

通货膨胀动态路径的结构性转变特征与货币政策启示研究

中国财政金融政策研究中心 张成思

摘要：通货膨胀动态机制是否发生结构性转变对分析通货膨胀动态走势和制定宏观经济政策都至关重要。本文运用新的未知断点结构性变化检验法研究了1981—2007年中国月度通胀率动态路径的内生性变化特征。为了精确捕捉结构性变化的统计特性，本文使用非标准分布条件下的渐进伴随概率分布函数计算了干扰参数（nuisance parameter）检验统计量对应的 p -值。实证结果显示，中国通胀率动态路径在九十年代中期发生了显著性的结构变化。基于这种结构性转变的脉冲响应对比分析说明，新时期货币当局需要加强对通货膨胀动态路径变化的监控，进一步深化“稳定物价”、“控制通胀”的货币政策。

一、引言

2007年以来，中国消费者价格指数不断攀升，从1月份的2.2%、2月份的2.7%，一路涨到7月份的5.6%，创10年来的新高，这似乎引起人们对新一轮通货膨胀的担忧。然而，由于近期的物价上涨主要由食品价格引发，因此目前的通货膨胀带有明显的结构性通胀特征，只要政策措施得当，通货膨胀继续上涨的势头是可以得到有效遏制的。

但是，近期CPI的走势变化却从另一个层面，对中国的经济学家和货币当局提出了一个重要而且值得思考的问题：中国的通货膨胀动态路径在过去的一段时期内，是否发生了显著的结构性转变？因为通货膨胀是我国中央银行逐步完善以利率工具为基础的货币政策传导机制中的核心要素之一，更是关系到国计民生、构建和谐社会的基础，因此，通过研究通胀率时间序列的动态走势变化来分析宏观货币政策非常重要。

正因为如此，近年来国内许多学者和政策分析专家对我国现阶段通货膨胀的动态特点及通胀率与经济增长的互动关系进行了不断的探索和研究，重要的文献包括樊纲（1999），余永定（1999），刘树成（1999），高铁梅等人（2003）以及刘金全等人（2006）。

毋庸置疑，这些研究对理解我国现阶段通货膨胀动态走势和宏观政策调控等都具有很高的理论和应用价值。但是，已有研究却很少考虑我国通胀动态路径可能存在的内生性结构变化问题。而对中国而言，在改革开放后的二十几年时间内，无论是经济体制和宏观政策都发生了深远的变化，那么中国通货膨胀的动态路径是否随

着宏观政策和经济结构的调整而发生了显著变化？通胀动态过程的结构性转变特征对宏观政策分析和制定有什么深层的启示？

对于这些问题的深入探讨不仅需要采用科学的研究方法，而且要对经验结果做出科学合理的解释，这样才能有针对性地提出对保持经济平稳健康发展有所裨益的政策建议，从而防止出现持续过高的通货膨胀，同时也避免出现长期的通货紧缩甚至是流动性陷阱问题。本文尝试研究中国通货膨胀动态路径结构转变特征的初衷也正在于此。

为此，我们将对 1981—2007 年期间中国月度通胀率的动态过程结构稳定性进行研究，探索通胀动态过程结构变化特征对政策分析的影响。众所周知，结构性变化的经济计量问题可以回溯到著名的邹氏（Chow, 1960）检验法，但邹氏检验必须假设已知断点，即结构变化时刻点为外生变量。而现实经济生活中经济变量的互动关系普遍存在时滞效应，如果事先假定一个已知的政策变化点作为样本分割点来考察通胀动态过程的变化，不利于准确甄别我国通胀动态路径在不同时期的变化情况，也难以精确捕捉其真实的结构转变点。因此，假设结构断点为未知的内生变量对研究相关问题更加科学。

从实质上说，未知断点结构变化检验涉及到统计学中一个重要的概念，即干扰参数（nuisance parameter）问题。因为结构断点作为一个待估计参数只出现在备择假设（模型中参数发生结构性变化）中，而并不出现在原假设中（模型中参数无结构变化）。这样，由于干扰参数的存在，对应的检验统计量不再服从标准的统计分布（如渐进正态分布），统计量对应的伴随概率（ p -值）也就不能由标准条件下的统计分布函数计算。

目前国内对未知断点结构转变的经济计量问题的研究相对较少。刘金全等人（2006）使用 1 阶自回归过程（AR(1)）在探索我国通胀率动态波动路径变化方面做了有益的尝试，但由于 AR(1) 模型难以捕捉中国通货膨胀表现出的丰富动态机制（张成思，2007），所以使用 1 阶滞后期会造成显著的序列相关性问题，从而难以获得正确可靠的统计结果。更值得注意的是，已有研究并没有真正认识到未知断点结构变化检验存在的干扰参数（nuisance parameter）问题，在计算邹氏检验统计量的 p -值过程中使用的仍然是标准的概率分布函数。

有鉴于此，本文将应用 Andrews 和 Ploberger(1994)的未知断点结构稳定性检验法来考察我国通胀动态路径的结构转变特征，从而减少由于断点的任意选取而对估计结果可能带来的敏感性。同时，为了精确捕捉结构性变化的统计特性，我们将利用 Hansen（1997）提出的非标准分布条件下的渐进伴随概率分布函数，计算干扰

参数 (nuisance parameter) 检验统计量对应的 p -值。

通过以上方法我们对中国 1981 年 1 月至 2007 年 4 月的月度频率消费者价格指数通胀率和零售商品价格指数通胀率的动态路径进行了分析, 结果发现, 中国通胀率动态过程在 1994 年末发生显著性结构转变, 而且变化集中表现在通胀率动态机制中的滞后分布项参数上。我们进一步通过脉冲响应对比分析, 阐明中国通货膨胀在不同时期受到随机冲击后的变化轨迹特征以及实证结果对我国宏观经济政策分析的重要含义。

为此, 本文的结构安排如下: 第二部分对中国两种通货膨胀变量的动态时序特征和经济背景做了描述, 指出近年来通胀水平的变化特征和相关驱动因素; 第三部分是通胀动态路径的模型设立及使用的统计检验方法介绍; 第四部分进行脉冲响应对比分析并阐明相关的政策含义; 第五部分总结全文。

二、中国通货膨胀动态路径描述性分析

通货膨胀水平可以通过各种不同的价格指数来衡量, 为综合考察我国通货膨胀的动态变化特征, 避免只专注于一种通胀指标可能导致的研究结论的片面性, 本文考察了两种月度频率的通胀率变量, 分别是全国居民消费者价格指数通胀率 (CPI) 和零售商品价格指数通胀率 (RPI)。这两种通胀变量包含的信息不同, CPI 主要反映一定时期内城乡居民所购买的生活消费品价格和服务项目价格变动程度, 而 RPI 反映的是城乡商品零售价格的变化趋势。这样, 通过研究包含不同信息的通胀指标, 我们希望尽可能全面地刻画最近二十几年我国通胀动态过程的结构转变特征, 从而使研究结果的政策建议更具参考价值。

CPI 和 RPI 的数据 (月度同比) 来源于国家统计局和《中国经济景气月报》。图 1 给出了中国两种通胀率 1981 年 1 月—2007 年 4 月的时序图。可以看到, 基于不同价格指数的通胀率在各个时点的水平存在差异, 但总体上的动态走势比较相近, 各通胀变量在 80 年代末和 90 年代中期都表现出较强的高企态势, 而自 90 年代后期开始物价变动明显减弱, 各种通胀指标持续走低, 尤其是在 1998—2000 年期间曾一度显现出通货紧缩的阴影, 在此之后通货膨胀虽然有所上升, 但都维持在比较温和的水平。

图 1 中描绘的通货膨胀的动态变化路径所包含的信息是相当丰富的, 从某种程度上反映了我国自改革开放以来经济结构和宏观政策的变迁对通货膨胀的影响情况: 上世纪 80 年代初期国家开始进行价格体系调整, 包括降低农业税收, 提高农产

品价格，同时对工业产品价格也进行了一定幅度的调整，允许部分工业品浮动定价。由于价格体系的调整和部分商品价格的逐步放开，从 1983 至 1985 年间我国消费者价格指数和零售商品价格指数都在不断爬升，虽然通胀水平尚未发展到十分严重的程度，但是已经初步显露出高通货膨胀的势头。

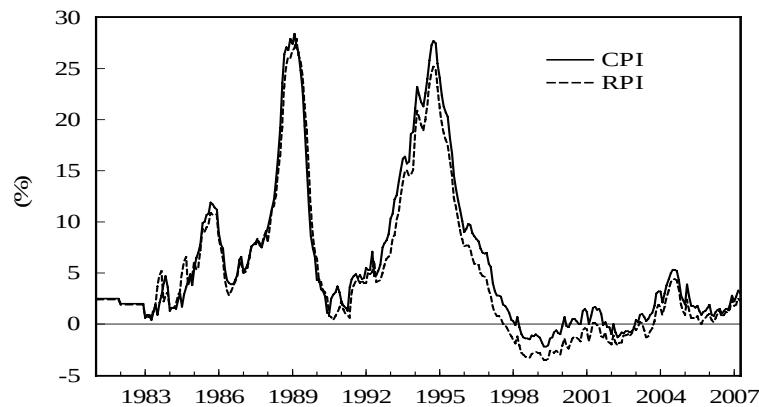


图 1 1981—2007 年中国月度通胀率

但是，由于从封闭的计划经济向开放的市场经济转轨初期，价格改革还处于试验阶段，没有既成的成功模式可以完全照搬，而当时政府和经济界对价格上涨的动态趋势和政策效果的滞后效应估计不足，随着这种“以调为主”、“以放为辅”的价格改革的进一步深化，“价格闯关”政策带来的经济发展持续过热终于在 1988 年表现出来，期间全国消费者价格指数和零售商品价格指数连续两年两位数字高副上涨，一度超过了 20% 的高位水平。在此之后，中央政府通过政策调节和治理整顿，使市场价格总水平在 90 年代初回落到了 4% 以下。

从 1991 年开始，我国政府提出进一步加快改革开放和现代化经济建设的步伐，促进经济回升，全国形成了新一轮波澜壮阔的经济发展景象。但是，由于当时我国仍处于计划经济体制向市场经济转轨时期，缺乏有效的需求约束，加之当时的经济开发区热和房地产投资浪潮，导致高信贷投放甚至盲目扩张投资现象的出现，造成中国通货膨胀在 90 年代中期再次窜升到 20% 以上。而自 1995 年开始的紧缩财政、货币政策和整顿金融秩序等措施，又有效地将总体物价水平的增幅在 90 年代末拉回到 2 位数字以下。

从图 1 可以看到，自 1998 年初期开始，我国消费者价格指数连续两年出现负增长，而商品零售价格指数从 1997 年 10 月至 2003 年 9 月甚至出现长达 72 个月的持续负增长状态（仅 2001 年 4、5 月份和 2003 年 3、4 月份出现正增长），并且至今一直维持在相对较低的水平。

为了进一步清晰地表现中国通胀水平的丰富动态变化路径,我们考察了通货膨胀的均值随时间推移的变动情况。图 2 描绘了通胀率 5 年期滚动窗口均值估计的时序图以及相应的全样本(1981 年 1 月—2007 年 4 月)均值估计。图上绘制的序列对应的是各个滚动窗口的起始时刻点。不难看出,1995 年以前,通胀均值水平的滚动估计明显高于全样本均值估计,而 1995 年之后,5 年期的滚动通胀均值水平出现大幅下跌,并且一度出现负值。

实质上,图 2 描绘的通货膨胀均值水平滚动估计值表现出的明显变化,从一个侧面暗示出我国通胀动态机制的深层结构性转变特征。这可以通过通货膨胀的动态自回归模型来理解。例如,假设通胀率时间序列的真实数据生成过程由一般的 p 阶自回归模型 $AR(p)$ 来刻画,即

$$\pi_t = c + \alpha(L)\pi_{t-1} + u_t$$

(1)

π_t 表示 t 时刻的通胀率, c 是常数项, $\alpha(L) = \alpha_1 + \alpha_2 L + \dots + \alpha_p L^{p-1}$ 为滞后算子多项

式, u_t 代表无序列相关性的随机扰动项。不失一般性地,假设通胀率为均值回复

(mean-reverting) 序列,那么通过对 (1) 左右取期望可以获得均值的计算公式

$$\mu = E(\pi_t) = \frac{c}{1 - \alpha(1)}$$

(2)

其中 $\alpha(1) = \alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_p$ 。

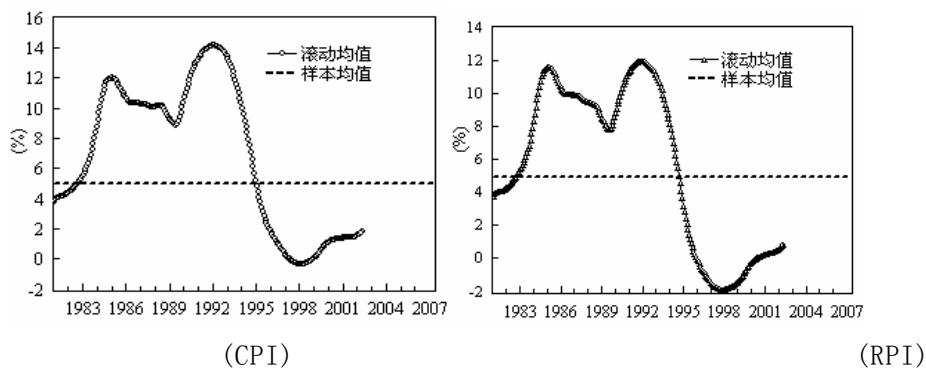


图 2 中国通胀率(5 年期窗口)滚动平均值与全样本均值估计

通过等式 (2) 可以看出,中国通货膨胀的均值变化暗示其动态 AR 过程中的截距项和(或)动态自回归系数($\alpha_i, i=1, 2, \dots, p$)可能发生结构性转变。进一步,依据时间序列分析理论,通胀率对随机扰动项的脉冲响应由动态自回归系数决定。所以,

如果我国通胀率均值水平变化是由 α_i 的变化而驱动,那么通胀动态路径的变化就暗示着通货膨胀对随机冲击的反应随时间推移可能也会出现明显差异。

当然,通货膨胀动态机制的转变是否具有统计显著性以及发生结构性变化的时间断点估计,需要使用科学的统计检验方法来判定,从而进一步研究随机冲击对通货膨胀影响的动态路径的变化情况。因此,下一部分讨论通胀动态模型设立及相关统计检验的方法。

三、通胀率动态模型设立与结构性变化检验

1. 模型设立

上文描述的我国通胀率在不同时期表现出的丰富动态变化情况,意味着经济学者特别是中国的经济研究工作者有责任对通胀率动态路径的结构性转变特征和政策含义做出科学合理的阐释,引发对相关问题更为深入的学术探讨,从而引起相关学者和政策专家对我国通胀动态路径变化情况的关注。

就标准的时序分析理论而言,自回归移动平均过程 (ARMA) 一般可以用来刻画不含单位根的时序变量的动态路径。我们在第二部分为简化分析曾假设移动平均 (MA) 部分的动态阶数为 0。这里,科学严谨的模型设立需要首先检验各个时序变量是否含有单位根,然后判断 ARMA (p, q) 模型的具体形式。

为此,我们首先使用 ADF 检验确定我国通胀率序列的单整阶数。ADF 检验结果显示, CPI 和 RPI 通胀率对应的 ADF 检验统计量的 p-值分别为 0.012 和 0.031,表明在 5% 的显著性水平下拒绝通胀变量含有单位根的原假设¹。因此,在下面的分析中我们假设通胀率不含有单位根。实际上,由于单位根检验存在的统计低功效 (low power) 问题,虽然 ADF 检验结果说明在 1% 的显著性水平下不能拒绝单位根假设,但这里基于 95% 的置信水平来假设我国通胀率时序变量不含有单位根是相对合理的。

接下来,我们判断通胀动态模型中是否应该包含移动平均项。依据时序分析理论,如果随机时序轨迹的真实数据生成过程含有 MA 成份,其偏自相关函数 (PACF: *Partial Autocorrelation Function*) 应该呈现拖尾的现象,而自相关函数 (ACF: *Autocorrelation Function*) 应该出现截尾特征。反之,AR 过程的 PACF 应表现出截尾特征而 ACF 对应拖尾现象。从图 3 绘制的我国 CPI 和 RPI 通胀率在 1981-2007 样本内的 PACF 和 ACF 时序图可以看到,每个通胀变量的 PACF 几个滞后期之后陡然落在其 90% 置信区间的上下界内 (2 条虚线表示上下界),而 ACF 则呈现出缓慢衰减的拖尾现

¹ ADF 检验过程使用 AIC 准则自动确定滞后阶数。

象, 这说明使用 AR 模型来刻画我国通胀率的动态路径较为合理。

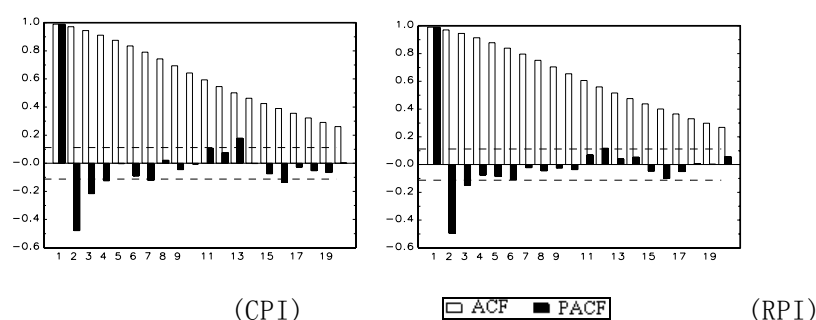


图 3 中国通胀率样本自相关函数 (ACF) 和偏自相关函数 (PACF)

基于以上分析, 本文使用模型 (1) 中描述的 $AR(p)$ 过程研究我国 CPI 和 RPI 通胀率的动态路径结构转变特征。我们同时注意到, 要利用 (1) 获得相对合理可靠的通胀动态路径, 模型中的最优滞后期数应该科学有据地选取, 既要考虑模型设立的简约程度 (parsimony), 又要考虑过于简约的模型可能存在的序列相关性问题。

因此, 对于这里的月度频率模型, 我们首先设定 6 个滞后期的初始值, 然后根据 AIC 准则并遵循“从一般到特殊”的建模规则来确定 AR 模型中的最优滞后阶数。在此基础上, 使用 Breusch-Godfrey LM 序列相关性检验, 确保设立的动态模型不存在显著的序列相关性。在实践中, 依据其他信息准则 (如 BIC) 选取的结果与 AIC 基本一致, 故不再赘述。

2. 结构性变化统计检验方法

本文引言部分曾经提到, 经济计量中的结构性变化检验可以回溯到著名的邹氏检验法, 但邹氏检验必须假设已知断点, 而近年来未知断点结构性变化检验的发展为我们这里分析通胀动态机制的结构性转变提供了更合理的设计, 其中 Andrews 和 Polober (1994) 提出的未知断点结构变化检验法的理论发展尤为完善。我们这里运用 Andrews 和 Polober 的方法获得通胀动态模型发生结构性转变的未知断点。

根据 Andrews 和 Polober 的理论, 假定 $m \times 1$ 阶的系数矩阵 Φ 表示通胀动态模型中的参数, 在 $t < k$ 时刻有 $\Phi = \Phi_1$, 而在 $t \geq k$ 时刻 $\Phi = \Phi_2$ ($\Phi_1 \neq \Phi_2$), 并且满足条件 $m \leq k \leq T - m$, 其中 T 表示全样本大小。另外, 假设未知结构断点参数的搜索域为 τ (如样本 T 的中间 70% 区域), 首先计算在该域内所有可能断点 $k = T\tau_i$ 对应的一系列 Wald 检验统计量 $W_T(\tau_i)$, 该统计量检验的原假设是在结构断点为 k 时模型中参数不发生结构性变化。不难看出, 对于原假设来说, 这个未知断点参数 k 并不出现, 而只是出现在备择假设条件下, 这样的参数被称为统计检验中的干扰参数。

$W_T(\tau_i)$ 获得之后, 可以进一步计算最大 *Wald* 统计量, 即

$$SupW = SupW_T(\tau_i) | \tau_i \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}]$$

(3)

如果 *SupW* 统计量具有统计显著性, 则其对应的断点时刻即为发生结构性变化的转变时点。

Andrews 和 Polober 进一步提出了在干扰系数存在情况下检验结构性转变的另外两个具有统计最优特性 (optimal) 的检验统计量, 即指数-*Wald* (*Exponential Wald*) 和均值-*Wald* (*Average Wald*) 统计量, 分别定义为

$$ExpW = \ln \left\{ \int_{\tau_{\min}}^{\tau_{\max}} \exp[0.5W_T(\tau)] d\tau \right\}$$

(4)

$$AveW = \int_{\tau_{\min}}^{\tau_{\max}} W_T(\tau) d\tau$$

(5)

Andrews 和 Polober 的研究表明, 即使在渐进条件下, 上述 3 个检验统计量对应的都是非标准的统计分布, 从实质上说就是因为干扰系数的存在。因此, 在计算未知断点结构变化检验统计量的过程中, 必须构建能够捕捉这里的非标准分布特征的 *p*-值计算函数, 才能获得正确的伴随概率。如果使用未知断点搜索来确定断点时刻, 却仍使用传统的 *p*-值计算方法来进行统计推断 (如刘金全等人, 2006), 从严格意义上讲是不正确的。

因此, 我们运用 Hansen (1997) 的非标准分布函数计算 *SupW*、*ExpW* 和 *AveW* 统计量对应的 *p*-值。Hansen 提出的非标准分布条件下的未知断点检验统计量对应的渐进 *p*-值计算函数可以写成

$$p(x|\theta) = 1 - \chi^2(\theta_0 + \theta_1 x + \cdots + \theta_m x^m | \eta)$$

(6)

其中 $\chi^2(z|\eta)$ 表示自由度为 η 的累积卡方分布, 即

$$\chi^2(z|\eta) = \int_0^z \frac{\omega^{-1+(\eta/2)} e^{-\omega/2}}{\Gamma(\eta/2) 2^{\eta/2}} d\omega$$

(7)

Hansen 指出, 多项式 $\theta_0 + \theta_1 x + \dots + \theta_m x^m$ 可以先通过分位数 (quantile) 估计法确定, 并进一步给出了与计算渐进 p -值公式 (6) 相关的损失函数 (Loss Function) 和分位数函数的计算方法, 为节省篇幅, 这里不做详述, 感兴趣的读者可以参阅 Hansen (1997) 原文。在实际计算过程中, 我们使用无限制条件下模型的异方差修正矩阵计算对应的 p -值。

根据以上介绍的方法, 我们对中国通胀率动态 AR 模型在 1981 年 1 月至 2007 年 4 月期间的结构稳定性进行了检验, 从而较为准确的判断我国通胀动态路径是否发生结构性转变以及结构变化的具体时点, 为进一步分割样本研究不同时期我国通货膨胀受随机冲击的反应动态路径的变化提供科学的依据。

3. 实证结果

按照上文的设计, 图 4 首先直观地给出了 CPI 和 RPI 的 AR 模型整体系数未知断点结构性变化检验的 *Wald* 统计量序列, 对应的搜索域为全样本的中间 70% 区间。从图中可以看到, CPI 和 RPI 对应的最大 *Wald* 统计量值均出现在 1994 年末。

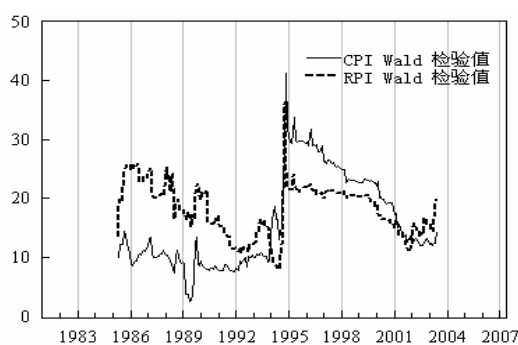


图 4 Andrews-Ploberger 未知断点 *Wald* 检验值序列

为了进一步精确判断 AR 模型中参数结构稳定性检验对应的 *SupW*、*ExpW* 和 *AveW* 检验统计量是否具有统计显著性, 我们使用 Hansen (1997) 的方法计算了对应的渐进 p -值 (用 p -sup、 p -exp 和 p -ave 表示)。对于每个通胀变量的 AR 模型, 我们对整体参数 (全系数)、截距项和滞后项系数 (α) 进行了检验并分别计算了对应的渐进 p -值。

表 1 归纳了中国通胀率动态自回归模型参数稳定性检验结果。首先, 两个通胀变量的 AR 过程的总体参数 (全系数) 稳定性检验对应的 p -值都远小于 0.01, 说明在 1% 的显著性水平下可以判定我国通胀率动态过程发生了显著性结构转变。从结构断点的估计结果来看, 发生结构性转变的时点为 1994 年 11 月。进一步观察断点参数估计我们发现, 对于 CPI 和 RPI 通胀率的动态过程, 滞后项的系数发生显著性结构变化, 并且与模型的总体系数变化时间估计点完全一致, 反映出通胀率 AR 模型

总体参数变化的根源来自于动态滞后参数。

另外，由于这里研究的是动态自回归模型，因变量的滞后项出现在回归方程右侧，所以序列相关性的诊断检验对于基于统计结果而得出的结论正确与否至关重要。为此，我们进行了 Breusch-Godfrey LM 序列相关性检验。注意，由于滞后项的存在，Durbin-Watson 检验和 Ljung-Box 的 Q 检验在这里严格讲是无效的。从表 1 中报告的 LM 检验对应的 p -值 (p -auto) 可以看到，使用 AIC 选定的滞后期数基本上可以消除 (1) 中存在的序列相关性，从而确保统计结果的有效性。

综合来看，中国通胀率动态路径在 1994 年发生了显著性结构变化，而且这种变化集中表现在 AR 模型中的滞后分布项参数上。

表 1 1981—2007 年中国通胀率 AR 模型参数稳定性检验结果

		p -sup	p -exp	p -ave	结构断点	滞后阶数	p -auto
CPI	全系数	0.000	0.000	0.005	1994.11***	6	0.09
	c	0.105	0.093	0.124	1994.09		
	α	0.000	0.000	0.006	1994.11***		
RPI	全系数	0.000	0.001	0.001	1994.11***	6	0.30
	c	0.043	0.051	0.083	1994.10		
	α	0.001	0.005	0.004	1994.11***		

注：***表示统计量在 99%置信水平下具有统计显著性。滞后阶数是基于 AIC 选取的模型最优滞后阶数。 p -auto 指 Breusch-Godfrey LM 序列相关性检验（至滞后 6 期）的 p -值。

四、脉冲响应分析与政策含义启示

我们在上文对我国通胀率动态 AR 模型的结构性转变特征进行了较为详尽的描述和分析，统计检验结果表明了通胀动态路径在 1994 年 11 月发生了显著性的结构变化。本部分利用识别出的断点日期进一步研究通胀率动态机制的结构性变化对经济政策制定和分析的启示。

首先，利用脉冲响应函数（IRF）研究通货膨胀在受到一个单位的随机冲击之后，其动态路径在结构转变前后的变动情况。根据定义，基于 AR 模型的通胀率脉冲响应函数为

$$IRF_i = \frac{\partial \pi_{t+i}}{\partial \varepsilon_t}$$

(8)

通过标准的AR(p)与AR(1)模型的转化技巧,可以将AR(p)模型写成AR(1)的形式,进而可以证明,

$$IRF_i = \frac{\partial \pi_{t+i}}{\partial \varepsilon_t} = f_{11}^i$$

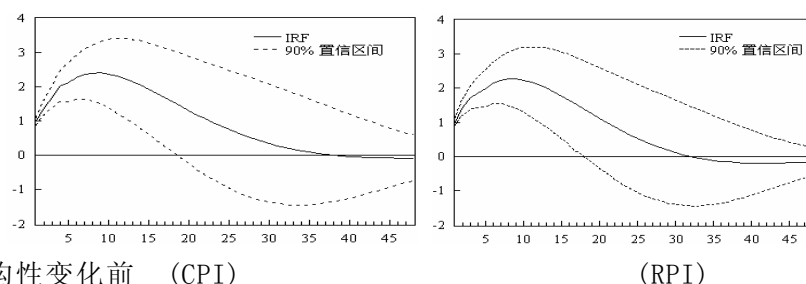
(9)

其中 f_{11}^i 代表由AR(p)模型中动态滞后系数组成的系数矩阵的第(1,1)位置上的元素(见Hamilton, 1994)。因此,从理论上说,既然中国通胀率的动态滞后参数发生了结构性转变,我们期望看到脉冲响应函数时序图在1994年11月前后呈现显著差异。

图5验证了这一基本结论,同时清晰地表现出通货膨胀对一个单位的随机冲击的反应在通胀动态路径发生结构转变前后的变化情况。从图5中可以看到,1994年以前,我国通胀率在受到随机冲击后反应持续的时间比较漫长,一般需要经过2年(24个月)以上的时间才逐渐消逝。而在1994年之后的时期内,随机扰动因素对通货膨胀的冲击影响快速衰减,一般在不到一年的时间里就很快趋近于零。

另外,脉冲响应函数在结构转变前的估计呈现宽位震荡态势(90%的置信区间相当宽泛),而结构变化后明显缩紧,从一个侧面反映了90年代之前我国通胀率的大幅波动与90年代中后期以来通货膨胀低位平稳走势的差异。

以上分析说明,在通胀动态路径发生结构性转变之后,我国通货膨胀对抗随机冲击的干扰能力显著增强,随机扰动因素对通货膨胀的影响一般在相对较短的时间内即可化解,不致造成通胀率的巨幅震荡。



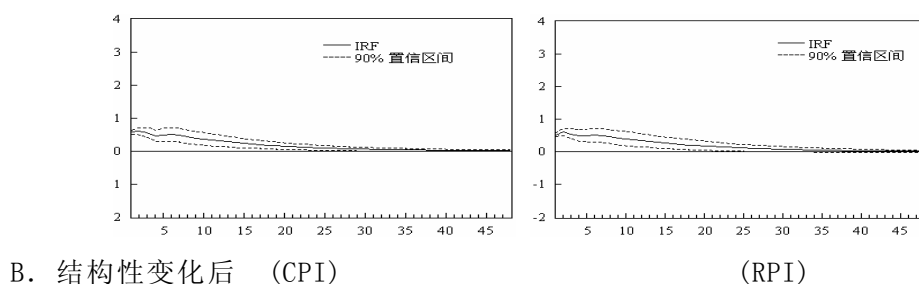


图 5 中国通货膨胀脉冲响应函数 (IRF) 变化情况

在计算脉冲响应函数的过程中，我们实际上是考察了随机扰动因素瞬时变化一个单位对通货膨胀的影响。接下来，我们研究如果影响通胀率的随机因素产生永久性变动，通货膨胀在结构性变化前后对这种随机冲击变动的动态反应路径如何变化。因为这种情况实质上描绘的是一个单位的随机冲击对通货膨胀带来的累进效应，所以一般使用累积脉冲响应函数表示 (CIRF: *cumulative impulse response function*)：

$$CIRF = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\partial \pi_{t+i}}{\partial \varepsilon_t} = \frac{1}{1-\alpha(1)}$$

其中 $\alpha(1)$ 的定义与公式 (2) 中的相同。

图 6 绘制了 1994 年 11 月之前和之后对应的 CIRF 时序图。通过比较可以看到，随机冲击对通货膨胀的累进效应在通胀动态机制发生结构性转变前非常明显，在经过 2 年之后其影响的绝对数值一般都要超过 40 个单位。而在结构变化后，随机冲击的通胀累进效应明显减弱，经过 2 年之后其影响的绝对水平一般都不足结构变化前的 1/2。

由于累积脉冲响应函数从实质上反应了通货膨胀的持久性，即通胀率在受到随机冲击后返回静态所需的时间（张成思和刘志刚，2007），我们这里的分析进一步说明了中国通货膨胀持久性已经发生了深远的变化，这种变化与我国物价由高波动时期到最近十几年期间的“稳定物价”的不同阶段相吻合。

这说明，我国通胀率的动态时序表现与国家在 90 年代中期开始的宏观调控、稳定金融秩序以及财税体制改革等举措息息相关。当然，90 年代中期我国的金融系统普遍施行的谨慎“惜贷”，应对坏帐的措施等都可能对通胀率的动态走势变化也起到了推波助澜的影响。而这些又恰恰暗示，政策调控不仅对通胀水平而且对通货膨胀动态路径具有重要影响。结合脉冲响应函数变化的情况可以看出，随着经济政策的变迁，我国通胀动态机制的特征会随之发生变化，如果对通胀动态路径的变化疏于监控，仍然可能会出现高通胀时期的强通胀持久性特征，从而造成通货膨胀受到随机干扰之后难于快速返回均衡状态，从而导致不利的政策效果滞后效应的出现。所

以,新时期仍然需要进一步加强宏观政策调控,促进我国通胀动态路径朝着有利于经济运行的方向发展。

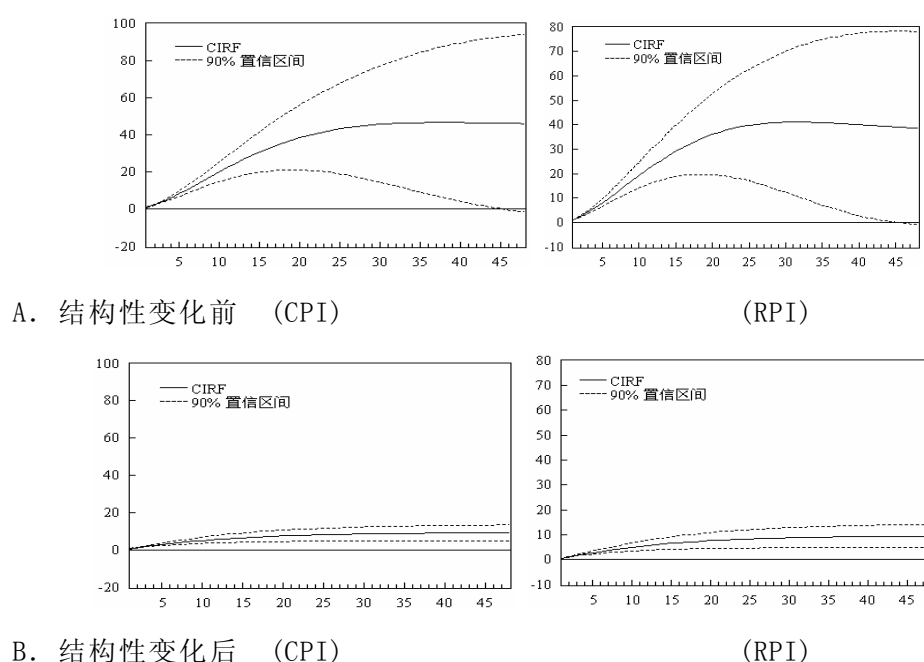


图6 中国通货膨胀累积脉冲响应函数(CIRF)变化情况

五、结语

本文运用最新发展起来的未知断点结构性变化检验方法和非标准分布条件下的未知断点检验统计量 p -值计算方法,研究了我国1981年1月至2007年4月的通胀率动态路径结构性转变情况,发现我国通胀动态路径在1994年11月发生了显著性的结构变化。这一发现与我国在90年代中期开始的货币、财政政策改革等宏观政策发展状况颇为一致,说明不断深化的宏观经济调控措施以及经济结构改革促成了通货膨胀动态机制内的经济参数发生结构性转变。

基于未知断点结构变化检验的结果,本文进一步通过脉冲响应对比分析考察了通货膨胀在受到随机冲击后动态反应过程的变化情况。研究结果显示,通胀率动态路径在发生结构转变前后,通货膨胀对随机冲击因素的反应呈现明显差异。

考虑到政策调控对通货膨胀动态路径的重要影响,本文认为,进一步加强宏观政策调控,特别是加强“稳定价格”的货币政策导向在新时期仍然需要坚定不移地贯彻执行。近一段时期以来,随着中国经济的快速增长,股票、基金以及房地产业发展迅猛,再加上由于双顺差带来的流动性过剩问题,我国物价开始表现出不断上扬的态势,这些已经引起政府和央行对我国经济发展过热和通胀抬头的警惕。而本文的实证研究结果进一步表明,新形势下货币当局更要保持对短期内通货膨胀抬头

趋势的警觉，积极利用政策杠杆调节市场预期，有效稳定市场价格，避免出现物价大幅波动的情况，从而使我国经济平稳健康的向前发展。

参考文献：

1. 樊纲：《克服信贷萎缩与银行体系改革—1998 年宏观经济形势分析与 1999 年展望》，《经济研究》1999 年第 1 期。
2. 高铁梅，刘红玉，王金明：《中国转轨时期物价波动的实证分析》，《中国社会科学》2003 年第 6 期。
3. 刘金全、金春雨、郑挺国：《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》，《中国管理科学》2006 年第 1 期。
4. 刘树成：《通货紧缩：既不能估计不足亦不可估计过重》，《经济研究》1999 年第 10 期。
5. 余永定：《打破通货紧缩的恶性循环》，《经济研究》1999 年第 7 期。
6. 张成思：《短期通胀率动态机制理论述评》，《管理世界》2007 年第 5 期。
7. 张成思、刘志刚：《中国通货膨胀率持久性变化研究及政策含义分析》，《数量经济技术经济研究》2007 年第 3 期。
8. Andrews, Donald, and Werner Ploberger, Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, vol. 62, no. 6 (1994), pp. 1383—1414.
9. Chow, Gregory, Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, vol. 28, no. 3 (1960), pp. 591—605.
10. Hansen, Bruce, Approximate Asymptotic P Values For Structural Change Tests. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, no. 1 (1997), pp. 60—80.
11. Hamilton, James, 1994, *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.