

□数量经济理论及应用

我国通货膨胀率及通货膨胀不确定性的持续性和记忆性检验

刘金全 隋建利

【摘要】运用 ARFIMA-FIGARCH 模型对我国 1983 年 1 月至 2008 年 5 月期间通货膨胀率的动态过程进行了检验,我们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双长期记忆性行为;通过构造 VAR 模型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】通货膨胀率;通货膨胀不确定性;ARFIMA-FIGARCH 模型;VAR 模型

【基金项目】吉林大学“985 工程”和“211 工程”项目;国家自然科学基金项目(70971055);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(08JJD790133);教育部人文社会科学研究应急项目(2009JYJR014);吉林大学“985 工程”研究生创新基金重点项目(20081101)

【收稿日期】2009-09-02

【作者简介】刘金全,吉林大学商学院暨数量经济研究中心教授,商学院院长。(长春 130012)

一、引言

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。Friedman 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。^[1]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。在相关经验研究中, Cosimano 和 Jansen 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;^[2] Pourgerami 和 Maskus 的研究认为,存在通货膨胀不确定性对通货膨胀率的正向影响关系;^[3] Zeynel 和 Mahir 的研究发现了更为缺乏稳健性的结论,他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;^[4]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 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及预期, 因此理论上存在不确定性(波动率)对通货膨胀率的正向“溢出效应”(即 Cukierman-Meltzer 假说);^[5]与此相反, Holland 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, 由于此时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。^[6]

国内的相关经验研究大多认为通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间存在正相关关系, 即高通货膨胀率会引起高通货膨胀率波动。例如, 李红梅采用 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, 这也意味着通货膨胀不确定性与通货膨胀之间存在正相关关系;^[7]赵留彦等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, 检验发现了两者之间存在正相关关系;^[8]周宏山和李琪运用 GARCH 和 TGARCH 模型对我国 1993 年至 2004 年月度通货膨胀率数据进行检验, 结果也表明两者之间的正相关性。^[9]

需要注意到, 由于通货膨胀率单变量时间序列往往表现出较强的持续性, 因此需要对通货膨胀率变化过程加以更为具体的刻画。虽然 Grier 和 Perry 的一些研究表明通货膨胀率是一个平稳过程^[10], 但更多研究发现在通货膨胀率中存在一个单位根, 如 Banerjee 等的研究^[11]。而另外的一些经验证据表明, 通货膨胀率序列为具有分整性质或长期记忆性, 例如 Baillie 等以及 Baum 等均发现了通货膨胀序列存在分数根。^[12-13]不仅如此, 在 Baillie 等以及 Zeynel 和 Mahir 的研究中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。^[14,4]但尚无针对我国通货膨胀率进行的这种双重长记忆性的经验研究。

鉴于此, 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, 我们在采用 ARFIMA 过程作为通货膨胀率水平值或者一阶矩测度的同时, 采用与此相匹配的 FIGARCH 过程描述通货膨胀率过程的二阶条件矩的动态机制, 这样就可以同时度量 and 检验通货膨胀率与通货膨胀不确定性中存在的“双长记忆性”行为; 其次, 通过构建 VAR 模型, 利用 Granger 影响关系检验方法以及脉冲响应函数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, 并获得了两者之间关联性的经验证据及经济政策启示。

二、我国通货膨胀率及通货膨胀不确定性的持续性和记忆性模型

我们首先描述我国通货膨胀率动态过程的波动特征, 进而通过构建时间序列动态模型, 来检验我国通货膨胀率及通货膨胀不确定性的双长记忆性。

(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 月至 2008 年 5 月, 共 305 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(π_t)是居民消费物价指数同比变化的百分比率。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由 HP-滤波获得, 图中的柱形图表示通货膨胀率缺口, 即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 年至 2008 年 5 月期间, 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, 1996 年经

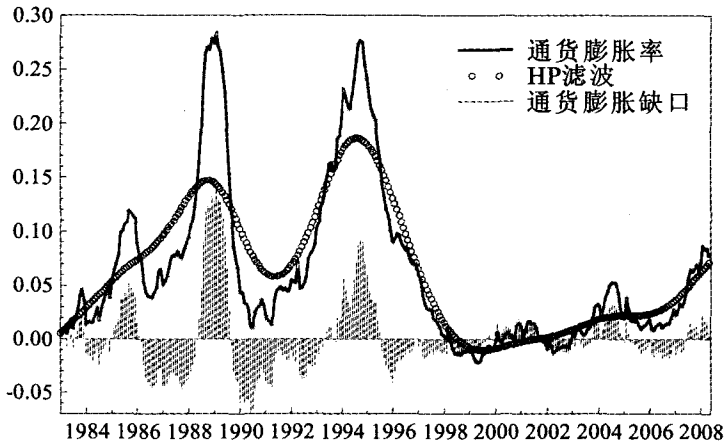


图1 我国通货膨胀率(1983年1月—2008年5月)

济实现“软着陆”以后，从1997年中后期开始，我国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2007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。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) 通货膨胀及通货膨胀不确定性的长期记忆性分析方法

长期记忆性效应表现为一个序列的自相关函数缓慢衰减，这种衰减过程服从幂法规则（呈双曲线），与自相关函数中呈几何衰减的短期记忆性过程（如ARMA过程）相比，其衰减速度要缓慢得多。

(1) ARFIMA 模型

Granger 和 Joyeux 以及 Hosking 等基于分数差分噪声（Fractional Differential Noise）模型提出了 ARFIMA 模型^[15-16]，该模型由于能够模拟经济时间序列中出现的强持续性和长记忆性，被广泛应用于经济和金融研究领域，常见的线性 ARFIMA (p, d, q) 模型定义如下：

$$\phi(L)(1-L)^d(\pi_t - \mu) = \theta(L)u_t \quad (1)$$

其中， $\phi(L) = 1 - \phi_1L - \dots - \phi_pL^p$ 和 $\theta(L) = 1 - \theta_1L - \dots - \theta_qL^q$ 分别为 p 阶和 q 阶滞后多项式，L 为滞后算子，其所有特征根均在单位圆外， π_t 为可观测样本序列， μ 为均值，扰动项 $u_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ ，分整算子 $(1-L)^d$ 可由二项式进行展开：

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

其中， Γ 为伽玛函数，用 p+q 个参数描述 ARFIMA (p, d, q) 过程的短记忆性特征，用参数 d 反映过程的长记忆性特征。当 $-0.5 < d \leq 0$ 时，序列平稳不具有记忆性；当 $0 < d < 0.5$ 时，序列平稳具有有限方差和长期记忆性；当 $0.5 \leq d < 1$ 时，序列非平稳具有无限方差和持久记忆性，但记录了均值回归过程；当 $d > 1$ 时，序列将不会回复到其均值水平。

(2) FIGARCH 模型

为了捕捉时间序列波动的长期记忆性，Baillie 等通过将 IGARCH 模型中的一阶差分算子 $(1-L)$ 替换为分数差分算子 $(1-L)^d$ ， $0 < d < 1$ ，提出了具有长期记忆性的 FIGARCH (r, d, s) 模型^[12]，其形式如下：

$$\alpha(L)(1-L)^d u_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t, \quad v_t = u_t^2 - \sigma_t^2 \quad (3)$$

或表示为:

$$(1 - \beta(L))\sigma_i^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \alpha(L)(1 - L)^d]u_i^2 \quad (4)$$

其中, $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_r L^r$, $\beta(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_s L^s$ 。对所有 $i = 1, \dots, r$ 和 $j = 1, \dots, s$ 有 $\alpha_i > 0$, $\beta_j > 0$, 且满足平稳性条件: $0 \leq \sum_{i=1}^r \alpha_i \leq 1$, $0 \leq \sum_{j=1}^s \beta_j \leq 1$ 。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, 分整算子 $(1 - L)^d$ 同 ARFIMA 模型的多项式展开表达式 (2) 相同。若 k 充分大, 则 $\Gamma(k - d)/\Gamma(k + 1) \approx k^{-d-1}$, 无限多项式 (2) 的系数以指数形式衰减。此外, FIGARCH 模型用 $r + s$ 个参数描述条件方差过程的短记忆性特征, 用参数 d 反映该过程的长记忆性特征, 且 $0 < d < 1$ 满足可逆性条件。

在 GARCH 模型中, 过去信息的平方对当前条件方差的影响随滞后长度的不同以指数形式衰减, 在 IGARCH 模型中, 过去信息对滞后长度的影响依然存在。但是, 在 FIGARCH 模型中, 过去信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。因此, 相对于 GARCH 和 IGARCH 模型而言, FIGARCH 模型能够更好地捕捉序列的波动动态结构性质。

(3) ARFIMA-FIGARCH 模型

由于均值过程和条件方差过程均有可能存在长记忆性效应, Teyssiere 把具有时变条件异方差的 ARFIMA 模型作为长记忆性 FIGARCH 模型的条件均值方程, 构造出描述时间序列及其波动的双长记忆性 ARFIMA-FIGARCH 模型。^[17] 本文将 ARFIMA-FIGARCH 模型应用到我国通货膨胀率及其波动的研究当中。假设通货膨胀率序列为 $\{\pi_t\}_{t=1}^T$, 则 ARFIMA(p, d_m, q)-FIGARCH(r, d_v, s) 模型形式如下:

$$\phi(L)(1 - L)^{d_m}(\pi_t - \mu) = \theta(L)u_t, \quad u_t \sim iidN(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta(L)(\sigma_t^2 - u_t^2) + [1 - \alpha(L)(1 - L)^{d_v}]u_t^2 \quad (6)$$

其中, u_t 为均值, ω 为常数项, d_m 和 d_v 分别为通货膨胀率及其波动过程的长期记忆性参数, $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$, $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_r L^r$ 和 $\beta(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_s L^s$ 分别为滞后算子多项式, 满足平稳性和可逆性条件。分整算子 $(1 - L)^{d_m}$ 和 $(1 - L)^{d_v}$ 仍然同 ARFIMA 模型的多项式展开表达式 (2) 相似:

$$(1 - L)^{d_m} = 1 - d_m L + \frac{d_m(d_m - 1)}{2!} L^2 + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k - d_m)}{\Gamma(-d_m)\Gamma(k + 1)} L^k \quad (7)$$

$$(1 - L)^{d_v} = 1 - d_v L + \frac{d_v(d_v - 1)}{2!} L^2 + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k - d_v)}{\Gamma(-d_v)\Gamma(k + 1)} L^k \quad (8)$$

(4) 尾部分布形式

残差分布的假设是对模型进行极大似然估计的基础, 在前面的模型中, 均假设分布形式满足高斯正态分布, 即扰动项 $\varepsilon_t = u_t/\sigma_t \sim iidN(0, 1)$, 但这种假设在经济或金融数据拟合中受到极大地质疑, 因为很多时间序列数据具有较大尾部概率值的厚尾特征, 从而使正态分布假定可能会造成模型设定误差的出现。为解决上述问题, Bollerslev 和 Nelson 分别提出了两种描述厚尾特征的分布密度函数, 即 Student-t 分布和广义误差分布 (Generalized Error Distribution, GED)^[18-19], 而这两种分布被广泛应用于 GARCH 模型中。

Student-t 分布密度函数为:

$$t(u_t, \sigma_t^2, v) = \frac{1}{\sqrt{(v-2)\pi\sigma_t^2}} \Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)^{-1} \left(1 + \frac{u_t^2}{(v-2)\sigma_t^2}\right)^{-(v+1)/2} \quad (9)$$

其中, $v > 2$ 为自由度, $\Gamma(\cdot)$ 为伽玛函数, u_t 源自 GARCH 模型中均值方程的未标准化残差, σ_t^2 来自 GARCH 模型的条件方差。随着 v 值的增大, t 分布收敛于正态分布, 但有超额的峰度。

GED 分布密度函数为:

$$G(u_i, \sigma_i^2, v) = \frac{v \cdot \exp\{-|u_i/(\lambda\sigma_i)|^{v/2}\}}{\lambda 2^{(1+v^{-1})} \Gamma(v^{-1}) \sigma_i} \quad (10)$$

其中, $\lambda = [2^{-(2/v)} \Gamma(1/v)/(3/v)]^{1/2}$, 其他定义同 Student-t 分布。在 GED 分布函数中, 参数 v 控制分布形式, 不同参数导致不同的分布形式。当 $v = 2$ 时, GED 是正态分布; 当 $v > 2$ 时, 尾部比正态分布薄; 当 $v < 2$ 时, 尾部比正态分布厚。

通过计算我国通货膨胀率序列的偏度统计量和峰度统计量, 我们发现该序列具有明显的“尖峰厚尾”特征, 同时, $J-B$ 正态性检验统计量及相应的概率 P 值表明该序列显著拒绝服从正态分布的原假设, 因此, 在刻画通货膨胀率序列分布函数时, 我们考虑比正态分布具有更厚尾部性质的 Student-t 分布和广义误差 (GED) 分布非常必要。

(三) 通货膨胀及通货膨胀不确定性的长期记忆性模型估计

本文分别根据 Akaike (AIC) 和 Schwartz (BIC) 两种信息准则来确定 ARFIMA-FIGARCH 模型的滞后阶数, 信息准则值越小说明模型设定越好。ARFIMA-FIGARCH 模型在不同滞后阶数下估计的 AIC 和 BIC 准则值结果表明, 当 $p = 1, q = 1, r = 1, s = 1$ 时, 通货膨胀率序列 Student-t 分布和 GED 分布的 ARFIMA-FIGARCH 模型最优; 表 1 给出了通货膨胀率序列最优 ARFIMA (p, d_m, q)-FIGARCH (r, d_v, s) 模型的参数估计结果, 在此仍然采用 Student-t 分布和 GED 分布来刻画序列的“尖峰厚尾”分布特征。估计结果表明, 度量通货膨胀率长期记忆性的参数 d_m 以及度量通货膨胀不确定性长期记忆性的参数 d_v 都非常显著, 这也体现出通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间的长期相依性特征。

表 1 ARFIMA-FIGARCH 模型估计

参数	Student-t 分布	GED 分布
ϕ_1	0.9580 ** (0.0213)	0.9592 ** (0.0141)
θ_1	-0.0984 (0.0985)	-0.1551 * (0.0629)
d_m	0.2579 ** (0.0990)	0.2053 ** (0.0043)
ω	0.2700 * (0.1056)	0.2337 ** (0.0764)
α_1	0.0420 * (0.0213)	0.0408 ** (0.0141)
d_v	0.3271 * (0.1684)	0.2667 * (0.1494)
v	4.4333 ** (1.4903)	1.1869 ** (0.1452)

注: **、* 和 + 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著; 括弧内数值为参数估计值的对应标准差。

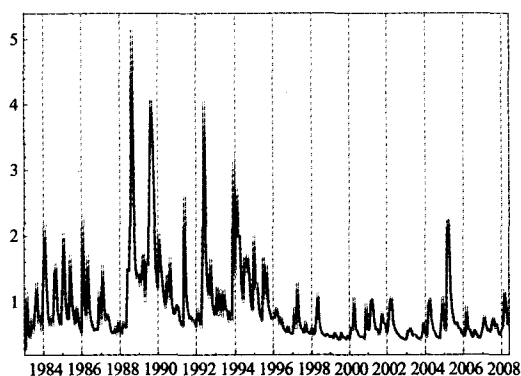


图 2 通货膨胀不确定性 (条件异方差 $\times 10^{-4}$)

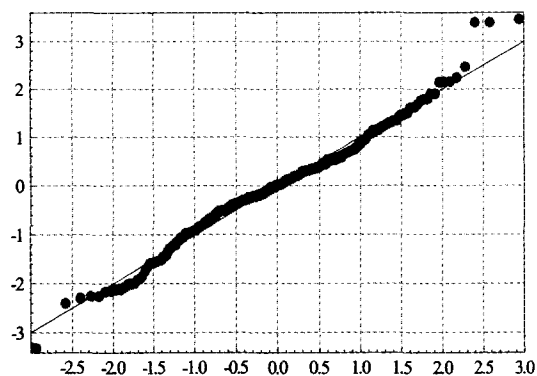


图 3 标准化残差的 Q-Q 图

图2和图3分别给出了利用ARFIMA-FIGARCH模型对通货膨胀率序列进行估计而得到的条件异方差 σ_t^2 估计结果的时间动态轨迹以及对标准化残差 u_t/σ_t 的Q-Q图。我们可以将如图2所示的条件异方差 σ_t^2 作为通货膨胀不确定性的度量,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0.5385,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。此外,由图3可以看出,标准化残差Q-Q图的尾部能够鲜明地体现出许多异常值的存在,这也进一步证明本文所采用的Student-t分布和GED分布较正态残差分布能够更好地捕捉到通货膨胀率及其波动序列的长期记忆性特征。

三、我国通货膨胀率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,我们可以构造二元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) 单位根检验

变量的平稳性是度量和检验时间序列模型的重要基础,若对非平稳时间序列模型进行度量,则会导致伪回归的出现。因此,为了保证回归结果的无偏性、有效性和稳健性,本文采用ADF(Augmented Dickey-Fuller)检验以及PP(Phillips-Perron)检验方法对通货膨胀率及通货膨胀不确定性序列的平稳性进行检验,其中,滞后阶数依照Campbell和Perron的选取原则进行选取,临界值由Mackinnon给出。表2分别给出了包含趋势项以及不包含趋势项的ADF及PP序列单位根检验结果,可以看到,通货膨胀率水平值序列非平稳,其一阶差分序列平稳,而通货膨胀不确定性序列水平值平稳。

表2 单位根检验

变量	ADF 检验		PP 检验	
	截距项	截距项和趋势项	截距项	截距项和趋势项
π_t	-2.7401	-3.3035	-2.4967	-2.7115
$\Delta\pi_t$	-4.0887 **	-4.0989 **	-10.738 **	-10.728 **
σ_t^2	-8.7792 **	-9.4393 **	-9.1022 **	-9.4895 **

注: *和**分别表示在5%水平和1%水平下单位根检验统计量显著。

(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:

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

其中, ε_{1t} 和 ε_{2t} 是模型的随机扰动项,它们是不相关的白噪声过程; c_π 、 c_h 和 $\phi_{ij}^s, i, j, s = 1, 2$ 均为未知参数; p 代表VAR模型的最优滞后阶数,在确定VAR模型之前,我们应用AIC准则和SC准则确定使得AIC值和SC值最小的滞后阶数 $p = 2$ 。方程(11)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。具体检验结果和显著性水平由表 3 给出。

表 3 Granger 因果关系检验结果

原假设	χ^2 -统计量	自由度	P 值
σ_t^2 非 Granger 影响 π_t	0.0519	2	0.9744
π_t 非 Granger 影响 σ_t^2	22.627	2	0.0000

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。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。可以看到, 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 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。

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。此经验结论与 Friedman 的推断^[1]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。

VAR 模型相关系数估计值的经济含义是被解释变量对解释变量的弹性, 具体分析 VAR 模型的系数估计可以得到相应的模型结构启示 (具体估计略), 从系数显著性上分析, 我们仍然可以得到与 Granger 因果关系检验结果相一致。

(三) VAR 模型的脉冲响应及方差分解

在得到变量间 Granger 因果关系的检验结果以及 VAR 模型系数的估计结果以后, 可以进一步在 VAR 模型中描述各成分变量扰动之间的冲击影响。

在此考虑滞后 p 阶 VAR 模型, 假设 x_t 是多元平稳时间序列, 则 VAR 模型的结构式方程为:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中, B 和 Γ_i 为参数矩阵, ε_t 是作用在所有分量上的结构式冲击。在 VAR 结构中可以利用冲击反应函数识别出结构变量 x_t 对于各种冲击的动态反应过程。

将结构式方程转化为简化式方程:

$$x_t = A^{-1}\Gamma_0 + A^{-1}\varepsilon_t, \quad A = (B - \Gamma_1 L - \dots - \Gamma_p L^p) \quad (13)$$

其中, L 是滞后算子, A 是算子多项式构成的矩阵, 假设其特征根均落在单位圆外。如果假设结构式冲击发生的先后顺序, 即给定变量的分解顺序, 则可以获得简化式的可识别性约束。这时在获得上述简化式估计的基础上, 可以判断可识别 VAR 模型中的经济变量对于结构式冲击的动态反应乘数。

我们选取滞后长度为 24 个月, 通过具体计算广义脉冲响应函数可以得到如图 4 和图 5 所示的冲击反应路径图, 其中, 横坐标表示冲击发生后的时间间隔 (月份), 纵坐标表示冲击反应程度 (坐标刻度表示的百分数), 图中虚线表示 1 倍标准差范围内的置信曲线。

从图 4 可以看出, 当发生单位正向暂时通货膨胀冲击后, 通货膨胀不确定性在冲击当期骤然下降 0.0024 个单位以后迅速攀升, 并在第 9 个月达到正向 0.0648 的最大值, 随后较为缓慢地逐渐衰减。图 5 的结果与图 4 不同, 当发生单位正向通货膨胀不确定性冲击后, 通货膨胀率在冲击的当期没有任何变动的迹象, 而在冲击发生后的第 2 个月出现 0.0058 个单位的负向反应, 随后方向再次改变并缓慢回升, 在第 9 个月达到 0.0201 个单位的正向最大冲击后, 冲击反应随时间的推移逐渐衰减为零附近。相比较, 通货膨胀不确定性对通货膨胀率的冲击反应极为微弱。

脉冲响应函数描述 VAR 模型中内生变量冲击所带来的影响, 广义方差分解则把内生变量中

的变化分解为对 VAR 模型中内生变量的冲击。表 4 给出了通货膨胀不确定性在 1 个月至 24 个月时间间隔上的广义方差分解结果（各个变量成分所在各列表示其在标准差形成过程中的贡献）。从表中可以看出，在冲击发生后的前 4 个月里，通货膨胀及通货膨胀不确定性方差贡献度基本保持不变，随着时间的推移，通货膨胀不确定性的方差贡献在不断减弱，而通货膨胀率的方差贡献在逐渐增强，此结论与图 4 和图 5 所反映的情形完全吻合。

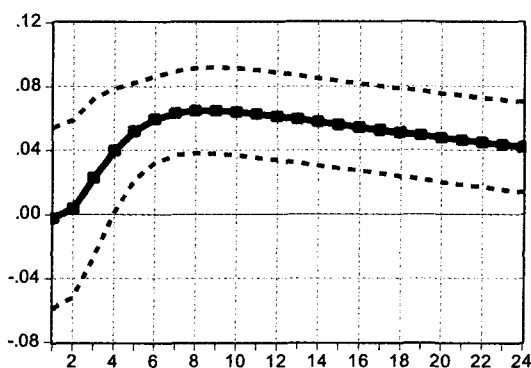


图 4 π_t 对 σ_t^2 的冲击反应路径

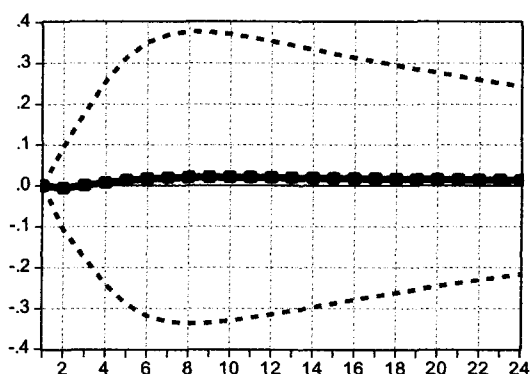


图 5 σ_t^2 对 π_t 的冲击反应路径

表 4 通货膨胀不确定性的方差分解

长度	标准差	π_t	σ_t^2	长度	标准差	π_t	σ_t^2
1	0.8803	0.0025	99.998	13	5.2348	10.396	89.604
2	1.5860	0.0062	99.994	14	5.3886	11.248	88.752
3	2.2000	0.1742	99.826	15	5.5290	12.035	87.965
4	2.7243	0.6818	99.318	16	5.6576	12.762	87.238
5	3.1719	1.5311	98.469	17	5.7756	13.433	86.567
6	3.5567	2.6176	97.382	18	5.8842	14.054	85.946
7	3.8907	3.8224	96.178	19	5.9843	14.629	85.371
8	4.1833	5.0549	94.945	20	6.0767	15.161	84.839
9	4.4421	6.2586	93.741	21	6.1621	15.654	84.346
10	4.6726	7.4035	92.597	22	6.2412	16.112	83.888
11	4.8793	8.4762	91.524	23	6.3145	16.537	83.463
12	5.0658	9.4731	90.527	24	6.3825	16.932	83.068

四、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：

(1) 我国通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性的时间序列中均存在显著的长记忆性。通过模型的估计和检验，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具有一定程度的持续性。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。^[13]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。

(2) 在构造二元 VAR 模型的基础上,运用 Granger 因果关系检验发现,通货膨胀率水平对通货膨胀不确定性单向影响的经验证据支持 Friedman 假说。这意味着高(低)通货膨胀过程将引发强(弱)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。此外,本文的脉冲反应函数图说明,通货膨胀率能够对通货膨胀不确定性产生较为持久的正向冲击,而通货膨胀不确定性对通货膨胀几乎不能产生有效的冲击反应。方差分解结果表明,在冲击发生后的前 4 个月里,通货膨胀及通货膨胀不确定性方差贡献度基本保持不变,随着时间的推移,通货膨胀不确定性的方差贡献在不断减弱,而通货膨胀率的方差贡献在逐渐增强。

(3) 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导致的社会福利成本损失。

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,因此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。

[参考文献]

- [1] Friedman M. Nobel Lecture: Inflation and Unemployment, *Journal of Political Economy*, 1977, 85: 451-472.
- [2] Cosimano T, Jansen D. Estimates of the Variance of US Inflation Based upon the ARCH Model, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1988, 20: 409-421.
- [3] Pourgerami A, Maskus K E. Inflation and its Predictability in High-Inflation Latin-American Countries: Some Evidence of Two Competing Hypotheses, *Journal of International Development*, 1990, 2: 373-379.
- [4] Zeynel A, Mahir F. On the Inflation-Uncertainty Hypothesis in Jordan, Philippines and Turkey: A Long Memory Approach, *International Review of Economics and Finance*, 2008, 17: 1-12.
- [5] Cukierman A, Meltzer A. A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information, *Econometrica*, 1986, 54: 1099-1128.
- [6] Holland S. Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1995,

27: 827 - 837.

- [7] 李红梅:《通货膨胀预期不确定性》,《财经问题研究》,1996年4期。
- [8] 赵留彦、王一鸣、蔡婧:《中国通货膨胀水平与通货膨胀不确定性:马尔科夫域变分析》,《经济研究》,2005年8期。
- [9] 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12期。
- [10] Grier K B, Perry M J. On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries, *Journal of International Money and Finance*, 1998, 17: 671 - 689.
- [11] Banerjee A, Cockerell L, Russell B. An I (2) Analysis of Inflation and the Markup, *Journal of Applied Econometrics*, Sargan Special Issue, 2001, 16: 221 - 240.
- [12] Baillie R T, Bollerslev T, Mikkelsen H. Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 1996, 74: 3 - 30.
- [13] Baum C F, Barkoulas J T, Caglayan M. Persistence in the International Inflation Rates, *Southern Economic Journal*, 1999, 65: 900 - 913.
- [14] Baillie R T, Han Y W, Kwon T-G. Further Long Memory Properties of Inflationary Shocks, *Southern Economic Journal*, 2002, 68 (3): 496 - 510.
- [15] Granger C W J, Joyeux F. An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing, *Journal of Time Series Analysis*, 1980, 1: 15 - 29.
- [16] Hosking J R M. Fractional Differencing, *Biometrika*, 1981, 68: 165 - 176.
- [17] Teyssiere G. *Double Long-Memory Financial Time Series*, Toulouse: Paper Presented at the ESEM, 1997.
- [18] Bollerslev T. A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return, *Review of Economics and Statistics*, 1987, 69: 542 - 547.
- [19] Nelson D B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, 1991, 59: 347 - 370.

[责任编辑:赵东奎]