

中国长期、短期通货膨胀 不确定性与通货膨胀的关系

苏桔芳 赵昕东*

摘要: 基于中国 1983年 1月 - 2008年 3月的月度 CPI数据,本文应用马尔可夫机制转换 - 不可观测成分模型分离出长期和短期的通货膨胀不确定性,继而检验了不同期限的通货膨胀不确定性与通货膨胀水平之间的关系,由此得出的结论为:(1)马尔可夫机制转换 - 不可观测成分模型更好地拟合了中国通货膨胀动态过程;(2)长期通货膨胀不确定性和短期通货膨胀不确定性均与通货膨胀水平有正向的关系,然而通货膨胀对前者的影响更大。(3)2008年以来短期通货膨胀不确定性小幅增加以及长期通货膨胀不确定性突然上升的态势,预示公众对未来长期价格水平的预期存在着极大的不确定性。而通货膨胀具有社会成本往往是因为较高的通货膨胀与较高的长期通货膨胀不确定性紧密相关,因此这值得货币当局重点关注。

关键词: 通货膨胀不确定性 马尔可夫机制转换 不可观测成分模型

一、前言

当前国内外通货膨胀理论研究都十分强调预期的作用。研究者如此重视通货膨胀预期的原因部分是,价格的上升至少部分地是由于人们预期其会上升,这意味着预期通货膨胀率是实际通货膨胀率的重要决定因素。然而研究者普遍认为,完全被预期到的通货膨胀对经济的影响实际很小,因为工资、名义利率等会根据预期提前做出同步调整。因此研究者更关注的是通货膨胀预期的不可预测性或者称为通货膨胀不确定性(inflation uncertainty),认为这才是价格扭曲和社会福利损失的根源。一种广为接受的观点认为,通货膨胀不确定性通常是联系通货膨胀和实际经济活动的中间环节,即通货膨胀福利损失的产生,是由于经济行为主体对未来通货膨胀的不确定性增加并据此调整自身的经济行为所引起(Friedman, 1977; Cukierman and Meltzer, 1992; Bredin and Fountas, 2006)。如果上述观点成立的话,那么通货膨胀福利损失的真正症结则应该是其不确定性。因此如果通货膨胀不确定性高低相对通货膨胀水平大小对社会福利水平影响更大,人们似乎有理由更加关注通货膨胀不确定性。正如 Okun (1971)所指出:要真正理解通货膨胀所造成的福利损失,前提是正确理解通货膨胀水平与通货膨胀不确定性之间的关系。

自从 Friedman (1977)提出较高的通货膨胀率产生较高的通货膨胀不确定性的观点以后,关于两者的关系,无论是理论解释还是实证检验都得到了充分的研究。然而经验研究却发现,由于通货膨胀不确定性度量方法、研究样本、计量方法等方面的差异,结论并不一致,因此值得进一步寻找新的经验证据。由于受收集信息制约以及知识、能力不足等因素影响,经济行为主体对通货膨胀的长期、短期预期具有不同的特点,由此也导致不同期限的通货膨胀不确定性对经济行为主体的短期与长期的经济决策存在差异性。因此把通货膨胀预期分成短期预期与长期预期,进而研究短期通货膨胀预期不确定性和长期通货膨胀预期不确定性就成为一个重要的研究思路。Evans等(1991, 1993)与 Ball和 Cecchetti(1990)贡献了早期研究短期和长期通货膨胀

* 苏桔芳, 华侨大学商学院, 邮政编码: 362021, 电子信箱: suzufine@hqu.edu.cn; 赵昕东, 华侨大学商学院, 邮政编码: 362021, 电子信箱: xzhao@hqu.edu.cn.

本文得到了国家社会科学基金项目“中国通货膨胀与通货膨胀不确定性关系研究”(08BJL019)与教育部人文社科基金一般项目“中国核心通货膨胀的估计方法与应用研究”(07JJA790004)的资助。作者感谢审稿人对本文的评论和修改建议,但文责自负。

胀不确定性方面的三篇重要文献。Evans等(1991)应用一个时变系数且扰动项具有 ARCH效应的自回归模型,通过研究美国 1970年代至 1990年代的通货膨胀动态过程,估计了长期通货膨胀不确定性与短期通货膨胀不确定性。他们发现随着通货膨胀率的上升,长期通货膨胀不确定性而非短期通货膨胀不确定性随之上升。而 Ball和 Cecchetti(1990)发现短期和长期通货膨胀不确定性都随着通货膨胀率上升而上升,并且发现通货膨胀对长期通货膨胀不确定性影响更为强烈。Kim和 Nelson(1999)应用马尔可夫机制转换 - 不可观测成分模型 (Markov Regime Switching - Unobserved Components,简称 MS - UC模型)研究了美国的通货膨胀不确定性,他们发现短期通货膨胀不确定性与通货膨胀率是负相关关系,而长期通货膨胀不确定性与通货膨胀则是正向关联。Castillo(2007)以及 Bredin(2006)沿袭 Kim和 Nelson(1999)的分析框架,得到了类似的结论。

不过上述文献多以美国等西方发达国家为主要研究对象,新兴市场国家的实证研究较为少见,特别是中国国内目前还未见相关的研究。较之国外存在较为成熟的理论解释和大量的实证检验,关于中国通货膨胀水平与通货膨胀不确定性之间的关系,人们则了解相对较少。中国作为世界上最大的转型国家之一,通货膨胀现象具有新兴转轨市场国家一些共同的特点,即经济高速发展的同时,伴随着较高的通货膨胀和通货膨胀的激烈波动。尤其是 20世纪 80年代和 90年代发生的几次高通货膨胀,以及 2007年以来新一轮的价格水平迅速上升,至今都令人印象深刻,为我们提供了一个理解通货膨胀与通货膨胀不确定性关系极好的研究范本。基于此,本文通过设计一个适合中国实际的 MS - UC模型来研究我国的通货膨胀动态过程。与以往国内研究通货膨胀动态过程(例如龙如银等,2005;赵留彦等,2005)不同的是,本文应用的模型分别考虑了对通货膨胀的长期冲击和短期冲击,从而能够分离出长期和短期的通货膨胀不确定性,继而能够为检验通货膨胀水平与通货膨胀不确定性关系奠定基础。本文其余部分安排如下:第二部分分析了通货膨胀动态发生机制转换的原因,并设计了实证检验模型以及对所使用数据进行了说明;第三部分报告并分析了模型估计的结果;最后一部分总结了全文的结论并给出了相应的政策含义。

二、实证模型设计与数据

(一)MS - UC模型

通货膨胀动态过程的机制转换 (regime switching)的原因既可能产生于货币政策机制的变化,也可能由于经济结构变化,经济行为主体对经济状态认识的变化而引起。就中国而言,改革开放以来,货币政策机制伴随计划经济向市场经济过渡中已经发生了较大的变化。这体现在:货币政策的中介目标已从过去的信贷规模发展到现在的货币供应量;货币政策工具由过去直接的利率管制和贷款规模控制转变为间接调控;货币政策的传导机制也从过去的直接传导体系转换为政策工具 - 操作目标 - 中介目标 - 最终目标的间接传导机制。进一步观察我国 1980年以来的货币供应 M1增长率、经济增长率以及通货膨胀率的时间序列图(图 1),不难直观地发现,我国宏观经济在 1990年代中期前后出现了明显两个不同阶段的运行特征,这表明通货膨胀动态中的持久成分可能发生了机制转换。

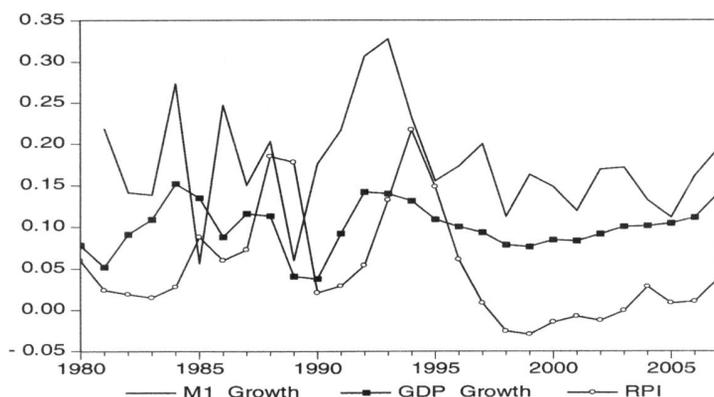


图 1 货币增长、经济增长和通货膨胀 (1980 - 2007)

国内有关我国通货膨胀率动态变化路径的研究在某种意义上支持了上述的判断。刘金全(2006)发现,随着我国经济改革的不断深化和宏观经济调控手段的逐步完善,通货膨胀系统内某些经济参数产生了明显的变化,从而发生了结构转变。龙如银等(2005)应用马尔可夫机制转换模型对我国 1984年以来通货膨胀率的动态路径进行了模拟分析,发现我国通货膨胀路径中存在高通货膨胀区制和低通货膨胀区制。通过与

传统自回归模型比较,他们认为马尔可夫机制转换模型考虑了通货膨胀率的内生转换机制,因而更好地刻画了我国通货膨胀率的数据生成过程。赵留彦等(2005)同样也有类似的研究,他们利用马尔可夫机制转换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。

鉴于中国通货膨胀动态发生机制转换的现实,为了能正确地解释通货膨胀与其不确定性关系,建立一个既考虑通货膨胀动态过程机制转换又能估计通货膨胀持久成分和短暂成分模型无疑非常重要。Kim和Nelson(1999)、Castillo(2006)在Ball和Cecchetti(1990)研究基础上,通过在随机扰动项和均值方程中引入马尔可夫机制转换从而扩展了标准的不可观测成分模型(UC模型)。这个扩展的UC模型不但可以得到长期和短期通货膨胀不确定性,而且可以直接检验通货膨胀水平与长期、短期通货膨胀不确定性之间的关系。参考Kim和Nelson(1999)、Castillo(2007)的模型设定,结合中国通货膨胀动态特点,设计如下计量检验模型:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \pi_t^T + \mu_1 S_{1,t} + \mu_2 S_{2,t} + \mu_3 S_{1,t} S_{2,t} + (h_0 + h_1 S_{2,t}) e_t \\ \pi_t^T &= \pi_{t-1}^T + (q_0 + q_1 S_{1,t}) v_t \quad e_t \sim N(0, 1) \quad v_t \sim N(0, 1) \end{aligned} \quad (1)$$

v_t 和 e_t 均服从标准正态分布且相互独立,分别表示对通货膨胀率持久成分和短暂成分的冲击。例如,对持久成分的正向冲击包括因为供给冲击而使得通货膨胀趋势的上升,负向冲击则可能是中央银行通过给经济降温从而降低通货膨胀率。而对短暂成分的冲击可用于解释任意导致实际通货膨胀率暂时偏离持久成分的需求冲击。 S_1 和 S_2 是相互独立的不可观测变量,决定区制所处的状态。以下式子描述了状态的转换概率:

$$\begin{aligned} \Pr(S_{1,t} = 0 / S_{1,t-1} = 0) &= p_{00} & \Pr(S_{1,t} = 1 / S_{1,t-1} = 1) &= p_{11} \\ \Pr(S_{2,t} = 0 / S_{2,t-1} = 0) &= q_{00} & \Pr(S_{2,t} = 1 / S_{2,t-1} = 1) &= q_{11} \end{aligned}$$

由以上模型特点看,存在四个不同的区制,分别定义为区制 1、2、3、4,对应不同的区制组合:

$$(S_{1,t} = 0, S_{2,t} = 0) \quad (S_{1,t} = 0, S_{2,t} = 1) \quad (S_{1,t} = 1, S_{2,t} = 0) \quad (S_{1,t} = 1, S_{2,t} = 1)$$

状态变量取值 0、1 时分别表示冲击的方差处于高位、低位状态。因此区制 1 表示长期和短期冲击的方差处于低位的状态,其余的区制可类推解释。 p_{00} 表示对持久成分的冲击仍然维持在区制 1 状态的概率。 μ_1 、 μ_2 、 μ_3 体现了通货膨胀不确定性对通货膨胀的影响。其中 μ_1 表示通货膨胀持久成分在高位时所伴随的不确定性的影响, μ_2 则表示短暂成分处于高位时不确定性的影响,考虑到不确定性对通货膨胀的影响可能是非线性形式,因此 μ_3 可以用于体现短期通货膨胀不确定性和长期通货膨胀不确定性对通货膨胀水平的共同影响。

上述模型估计后一般需要进行三项检验。其中之一是非嵌套模型选择检验,用于检验不同模型之间的优劣性能。已有的非嵌套检验方法除了 Mizon - Richard 容性检验法之外,还有 Davidson - MacKinnon 检验、Cox 检验等。而 Vuong(1989)提供了另外一种更好的方法,他在两个模型解释能力相等的假设下得到 Z 统计量并进行似然比检验,极大地提高了模型择优的效果,故本文将选用 Vuong(1989)的模型择优检验方法。具体得到 Vuong 检验统计值的过程如下:

先计算得到:

$$m_i = \frac{1}{2} \log \left[\frac{RSS_A}{RSS_B} \right] + \frac{n}{2} \left[\frac{(e_A)^2}{RSS_A} - \frac{(e_B)^2}{RSS_B} \right] \quad i = 0, 1, \dots, n \quad (2)$$

其中, RSS 代表模型的残差平方和, e 代表模型的残差。依据 (2) 式求得 m_i 后,以 m_i 为因变量,对常数项进行回归,得出回归系数的 T 值后,再乘以 $\sqrt{(n-1)/n}$,即得到 Z 统计值,若值大于 5% 显著性水平的临界值 1.96,则表明模型 B 显著优于模型 A。

第二个检验是机制分类测度检验 (Regime Classification Measure, 简称 RCM),用于检验马尔可夫机制转换模型的状态划分是否合理。Ang 和 Bekaert(2002)在假定真实机制分类状态数 M 是一个贝努里随机变量基础上,提出以下的测度:

$$RCM(M) = 1 - M^M \times \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \prod_{m=1}^M p(s_t = m / s_{t-1}) \quad (3)$$

RCM 值处于 0 到 1 之间。当 $RCM = 1$,表明状态变量的分类是完美的;当 $RCM = 0$,则表明数据中没有可获得的机制转换信息。RCM 值类似于线性回归模型中的可决系数 R^2 ,其值越高,则表明机制分类越合理。

为了保证最终模型估计的正确性,本文还对模型残差进行了诊断。这些诊断包括对模型残差进行正态性、自相关性和 ARCH 效应三种检验。

(二) 样本数据说明

本文以 CPI 度量通货膨胀水平,考察的样本区间为 1983 年 1 月 - 2008 年 3 月,共 303 个数据,其中前 37 个数据被用于获得模型估计所需要的参数初始值。数据来源于中国经济信息网数据库。图 2 给出了同比通货膨胀率变化轨迹表明我国的通货膨胀发生了深远的变化,包含了相当丰富的信息:20 世纪 80 年代中期由计划经济向市场经济转轨初期由于“价格闯关”导致了政策性通货膨胀。接着,在 90 年代中期,由于缺乏有效的需求约束,加上房地产、股票、钢材、粮食等市场上的投机行为再次引发公众的通货膨胀预期,使得通货膨胀率上升至 20% 以上。此后实行紧缩的财政货币政策和整顿金融秩序,通货膨胀率又有效地在 90 年代末降低至个位数。2006 年以来,通货膨胀又有所抬头,特别是 2008 年连续几个月份通货膨胀率高达 7% 以上。然而,图 2 却无法反映公众通货膨胀预期不确定性的特点,更无法细致入微地揭示长期和短期通货膨胀不确定性等重要信息,因此有待于以下部分应用计量方法深入挖掘。

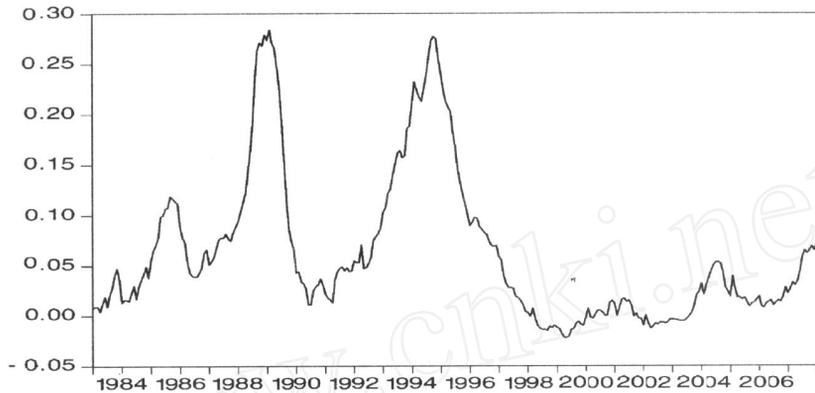


图 2 月度同比通货膨胀率 (1983. 1 - 2008. 3)

三、模型的估计结果与分析

(一) 计量模型估计结果

本文设计的模型把通货膨胀率分解为持久成分和短暂成分,模型估计的前提条件就必然要求通货膨胀是一个单位根过程。因此我们先对同比通货膨胀率进行单位根检验以确定本文所使用的样本数据是否符合模型要求,其中包括 ADF 检验、PP 检验以及 KPSS 检验。

ADF 检验结果显示,在由 AIC 准则确定的最优滞后阶数为 5 并不包含时间趋势而包含截距项的条件下,ADF 统计量为 -2.72,而 5% 的临界值为 -2.871,因此在 5% 水平下接受通货膨胀过程存在一个单位根的原假设。由于 ADF 检验的零假设是存在单位根,除非有非常强的证据不支持它,否则认为存在单位根,而近来发展的 KPSS 检验可以克服这一缺陷。因此进一步采用 KPSS 单位根检验通货膨胀序列是否平稳。KPSS 单位根检验结果显示,LM 统计量为 0.182,大于 5% 的临界值 0.146,因此在 5% 水平下拒绝通货膨胀过程是平稳序列的原假设。结论与 ADF 检验一致,由此我们可以较有把握地认定通货膨胀的数据特征是符合模型估计的前提条件。

满足模型估计的前提条件下,本文利用 Gauss8.0 软件与 Matlab7.1 软件编程实现模型的估计。Kim 滤波估计所必需的参数初始值先采用样本开始前 37 个数据获取,然后对余下样本再次估计,估计结果列在表 1 中。

表 1 模型的估计结果与模型检验结果

参数	q_0	q_1	h_0	h_1	μ_1	μ_2	μ_3	p_{00}	p_{11}	q_{00}	q_{11}
估计值	0.055	0.251	0.112	0.156	0.162	0.124	-0.262	0.958	0.987	0.438	0.970
标准差	0.004	0.001	0.016	0.031	0.029	0.054	0.156	0.027	0.008	0.317	0.019
对数似然值	-273.65										
BDS 检验	(0.082)						RCM 检验:				
ARCH 检验	(0.203)						状态变量 1		0.826		
KS 检验	(0.072)						状态变量 2		0.754		
AR(2) - GARCH(1,1)			2.481**								
ARMA(2,1) - GARCH(1,1)			1.863*								

注: (1) 残差诊断与 Vuong 检验中括号内数值均为伴随概率 P 值。(2) * 表示在 10% 水平上显著, ** 表示在 5% 水平上显著。

在对参数估计结果进行解释之前,有必要先报告模型的整体性能。对模型估计后所得到的残差分别进行自相关性的 BDS 检验、正态性的 KS 检验以及 ARCH 效应检验,我们发现,在 5% 显著性水平下,分别拒绝自相关、非正态以及存在 ARCH 效应的原假设。进一步对马尔可夫机制转换模型机制分类合理性进行测度,测度的结果显示,对于状态变量 1 和状态变量 2,其 RCM 值分别为 0.826 和 0.754。因为当 RCM 值为 1,表明状态分类是完美的,因此本文设计模型时,分别把通货膨胀长期和短期冲击的方差设计为高方差和低方差两个状态具有较高的合理性。最后一个检验是非嵌套模型选择检验。由于 GARCH 模型是另一个常用于度量通货膨胀不确定性的模型,因此本文选取了两类 GARCH 模型:AR(2) - GARCH(1,1) 模型、ARMA(2,2) - GARCH 模型分别与 MS - UC 模型相比较,验证哪类模型更符合通货膨胀的数据生成过程。依据前述计算检验统计量步骤,计算了 MS - UC 模型与 AR(2) - GARCH(1,1) 模型以及 MS - UC 模型与 ARMA(2,2) - GARCH 模型两次模型选择的检验统计值 Z。结果显示,对于 MS - UC 模型与 AR(2) - GARCH(1,1) 模型,Z 值为 2.248,大于 5% 水平的临界值 1.96,表明 MS - UC 模型优于 AR(2) - GARCH(1,1) 模型;对于 MS - UC 模型与 ARMA(2,2) - GARCH(1,1) 模型比较,Z 值为 2.248,大于 10% 水平的临界值 1.64,同样表明 MS - UC 模型优于 ARMA(2,2) - GARCH(1,1) 模型。以上三类检验支持了我们所选择的模型适合中国通货膨胀动态过程,同时也表明了以下的分析具有统计意义。

(二) 估计结果分析

第一,模型估计的一个重要结果是我们得到了各区制转移概率,进一步就可以计算持久成分冲击以及暂时成分冲击的高不确定性的概率,这就度量了长期和短期通货膨胀不确定性。图 3 给出了通货膨胀率和短期通货膨胀不确定性的时间序列,图 4 则给出了通货膨胀率和长期通货膨胀不确定性的时间序列。以下两图有助于我们直观地考察长期、短期通货膨胀不确定性的变化特征以及它们与通货膨胀水平之间的关系。

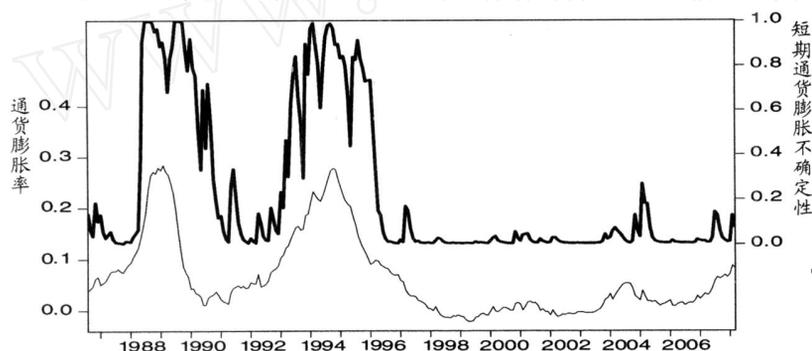


图 3 通货膨胀率(细线)与短期通货膨胀不确定性(粗线)

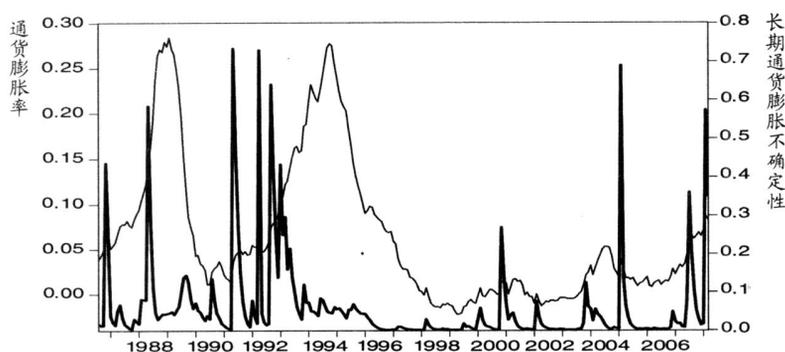


图 4 通货膨胀率(细线)与长期通货膨胀不确定性(粗线)

图 3 与图 4 反映了经济转型过程中,我国经济行为主体通货膨胀预期不确定性的基本特征。经济体制改革初期,经济活动仍然主要由计划确定,经济人受不确定性因素影响较小。反映在图 3 中,这个时期大部分月度通货膨胀不确定性也比较小。但随着经济体制改革的深入,不确定性因素对经济主体行为的影响逐渐增强。例如 1988 - 1990 年期间,持续几年的物价上升和准备全面物价改革,公众的通货膨胀预期不确定性大大增强,随后有一定程度的放缓。这反映了这一阶段价格改革“走走停停”的曲折过程以及政府宏观经济政策的频繁变动。例如 1988 年,很难预期政府是否继续以更大的力度推进价格市场化,是否会继续实施过度扩张的信贷政策,否则不会导致当时大规模的银行挤提和一些城市的抢购风潮。同样,在 1993 年左右,房地产、股票、钢材、粮食等市场上的投机行为再次强化公众的通货膨胀预期,并转化为盲目的经济行为,使

短期通货膨胀不确定性粘在较高水平上。1995年以后通货膨胀预期相对稳定在低不确定性状态,状态的转换并不频繁。1998年中央银行逐步建立以基础货币为操作目标,货币供应量为中介目标的货币政策调控机制,货币政策总体保持一种相对稳定态势,使通货膨胀预期保持一种低不确定性的稳定状态。2004年为治理经济过热,货币政策发生了明显转变,导致长期和短期的通货膨胀不确定性都出现短暂的高企,但随后都逐步放缓。2008年以来,短期通货膨胀不确定性有小幅增加的迹象,而长期通货膨胀不确定性却有大幅度的提高,这预示着公众对未来长期价格水平的预期存在着极大的不确定性,由于通货膨胀预期是影响通货膨胀的重要因素,2008年以来短期通货膨胀不确定性小幅增加以及长期通货膨胀不确定性相对于之前数月突然上升的态势,应当引起货币政策当局的研究和重视。

第二,更为重要的一个发现是,在短期通货膨胀不确定性较高的状态下,也伴随着较高的长期通货膨胀不确定性,但持续时间相比短期通货膨胀不确定性的持续时间更短。由于在模型的估计中,能得到不同机制之间转换的平滑概率, p_{11} 和 p_{00} 分别表示通货膨胀长期冲击方差在高位状态和低位状态得以持续的平滑概率,这两个参数估计值分别为0.987和0.958,而 q_{00} 和 q_{11} 分别表示短期冲击的方差在高位状态和低位状态得以持续的平滑概率。根据公式可以测算出某一种机制持续的平均时间,这将有助于对变量的未来趋势进行科学判断。各区制持续期计算公式: $D(S_t) = 1/(1 - p_{ii})$ 。从参数的估计结果可以看出,从平均意义而言,高长期通货膨胀不确定性状态持续时间大约为20.8个月,而高短期通货膨胀不确定性区制平均持续时间大约为33.3个月。这表明无论公众的通货膨胀长期预期进入高不确定性或者是低不确定性状态,自身的状态持续性概率都比较高,也说明两种区制都具有很高的稳定性。这一结果与赵留彦等(2005)的研究结论类似。

第三, μ_1 、 μ_2 估计值符号反映了长期通货膨胀不确定性与短期通货膨胀不确定性对通货膨胀的影响是正向或者是负向。从估计的系数符号看,两者都为正数,且在5%水平下统计显著。这表明了无论是高的长期通货膨胀不确定性或者是短期通货膨胀不确定性伴随高的通货膨胀。这个发现增强了Friedman-Ball(1977)关于较高的通货膨胀导致较高的通货膨胀不确定性的论断的说服力。进一步计算短期通货膨胀不确定性与通货膨胀水平的当期相关系数,结果显示相关系数值为0.71,而长期通货膨胀不确定性与通货膨胀水平的当期相关系数较低,仅为0.23,但我们继续计算通货膨胀水平滞后一期与长期通货膨胀不确定性的相关系数,发现相关程度有一定程度的提高。通过观测图4我们也可以发现,在1988年和1993年两次高通货膨胀期间,长期通货膨胀预期已在通货膨胀出现峰值之前出现了高不确定性状态,显示出公众对未来价格水平预期极度不稳定性,进一步加剧了通货膨胀率的上升。2007年以来,我国通货膨胀率一直处于不断回升的趋势。新一轮的通货膨胀除了具有明显结构性特征的特点外,而且还是一种属于预期型的通货膨胀。不可预期的因素逐渐增大,经济行为主体对于通货膨胀的信念高度不一致,导致无论是短期通货膨胀不确定性还是长期的通货膨胀不确定性都处于较高的状态。

四、结论与政策含义

本文基于1983-2008年月度CP数据,以不同期限预期不确定性与通货膨胀水平可能具有不同的关系作为研究的切入点,通过设计一个马尔可夫机制转换-不可观测成分模型对通货膨胀动态进行拟合,从而实现长期与短期通货膨胀不确定性的分离,继而检验了这两种类型通货膨胀不确定性与通货膨胀水平的关系。由此产生的主要结论及政策含义有:

第一,基于非嵌套模型选择检验以及机制分类测度检验,本文发现MS-UC模型比GARCH类模型更好地拟合了中国通货膨胀动态过程。模型估计后所得到的长期通货膨胀不确定性与短期通货膨胀不确定性基本上反映了我国经济转轨过程中经济行为主体通货膨胀预期的特点。尤其2008年以来短期通货膨胀不确定性小幅增加以及长期通货膨胀不确定性相对于之前数月突然上升的态势,预示公众对未来价格水平的预测极其不稳定,因此可能进一步干扰公众的消费、投资决策,这应当引起货币政策当局的重点关注。中央银行必须予以相应的措施或政策来抑制高不确定性以进一步防止未来高通货膨胀再度出现。这就要求正确地判断当前通货膨胀不确定性所处的区制,才能合理地制定相应的货币政策,促进经济平稳、较快、健康地发展。

第二,通货膨胀水平较高的时段长期与短期通货膨胀不确定性均会增大。同通货膨胀与短期通货膨胀不确定性所展示的强烈的即期正相关关系略有差异的是,通货膨胀水平滞后一期与长期通货膨胀不确定性的相关系数较之它们的当期相关系数具有较大的提升。以上结论从一个新的角度上增强了Friedman-Ball的论断,同时这个结论意味着通货膨胀成本很大程度上和通货膨胀不确定性的成本联系在一起,因此稳定价格和维持低通货膨胀环境可能成为中央银行减少通货膨胀不确定性的重要手段。(下转第59页)

弃这种模式,就必须从激励层面改善地方政府的环境监管行为:一方面要在完善政绩考核的基础上,通过机制设计使得地方政府在环境监管过程中进行信息和决策公开,并赋予公众享有充分的话语权;另一方面,要进一步优化我国的财政体制,使得地方政府在承担事权的同时享有更多的财权。针对部分落后地区在招商引资过程中的“宁肯毒死也不愿饿死”的倾向,应完善对落后地区的转移支付制度,为落后地区提供必要的财力保障,更有效地进行污染治理,实现经济发展方式的根本转变。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳、王美艳:《经济发展方式与节能减排内在动力》,载《经济研究》,2008(6)。
2. 陈华文、刘康兵:《经济增长与环境质量:关于环境库兹涅茨曲线的经验分析》,载《复旦学报》(社会科学版),2004(2)。
3. 国家统计局:《中国环境状况公报》(2002 - 2006年各期),载 [http: www. china. com. cn/environment/2009 - 02/02/content_17211688. htm](http://www.china.com.cn/environment/2009-02/02/content_17211688.htm)。
4. 李义平:《当前制度框架中地方政府的行为分析》,载《当代经济科学》,2004(5)。
5. 绿色和平组织:《跨国公司污染信息公开存双重标准》,载 [http: env. people. com. cn/GB/1072/7171512. html](http://env.people.com.cn/GB/1072/7171512.html),2008 - 04 - 27。
6. 彭水军、包群:《经济增长与环境污染——基于面板数据联立方程的估计》,载《世界经济》,2006(11)。
7. 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,载《经济研究》,2007(7)。
8. Blanchard, O. and Shleifer, A., 2001. "Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia" MF Staff Papers, Vol 48, pp. 171 - 179.
9. Grossman, G M. and Krueger, A. B., 1991. "Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement" NBER Working Paper, No. 3914.
10. Shah, A., 1994. "The Reform of Intergovernmental Fiscal Relations in Developing and Emerging Market Economies" World Bank Policy Research Series Paper, No. 23.
11. Stokey, N. L., 1998. "Are There Limits to Growth?" International Economic Review, Vol 39(1), pp. 1 - 31.
12. Thomas, Mike, 2007. "Climate Change and the Stem Review." Available at [http: www. climatecooperation. org/ index. php? title = stem - review/mike - thomas - 2](http://www.climatecooperation.org/index.php?title=stem-review/mike-thomas-2)

(责任编辑:彭爽)

(上接第 17 页)

最后需要指出的是,本文虽然初步说明了我国通货膨胀率的机制转换与中央银行的货币政策机制的变化之间的联系,但是没有进一步应用计量方法进行验证,这是一个值得进一步研究的课题。因为如果货币政策机制变化能够解释通货膨胀机制转换的部分原因,那么进一步研究对于如何减少政策的不确定性以至在制度安排上或者是具体程序操作上给出建议方面无疑是有益的,同时对于明晰货币政策机制变化在通货膨胀 - 通货膨胀不确定性关系中所扮演的角色也不无裨益。

参考文献:

1. 胡日东、苏桔芳:《中国通货膨胀与通货膨胀不确定性的非线性关系》,载《数量经济技术经济研究》,2008(2)。
2. 刘金全:《我国通货膨胀率动态波动路径的结构性转变特征与统计检验》,载《中国管理科学》,2006(2)。
3. 龙如银、郑挺国、云航:《Markov区制转移模型与我国通货膨胀波动路径的动态特征》,载《数量经济技术经济研究》,2005(10)。
4. 赵留彦:《中国通胀预期的卡尔曼滤波估计》,载《经济学(季刊)》,2005(4)。
5. 赵留彦、王一航、蔡婧:《中国通胀水平与通胀不确定性:马尔柯夫域变分析》,载《经济研究》,2005(8)。
6. Ball, L. and Cecchetti, S., 1990. "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons" Brookings Papers on Economic Activity, Vol 21, pp. 215 - 245.
7. Bredin, D. and Fountas, S., 2006. "Inflation, Inflation Uncertainty, and Markov Regime Switching Heteroskedasticity: Evidence from European Countries" Money Macro and Finance Research Group Conference, No. 125.
8. Castillo, P. et al., 2007. "Monetary Policy, Regime Shifts, and Inflation Uncertainty in Peru (1949 - 2006)." Central Reserve Bank of Peru Working Papers, No. 2007 - 005.
9. Evans, M., 1991. "Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty" Journal of Money, Credit, and Banking, Vol 23, pp. 169 - 84.
10. Evans, M. and Wachtel, P., 1993. "Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty" Journal of Money Credit and Banking, Vol 25, pp. 475 - 511.
11. Friedman, M., 1977. "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment" Journal of Political Economy, Vol 85, pp. 451 - 472.
12. Kim, C. J. and Charles, R. N., 1999. State - Space Models with Regime - Switching: Classical and Gibbs - Sampling Approaches with Applications The MIT Press, pp. 139 - 167.

(责任编辑:陈永清)