果大的不确定性总是伴随着高通货膨胀发生, 那么通货膨胀不确定性的成本可简单视为通货膨胀的成本。

² Chung 和 Baillie (1993)提出的条件平方和(CSS)估计方法, 是基于 Sowell(1992)参数方法和时间域推导的渐近等价于极大似然估计的方法。

³ 见 Baillie 等 (1996b)、Grier 和 Perry (1998)、Hwang (2001)、Fountas 和 Karanasos (2004)、Conrad 和 Karanasos (2005)等。