

# 中国通货膨胀及其波动性关系的实证研究

翁东东

(泉州师范学院 陈守仁工商信息学院国际经济与贸易专业,福建 泉州 36200)

摘要:本文利用 GARCH 模型生成中国通货膨胀波动性的衡量指标,并实证分析 1983 年 1 月至 2010 年 4 月中国的通货膨胀与通货膨胀波动性之间的关系。结果表明:在中国,通货膨胀率是通货膨胀波动性的 Granger 原因,通货膨胀对通货膨胀波动性有稳定的正向影响关系,同时相同强度的通货膨胀冲击远远大于通货紧缩冲击对通货膨胀波动性的影响。对中国而言,控制通货膨胀比追求经济增长更重要。

关键词:通货膨胀;通货膨胀波动性;Granger 因果关系检验;ARCH-M 模型;稳健性检验

中图分类号:F224.0 文献标识码:A 文章编号:1002-980X(2010)08-0098-06

## 1 问题提出及文献回顾

宏观经济学对通货膨胀及其波动性的研究大致可以分为两个方面:一,研究是通货膨胀引起通货膨胀波动性,还是通货膨胀波动性导致通货膨胀,即它们之间谁为因,谁为果,或者互为“因果”的关系;二,在认为二者没有关系的前提下,研究通货膨胀及其波动性的决定因素和各自产生的社会成本问题。研究结论大致有 3 种:

1)通货膨胀导致通货膨胀波动性的 Friedman-Ball 假说。

Friedman 首先提出通货膨胀与通货膨胀波动性存在正相关关系的观点<sup>[1]</sup>,他认为基于公众通货膨胀预期的错误,如果预期通货膨胀与实际通货膨胀偏差很大,较高的通货膨胀将导致较大的通货膨胀波动性及较低的产出水平。Ball 发展了弗里德曼的理论<sup>[2]</sup>,指出通货膨胀与通货膨胀波动性之间的正相关性是公众与政策制定者之间信息不对称的结果。国外大量实证研究的结果均支持 Friedman-Ball 假说,即较低的通货膨胀能够导致较低的通货膨胀波动性。此外,Grier 和 Perry 分析西方七国集团通货膨胀及其波动性的关系<sup>[3]</sup>,结果表明全部七个国家高通货膨胀都伴随着高的通货膨胀波动性;Fountas、Ioannidis 和 Karanasos 分析了欧盟成员国的数据<sup>[4]</sup>,发现除德国以外的国家都符合 Friedman-Ball 假说<sup>[5]</sup>。

2)通货膨胀波动性导致通货膨胀的 Cukierman-Meltzer 假说。

Cukierman 和 Meltzer<sup>[6]</sup>认为通货膨胀与通货膨胀波动性作用的方向与 Friedman-Ball 假说相反,即

较高的通货膨胀波动性会由因为不确定性环境中中央银行的行为最终促使通货膨胀上升。他们认为中央银行有追求保持低的通货膨胀和利用可预期的通货膨胀刺激经济的双重目标,然而,由于中央银行政策具有动态不一致性,因此公众无法确定通货膨胀的形成原因,无法形成准确的通货膨胀预期,这导致通货膨胀波动性增加;在这种情况下,货币当局则利用公众对货币增长和通货膨胀的不确定性采用通货膨胀政策来刺激经济,这就产生了通货膨胀波动性与通货膨胀正向关联性的 Cukierman-Meltzer 假说。

3)通货膨胀与通货膨胀波动性的两分性。

Lucas<sup>[7]</sup>认为通货膨胀和通货膨胀波动性是由不同的因素决定的,二者之间是两分性的关系。由于在长期产出处于自然率水平,产出暂时的波动主要是由于货币冲击造成的价格误置引起的,但人是完全理性的,能够形成准确的通货膨胀预期,因此长期中不存在通货膨胀的波动性,同时根据货币数量论,长期中通货膨胀水平完全由货币发行量决定。Cosimano 和 Janson 利用美国数据证实通货膨胀与通货膨胀波动性之间没有显著的影响关系<sup>[8]</sup>;Conrad 和 Karanasos 的研究发现通货膨胀与通货膨胀波动性的关系在国家间表现出很大的差别<sup>[9]</sup>,二者之间的关系缺乏稳健性,这体现了通货膨胀及其波动性之间弱两分性的关系。

两年来,由于国际金融危机的影响,因此通货膨胀一度呈下降的势头,但是随着政府各种刺激性救市政策的出台,通货膨胀的苗头日益显现,2010 年我国第一季度经济数据显示消费者价格指数接近 3%,而同期生产者价格指数突破 5%,我国通货膨胀呈现上升的势头。加上外部经济冲击如国际油价

收稿日期:2010-05-12

基金项目:国家社会科学基金“中国通货膨胀与通货膨胀不确定性关系研究”(08BJL019)

作者简介:翁东东(1959—),男,福建莆田人,泉州师范学院副教授,研究方向:数量经济学。

的上涨和人民币的升值等因素推高了国内通货膨胀水平,并形成了较高的通胀预期。由于外部因素与内部因素的波动性导致通货膨胀水平的不确定性(即通货膨胀的波动性)增加,通货膨胀不确定性的增加使公众无法对通货膨胀做出准确的预期,导致投资者难以做出投资决策、劳动合同难以签订,增加社会成本和产生社会福利损失。此时研究通货膨胀及其波动性的关系,具有重要的现实意义。为此,本文从通货膨胀及其波动性之间的关系出发,文章的第二部分用 GARCH 模型算出通货膨胀波动性的衡量指标并观察其性质;文章的第三部分用 VAR 模型的 Ganger 因果关系检验、ARCH-M 模型及 TGARCH 模型计量分析通货膨胀及其波动性之间的因果关系,及这种关系的方向和大小;第四部分总结文章的结论。

## 2 通货膨胀及其波动性的衡量指标

首先我们描述出我国通货膨胀率及其波动性的衡量指标,并观察其性质。模型中的通货膨胀率用

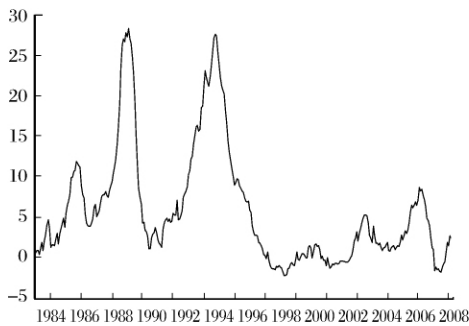


图 1 中国通货膨胀率  $\pi$  及其一阶差分

如果通货膨胀率有时间趋势,那么通货膨胀率的一阶差分的均值应该不为零,由于此时适用于同方差的传统 t 检验失效,因此用 Newey-West HAC 估计进行修正,为了估计的稳健性,我们分别检验通货膨胀率差分的时间趋势和均值,估计方程为:

$$D(\pi) = \gamma_0 + \gamma_1 t; D(\pi_i) = \gamma_0。$$

估计结果如表 1(括号内的数值表示系数的 p 值)所示。

表 1 单位根 DGP 过程的估计结果

差分	$\gamma_0$	$\gamma_1$
$D(\pi)$	0.0234(0.6896)	
$D(\pi)$	0.0646(0.7799)	-0.0003(0.7825)

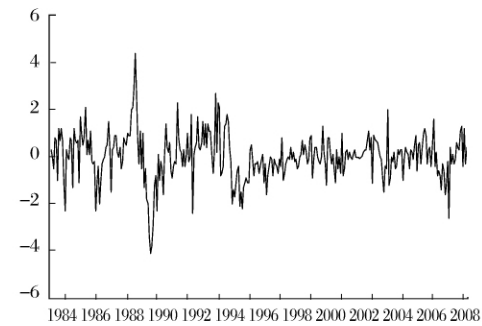
所有系数不显著,说明在考虑异方差和自相关

居民消费价格指数(CPI)月度同比变化的百分比表示,样本区间为 1983 年 1 月到 2010 年 4 月,数据来源于中经网。为了计算的方便,我们在百分比的基础上乘以 100,得到本文的通货膨胀率水平(见图 1 左)。本文中所有计算均使用 Eviews6.0 软件,需要进行模型选择的场合都以准则函数 SIC 为模型选择标准,即选择 SIC 最小的模型作为最优模型。

### 2.1 通货膨胀率的平稳性检验

识别 DGP 是单位根的基础工作,而在计量分析时,单位根检验普遍存在误用的现象,例如采用不恰当的 DGP 识别方法,或者根本就不进行 DGP 识别,本文通过检验差分序列的均值和时间趋势的统计方法来识别通货膨胀率单位根的 DGP 过程。

首先观察通货膨胀率  $\pi$  及其一阶差分的走势图<sup>①</sup>(见图 1),通货膨胀呈波动的趋势,而通货膨胀差分有明显的异方差和自相关。ARCH LM 检验证实了通货膨胀率存在异方差(108.096[0.0000]),Breusch-Godfrey LM 检验表明存在自相关(86.10140[0.0000])<sup>②</sup>。



后,中国的通货膨胀率没有时间趋势。由通货膨胀率单位根的 DGP 过程可知,应选择带常数项、没有时间趋势的检验方法,这里我们采用 ADF 检验和 KPSS 检验,根据模型选择准则,估计结果见表 2:

表 2 通货膨胀的单位根检验结果

单位根检验	检验统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值
ADF 检验	-2.6272(2)	-3.4518	-2.8709	-2.5718
KPSS 检验	0.4701(0)	0.7390	0.46300	0.34700

注:检验统计量后括号内数字是以 SIC 为准则值确定的检验过程中的最优滞后阶数。

由表 2 可知在 ADF 检验时,  $\pi$  在 10% 的显著性水平下平稳;在 KPSS 检验时,  $\pi$  在 1% 的显著性

① 由图 1 可知通货膨胀率可能不存在时间趋势,但是由于经验上无法区分时间趋势和随机趋势,为了估计的稳健性,需要进行严格的统计检验。

② ARCH LM 统计量的第一数表示渐进服从  $\chi^2(L)$  分布的 LM 统计量,中括号中的值为 P 值, Breusch-Godfrey LM 检验的数值与前面相同。

水平下平稳。

### 2.2 通货膨胀波动性的衡量指标

由于 GARCH 模型计算出来的条件方差和条件标准差是事前的方差而不是事后的方差,因此能够更好地反映通货膨胀波动性这一概念原本的含义。GARCH 模型的思想如下:

对于平稳的时间序列  $\pi$ , 建立 ARMA(M,N) 模型:

$$\pi = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \pi_{t-i} + \epsilon_t ; \quad (a)$$

$$\epsilon_t = \sum_{i=1}^n \beta_i \epsilon_{t-i} + e_t . \quad (b)$$

如果  $\sigma_t^2$  是  $\epsilon_t$  的基于过去信息的条件方差,并且满足

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \theta_i \sigma_{t-i}^2 . \quad (c)$$

则称式(a)、式(b)与式(c)为 ARMA(M,N) - GARCH(p,q)模型,这里式(a)与式(b)也称为均值方程,式(c)称为条件方差方程,从(c)式可以看到某

一特定时期的随机误差的方差  $\sigma_t^2$  不仅取决于以前的误差  $\sum_{i=1}^q \gamma_i \epsilon_{t-i}^2$  (ARCH 项),还取决于早期的方差  $\sum_{i=1}^p \theta_i \sigma_{t-i}^2$  (GARCH 项)。

通过模型选择建立通货膨胀率 ARMA(2,1 (12))模型,估计结果见表 3。

表 3 通货膨胀率  $\pi$  的 ARMA 模型估计结果

参数	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_{12}$
参数估计结果	3.096	1.866	-0.867	-0.610	-0.378
t 值	0.6803	57.6515	-26.8436	-14.8837	-9.3599

应用 ARCH-LM 检验,检验统计量的 P 值为 0.0363,因此拒绝“残差中不存在条件异方差”的原假设,说明通货膨胀率自回归模型的残差中存在条件异方差。因此可以使用通货膨胀率数据建立 GARCH 模型,通过模型选择我们建立 GARCH(1,1),参数估计结果见表 4。

表 4 通货膨胀率  $\pi$  的 GARCH(1,1)模型估计结果

参数	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_{12}$	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\theta_1$
参数估计结果	5.802	1.851	-0.823	-0.642	-0.361	0.011	0.134	0.834
P 值	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P=0.08

对 GARCH 模型的残差进行 ARCH-LM 检验, ARCH-LM 检验统计量的值为 0.2384[0.6253],因此不能拒绝“残差中不存在条件异方差”的原假设,表明 GARCH 模型的残差中不存在条件异方差。为了使本文通货膨胀及其波动性之间关系的估计结果更加稳定,我们使用 GARCH 模型的条件方差  $\sigma^2$  和条件标准差  $\sigma$  反映通货膨胀的波动性。图 2 与图 3 分别是作为通货膨胀波动性衡量指标的条件标准差、条件方差及根据 HP 滤波方法计算的趋势成分。从图 2 与图 3 中可以看到:首先 1983 年至 2010 年 4 月中国的通货膨胀波动性的趋势成分表现出持续下

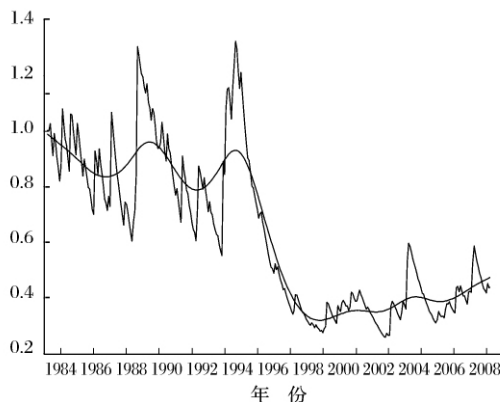


图 2 中国通货膨胀波动线  $\sigma$  (实线) 及其趋势 (虚线)

降的特点,但金融危机后通货膨胀波动性有增强的迹象;其次,1999 年之前出现过三次较高的通货膨胀,而同期较高的通货膨胀波动性也多次出现,而 1999 年之后只出现一次轻度的通货膨胀,较高的通货膨胀波动性也只出现一次。直观上通货膨胀与通货膨胀波动性有正的相关性,但需要做出严格的统计意义上的检验。

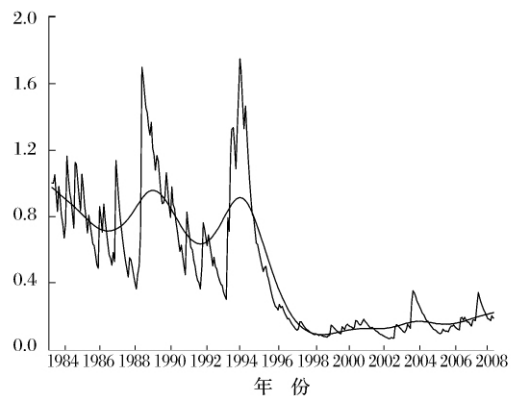


图 3 中国通货膨胀波动线  $\sigma^2$  (实线) 及其趋势 (虚线)

### 3 通货膨胀和通货膨胀波动性之间关系的计量分析

为了确定通货膨胀及其波动性之间的关系,并

衡量这种关系的方向和大小,我们采用二元 VAR 模型来检验通货膨胀与通货膨胀波动性之间是否具有显著的 Granger 因果关系;在确定了双方的关系后,我们用 ARCH-M 模型检验这种关系的方向和大小,同时由于自 20 世纪 80 年代以来中国宏观经济的巨大变化,我们对这种关系进行稳健性检验;在确定了通货膨胀及其波动性的关系后,我们用 TGARCH 模型比较通货膨胀冲击及通货紧缩冲击

表 5 通货膨胀的条件标准差  $\sigma$  与  $\sigma^2$  的 ADF 检验结果

标准差	ADF 检验统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值
$\sigma$	-2.6073(0)	-3.4518	-2.8709	-2.5718
$\sigma^2$	-2.6072(0)	-3.4518	-2.8709	-2.5718

注:检验统计量后括号内数字是以 SIC 为准则值确定的检验过程中的最优滞后阶数。

根据表 5 的检验结果显示:在 10% 的显著性水平下拒绝中国的通货膨胀波动性(条件标准差和条件方差)有一个单位根的原假设,可见通货膨胀波动性是平稳的,因此可以建立通货膨胀率和通货膨胀波动性的 VAR 模型。

对于 VAR( $k$ ) 模型来说,在建立模型过程中首先要确定最为合适的滞后期  $k$ ,  $k$  值的选择一方面不

对波动性的影响。

### 3.1 通货膨胀和通货膨胀波动性的因果关系检验

对通货膨胀与通货膨胀波动性进行 Granger 因果关系检验,需要建立包含通货膨胀与通货膨胀波动性的二变量向量自回归(VAR)模型。为保证 VAR 过程的平稳性,通货膨胀的波动性必须是平稳的,因此需要对通货膨胀波动性进行 ADF 单位根检验,检验结果见表 6:

能太小,太小则模型不能够反映变量间相互影响的绝大部分,另一方面也不宜过大,否则会导致自由度大量减少,直接影响模型参数估计量的有效性。为了选择最为合适的  $k$  值,本文依据了 LR 统计量(5% 的置信水平下)、FPE(最终预测误差)、SC 信息准则、AIC 信息准则与 HQ (Hannan-Quinn)信息准则五个指标来进行判断。判断结果如表 6<sup>①</sup>:

表 6 以条件标准差作为通货膨胀波动性衡量指标的 VAR 模型滞后阶数选择表

滞后值 $k$	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-888.363	NA	1.349641	5.975593	6.000405	5.985525
1	-13.1198	1732.865	0.003897	0.128321	0.202759	0.158118
2	36.4361	97.44913	0.002871	-0.177424	-0.05336*	-0.127763
3	43.6156	14.0216*	0.00281*	-0.19876*	-0.025074	-0.12924*
4	46.0694	4.759285	0.002840	-0.188385	0.034929	-0.098995
5	46.7582	1.326888	0.002903	-0.166163	0.106777	-0.056908

从表 6 中可以看到:以条件标准差和以条件方差作为通货膨胀波动性衡量指标的 VAR 模型,除去 SC 准则是选择了  $k$  为 2 外,其余所有的指标都选择了滞后期  $k$  为 3,所以选择建立 VAR(3) 模型。在确定滞后阶数后,进行 Granger 因果关系检验,检验结果见表 7。

表 7 通货膨胀及其波动性的 Granger 因果关系检验

原假设	F-统计量	显著性概率
$\sigma$ 非 Granger 影响 $\pi$	0.92508	0.42898
$\pi$ 非 Granger 影响 $\sigma$	5.19947	0.00164
$\sigma^2$ 非 Granger 影响 $\pi$	0.58166	0.62747
$\pi$ 非 Granger 影响 $\sigma^2$	7.00741	0.00014

表 7 表明:以条件标准差  $\sigma$  和以条件方差  $\sigma^2$  衡量的通货膨胀波动性都不是通货膨胀变动的 Granger 原因,明确拒绝通货膨胀不是通货膨胀波动性的 Granger 原因的零假设,认为高的通货膨胀导致高的通货膨胀波动性。

### 3.2 通货膨胀和通货膨胀波动性之间的 ARCH-M 模型

Granger 因果关系检验验证了通货膨胀与通货膨胀波动性之间的因果关系,但仍然无法确定通货膨胀变动所引起通货膨胀波动性变动的方向和大小。我们用 ARCH-M 模型研究通货膨胀波动性对通货膨胀的影响<sup>②</sup>,模型估计结果见表 8(此时方差方程各项显著,因此只写出均值方程)。

<sup>①</sup> 以条件方差作为通货膨胀波动性衡量指标的 VAR 模型滞后阶数结果与以条件标准差作为衡量指标的估计结果相同,因此省略,有兴趣的读者可向作者索取。

<sup>②</sup> 用 ARCH-M 模型时,均值方程存在多重共线性,因此此时以自身滞后值代替自回归项,估计结果只会使常数项发生轻微的偏差,但对整体影响可以忽略,因此仍以自回归项表示。

表 8 ARCH-M 模型估计结果

参数	C	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(12)	$\sigma$	$\sigma^2$
参数估计结果	-0.4684	1.8091	-0.8144	-0.6127	-0.3651	0.5845	
P 值	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01	
参数估计结果	-0.2938	1.7796	-0.7855	-0.5923	-0.3936		0.4388
P 值	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01		P<0.01

由 ARCH-M 模型可知:以条件标准差和条件方差衡量的通货膨胀波动性与通货膨胀之间的系数为正且显著,说明通货膨胀对通货膨胀波动性有“溢出效应”。

自 20 世纪 80 年代以来,我国通货膨胀水平经受过亚洲金融危机、国际油价上涨等重大宏观经济波动的影响,为了考查通货膨胀及其波动性之间的关系是否发生结构性改变,以及为了使估计结果更加稳健,我们使用迭代最小二乘法(Recursive LS)来考察通货膨胀及其波动性关系的系数的稳定性,估计结果见图 4 和图 5(虚线表示两个标准差范围),图 4 和图 5 显示 1988 年后二者之间的关系是稳定的,没有随时间发生结构性变化。

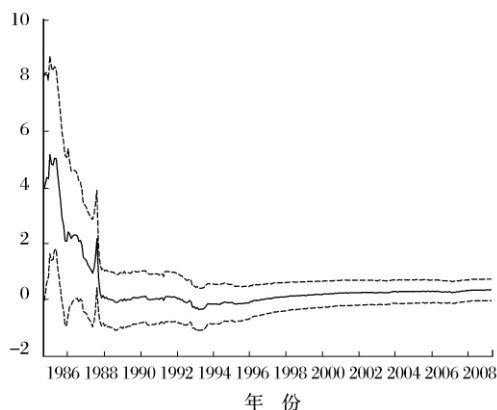


图 4 通货膨胀及其波动性( $\sigma$ )系数的 RLS

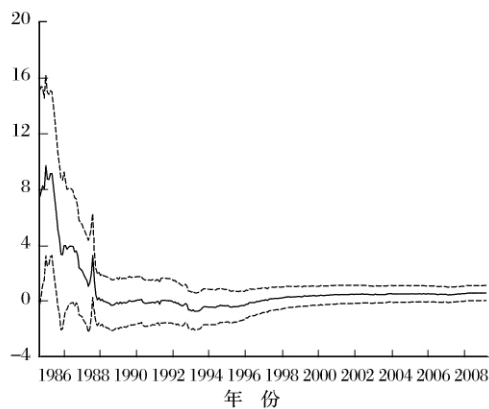


图 5 通货膨胀及其波动性( $\sigma^2$ )系数的 RLS

### 3.3 通货膨胀冲击与通货紧缩冲击对波动性的影响的比较

在较高的通货膨胀率引起较强的波动性时,较高的通货紧缩率也将引起较强的波动性,那么相同强度的通货膨胀冲击与通货紧缩冲击对波动性的影响程度是否相同? TGARCH 模型由 Zakoian<sup>[10]</sup>与 Glosten, Jaganathan 和 Runkle<sup>[11]</sup>首先提出,主要区分金融市场上“坏消息”(ε<sub>t</sub> < 0)与“好消息”(ε<sub>t</sub> > 0)的不同影响。对于通货膨胀率的 TGARCH 模型,“坏消息”意味着通货紧缩冲击,“好消息”意味着通货膨胀冲击,通过比较二者之间系数大小可以判断二者冲击的影响程度,因此 TGARCH 模型是比较通货膨胀冲击与通货紧缩冲击对通货膨胀波动性影响的有效工具。

根据模型选择准则,估计通货膨胀的 TGARCH 模型时,以条件方差为通货膨胀波动性的衡量指标时建立 ARMA(2,1)-TGARCH(1,1)形式,此时估计的通货膨胀冲击为 0.1724,大于通货紧缩冲击 0.063,且系数的 p 值为 0.0033,拒绝参数为零的假设,因此根据 TGARCH 模型,做出二者的信息反映曲线,结果见图 6。由图 6 可知:中国通货膨胀冲击远远大于通货紧缩冲击,防止通货膨胀应成为中国宏观经济的重要目标。

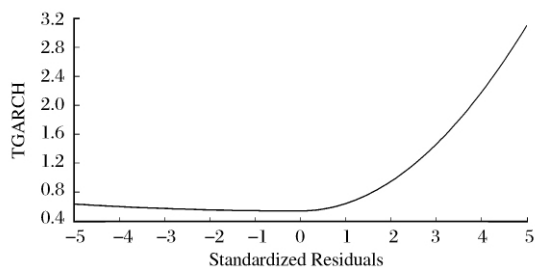


图 6 通货膨胀冲击与通货紧缩冲击的信息反映曲线

## 4 结论

通货膨胀及其波动性是紧密相关的,这被很多实证研究所证实。不同于国内以往的研究,我们应用了一个统一的研究模式证实中国通货膨胀及其波

① 由于 RLS 只考察没有 ARMA 项的线性最小二乘估计,因此我们使用通货膨胀的滞后值(根据模型选择标准中国取一阶、二阶和十二阶滞后,美国取一阶和十二阶滞后)带入均值方程,同时此处由于不是标准的 ARMA 模型,所以只能得出二者之间大概的关系

动性的关系,基于文章的计量分析,得出以下三点结论:

第一,中国的数据支持 Friedman-Ball 假说,而不支持 Cukierman-Meltzer 假说,这和当前国内已有的研究结果相吻合<sup>[12-14]</sup>。我们认为这个结果与投资者对预期利率的敏感程度有关。我国的投资者对预期利率不敏感造成了通货膨胀波动性对通货膨胀不存在因果关系。理由如下:根据 Cukierman-Meltzer 的假说,如果通货膨胀波动性高,公众不能确定观测到的较高的通货膨胀是政策制定者有意改变政策形成的还是由于货币的随机扰动形成的,因此无法形成通货膨胀预期,在这种情况下,政策制定者只能继续提高通货膨胀率,直到公众认识到通货膨胀的原因是政府的政策引起的并开始采取相应的行动。但是在我国,特别是在 20 世纪 80 年代和 20 世纪 90 年代,即使在通货膨胀波动性很高、对未来利率难以做出准确预期情况下,投资主体的投资热情依然高涨,决策部门无须通过提高通货膨胀率来使投资主体形成正确预期。

第二,经济政策的目标应放在“低通胀、适度增长”而不是“高增长、高通涨”。由于经济的高增长与低通胀是无法同时实现的,因此决策部门需要在二者之间做出选择。根据本文的计量分析可以看出,所谓的“高增长、高通涨”是不可取的:较高的通货膨胀率会导致较高的通货膨胀波动性,人们对未来通货膨胀无法准确预期,首先会导致厂商之间放弃长期合同的签订,其次会导致厂商无法确定预期利率,使投资风险增大,投资减少,而且还会影响长期劳动合同的签订,最终会使总供给水平下降,损害长期的经济增长,同时造成短期内供给不足引起的新的通货膨胀。因此,只有在较低通胀下的适度稳定增长才是可持续的、健康的。

第三,通货膨胀目标制在中国实施的可能性。根据本文的计量分析可知:在通货膨胀波动性中,通货膨胀冲击远远大于通货紧缩冲击。因此,防止通货膨胀应成为中国宏观经济的重要目标。由于通货膨胀目标制对通货膨胀水平做出一个清晰的承诺,使通货膨胀维持在一个稳定的水平且很少发生大的变动,自 20 世纪 90 年代以来,在广大发展中国家和发达国家广泛采用。在我国由于通货膨胀对整个宏

观经济的重要性,可以考虑该政策的可行性。

### 参考文献

- [1] FRIEDMAN M. Nobel lecture: inflation and unemployment [J]. *Journal of Political Economics*, 1977, 85: 451-472.
- [2] BALL L. Why does High Inflation Raise Inflation Uncertainty? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1992, 29, 371-378.
- [3] GRIER K. PERRY M. On inflation and inflation uncertainty in the G7 Countries [J]. *Journal of International Money and Finance*, 1998, 17(4): 671-689, 1998.
- [4] FOUNTAS S. IOANNIDIS A. KARANASOS M. Inflation, Inflation Uncertainty and a Common European Monetary Policy [R]. *Manchester School*, 2004, 72 (2): 221-242.
- [5] FOUNTAS S. The relationship between inflation and inflation uncertainty In The UK [J]. *Economics Letters*, 2001; 74, 77-83.
- [6] CUKIERMAN M. A positive theory of discretionary policy, the cost of democratic government and the benefits of a constitution [J]. *Economic Inquiry*, 1986: 367-88.
- [7] FROYEN R T, RORGER N. Waud real business cycles and the lucas paradigm [J]. *National Bureau of Economic Research*, 1988: 183-201.
- [8] COSIMANO T. JANSEN D. Estimates of the variance of US inflation based upon the ARCH model [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1988(20): 409-421.
- [9] CONRAD C. KARANASOS M. On The Inflation-Uncertainty Hypothesis In The USA, Japan and The UK: A Dual Long Memory Approach [J]. *Japan and the World Economy*, 2005(17): 327-43.
- [10] ZAKOIAN J. Threshold heteroskedastic models [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1994, 18, 931-944.
- [11] GLOSTEN L, JAGANATHAN R, Runkle D. On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks [J]. *Journal of Finance*, 1993(48): 1779-1801.
- [12] 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 [J]. *经济研究*, 2005(8): 60-72
- [13] 杨继生. 通胀预期、流动性过剩与中国通货膨胀的动态特征 [J]. *经济研究*, 2009(1).
- [14] 苏栝芳,胡日东. 货币增长不确定性和通货膨胀不确定性——波动溢出假说与实证研究 [J]. *财经研究*, 2010 (4).

(下转第 121 页)

示,不能仅指望收入水平的提高带来高的满意度,薪酬的公平性比薪酬的种类和数量往往更能让员工感到满意。将影响员工薪酬的诸多因素纳入薪酬设计之中,使员工薪酬真实反映项目经营成果及员工业绩,在体现薪酬保障性的同时,着重突出了激励作用。建立完善的绩效考核体系,将考核业绩与薪酬挂钩,改善和提高员工薪酬结构的满意度。在薪酬结构设计时,绩效工资的比例应随着岗位级别、岗位所承担责任的增加而增加,真正做到使企业各个级别员工的薪酬收入与工作绩效挂钩,并通过对工作绩效的量化考核来确定绩效工资的多少,从而充分发挥薪酬的激励功能。

#### 4) 优化薪酬结构设计。

将企业的高级管理人员、高级技术人员以及对企业贡献度大的员工的薪酬水平定位在市场薪酬水平之上,以保证其具有市场竞争力。对于一般岗位的员工,因为市场上供过于求,替代成本较低,可以将其薪酬水平定位在等于或低于市场薪酬水平,以约束企业整体薪酬成本<sup>[15]</sup>。

#### 参考文献

[1] ADAMA J. Advance in Experimental Social Psychology [M]. New York, NY: Academic Press, 1965: 267-289.

- [2] LAWLER E E. Pay and organizational effectiveness[M]. New York: McGraw-Hill, 1971.
- [3] 冉斌. 薪酬设计与管理[M]. 海天出版社, 2002.
- [4] HENEMAN H G, SCHWAB D P. Pay satisfaction: its multidimensional nature and measurement [J]. International Journal of Psychology, 1985, 20: 129-141.
- [5] LAWLER E E. Pay and organizational effectiveness[M]. New York: McGraw-Hill, 1971.
- [6] WILLIAMS M L, MCDANIEL M A, NGUYEN N T. A meta-Analysis of the antecedents and consequences of pay level satisfaction [J]. Journal of Applied Psychology, 2006, 91(2): 392-413.
- [7] 王萍. 我国高新技术企业薪酬制度分析. 企业经济, 2002(3): 7-8.
- [8] 马丽敏, 何锐鹰. 企业薪酬管理与员工满意度问题分析. 价值工程, 2003(4): 4-6.
- [9] 吴绍琪, 陈干, 杨群华. 研究型大学教师薪酬满意度调研. 科研管理, 2005, 26(5): 152-156.
- [10] 于海波, 郑晓明. 薪酬满意度的测量、影响因素和作用 [J]. 科学管理研究, 2008(1): 82-85.
- [11] 陈炜. 民营高新技术企业员工薪酬满意度的多维度研究——以 A 民营企业为例[D]. 上海: 复旦大学, 2009.
- [12] 王志刚, 蒋慧明. 关于中国员工个体特征对其公司满意度影响的实证研究[J]. 南开管理评论, 2004(7): 101-106.
- [13] 吕晓洁. 全面薪酬各维度满意度对知识型员工主观幸福感的影响探讨[D]. 北京: 中国人民大学, 2008.
- [14] 柯江林, 孙健敏, 丁沛如. 研发人员工作满意度影响因素研究: 人口特征视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2009(3): 192-196.
- [15] 姚先国, 方阳春. 高新企业薪酬制度及其效果的实证研究 [J]. 技术经济, 2005(11): 1-5.

## Empirical Study on the Relationship between Staffs Characteristics and Satisfaction to the Pay in Construction Company

Wan Hua, Liang Jincheng, Kong Meiyang

(School of economics and management, East China Jiaotong University, Nanchang 330013, China)

**Abstract:** The variance of Chinese construction company workers' pay satisfaction is analyzed from the perspective of demography. With the survey data of 200 samples collected in state-run enterprise in charge of construction, the worker's marriage, education, position, longtime in company, exception of gender and age, have significant effects on pay satisfaction. Finally, some results and suggestions for management have been discussed; set up new ideas about human capital to improve the employee's job satisfaction, improve married employees' welfare level, build dynamic pay system, optimize the structural design of the pay system.

**Key words:** staffs Characteristic; pay satisfaction; empirical study; construction company

(上接第 103 页)

## Empirical Research on the Link Between China's Inflation and Variability

Weng Dongdong

(Quanzhou Normal University, Fujian Quanzhou, 362000, China)

**Abstract:** In this paper, GARCH model generation Chinese measure of inflation volatility, and Analysis from January 1983 to April 2010 China's inflation and inflation volatility relationship. The results show that in China high inflation rate Granger causes high inflation variability, not vice versa. There is a stable and positive relationship between inflation and inflation variability, which is significant difference between the affects to inflation variability coming from the shock of inflation and that of deflation. Finally we drew conclusions that the control of inflation is more important than pursuing the economic growth.

**Key words:** inflation; inflation variability; granger causality test; GARCH models; robustness test